

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



**CASO DE ESTUDIO: ANÁLISIS DE LOS  
EFECTOS DE LOS TÉRMINOS DE  
INTERCAMBIO DE COMERCIO EXTERIOR  
SOBRE EL CRECIMIENTO DEL PRODUCTO  
BRUTO INTERNO DE PERÚ Y CHILE EN EL  
PERIODO 2000 -2021**

Trabajo de suficiencia profesional para optar el Título Profesional de Economista

**Gian Fabrizio Fernandini Orellana**

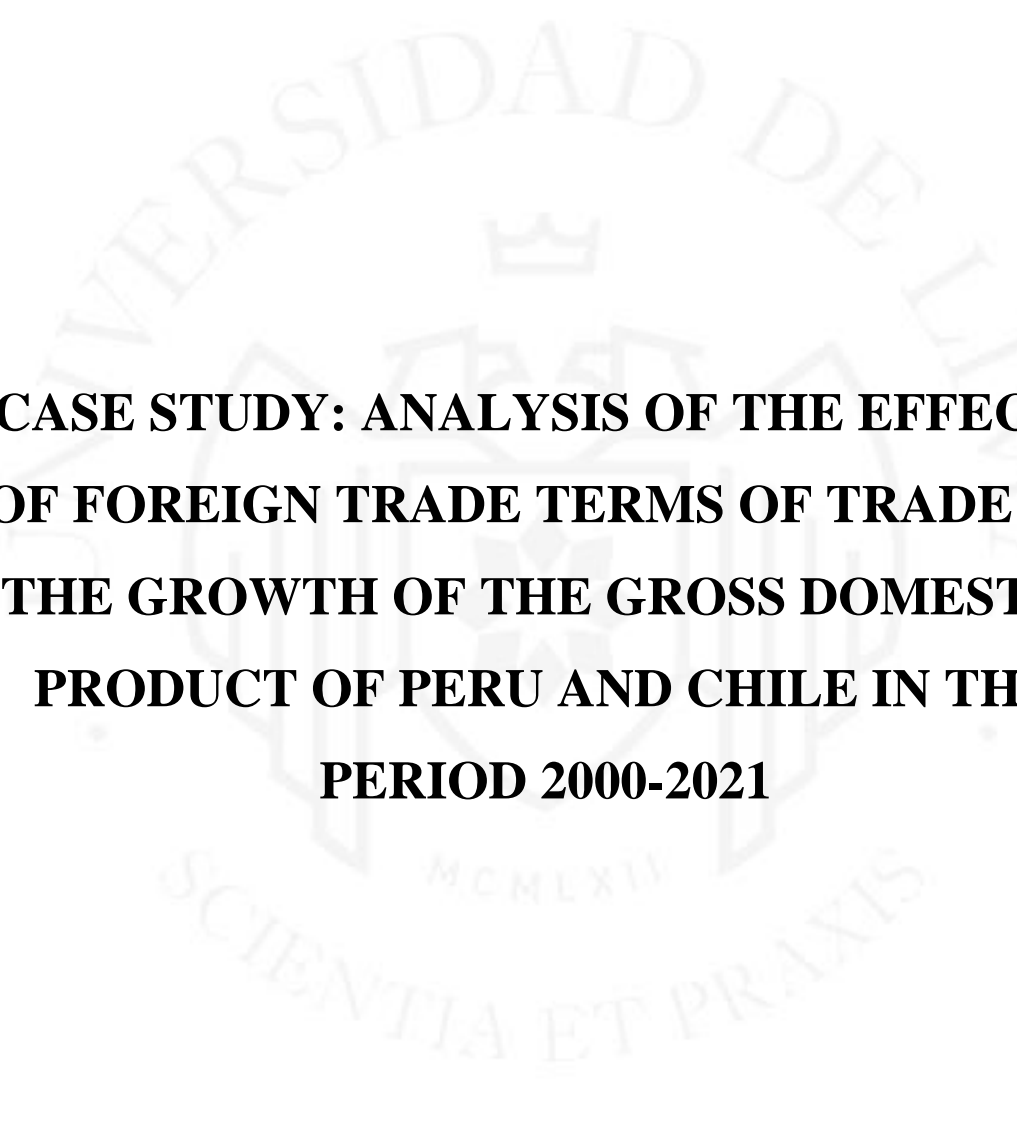
**Código 20132768**

**Asesor**

**Carlos Hugo Mendiburu Díaz**

Lima – Perú  
Agosto de 2022





**CASE STUDY: ANALYSIS OF THE EFFECTS  
OF FOREIGN TRADE TERMS OF TRADE ON  
THE GROWTH OF THE GROSS DOMESTIC  
PRODUCT OF PERU AND CHILE IN THE  
PERIOD 2000-2021**

# TABLA DE CONTENIDO

<b>RESUMEN</b> .....	<b>viii</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>ix</b>
<b>1. INTRODUCCIÓN</b> .....	<b>1</b>
<b>2. CONTEXTO</b> .....	<b>3</b>
<b>3. MARCO TEÓRICO</b> .....	<b>8</b>
3.1. Términos de Intercambio.....	8
3.2. Efecto Harberger – Laursen – Meztler .....	9
<b>4. METODOLOGÍA</b> .....	<b>12</b>
4.1. Descripción de las variables macroeconómicas .....	12
4.2. Modelo econométrico.....	18
<b>5. ANÁLISIS</b> .....	<b>19</b>
5.1. Modelo VAR para Perú .....	19
5.2. Modelo VAR para Chile.....	26
<b>6. CONCLUSIONES</b> .....	<b>33</b>

## ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 2.1 Crecimiento de los términos de intercambio de Chile y Perú (% Anual), 2000-2020. ....	4
Tabla 2.2 Crecimiento del PBI de Chile, Perú, América Latina y el Caribe (% Anual), 2000-2021. ....	5
Tabla 4.1 Estadísticas descriptivas de las variables.....	18
Tabla 5.1 Pruebas de raíz unitaria para modelo VAR Perú. ....	19
Tabla 5.2 Pruebas de raíz unitaria con variables tratadas para modelo VAR Perú. ....	20
Tabla 5.3 Número de rezagos óptimos para modelo VAR Perú.....	20
Tabla 5.4 Prueba de Lagrange-multiplier para modelo VAR Perú.....	21
Tabla 5.5 Prueba de normalidad para modelo VAR Perú.....	21
Tabla 5.6 Prueba de significancia grupal para modelo VAR Perú. ....	22
Tabla 5.7 Modelo VAR Perú con dos rezagos.....	23
Tabla 5.8 Descomposición de la varianza para modelo VAR Perú.....	26
Tabla 5.9 Pruebas de raíz unitaria para modelo VAR Chile.....	27
Tabla 5.10 Pruebas de raíz unitaria con variables tratadas para modelo VAR Chile. ....	27
Tabla 5.11 Número de rezagos óptimos para modelo VAR Chile. ....	28
Tabla 5.12 Prueba de Lagrange-multiplier para modelo VAR Chile. ....	28
Tabla 5.13 Prueba de normalidad para modelo VAR Chile. ....	28
Tabla 5.14 Prueba de significancia grupal para modelo VAR Chile.....	29
Tabla 5.15 Modelo VAR Perú con dos rezagos.....	30
Tabla 5.16 Descomposición de la varianza para modelo VAR Chile. ....	32

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 2.1 Evolución del comercio mundial de mercancías, base fija 2010 = 100 (% Mensual), 2015-2022. ....	7
Figura 3.1 Diagrama de canales de transmisión de shocks externos. ....	9
Figura 4.1 Índice del producto bruto interno de Perú por tipo de gasto (millones S/ 2007) (índice 2000q1 = 100). ....	12
Figura 4.2 Índice del producto bruto interno de Chile precios del año anterior encadenado (miles de millones de pesos 2018) (índice 2000q1 = 100). ....	13
Figura 4.3 Índice del tipo de cambio real de Perú (índice 2000q1 = 100). ....	14
Figura 4.4 Índice del tipo de cambio real de Chile (índice 2000q1 = 100). ....	15
Figura 4.5 Índice de Términos de intercambio de comercio exterior de Perú (índice 2000q1 = 100). ....	16
Figura 4.6 Índice de Términos de intercambio de comercio exterior de Chile (índice 2000q1 = 100). ....	17
Figura 5.1 Prueba de estabilidad para modelo VAR Perú. ....	24
Figura 5.2 Impulso respuesta para modelo VAR Perú. ....	25
Figura 5.3 Prueba de estabilidad para modelo VAR Chile. ....	30
Figura 5.4 Impulso respuesta para modelo VAR Chile. ....	31

## ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo 1: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado para modelo VAR Perú. ....	37
Anexo 2: Test de raíz unitaria Phillips-Perron para modelo VAR Perú. ....	38
Anexo 3: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado con variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Perú. ....	39
Anexo 4: Test de raíz unitaria Phillips-Perron con variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Perú. ....	40
Anexo 5: Gráfico de variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Perú. ....	41
Anexo 6: Número de rezagos óptimos para modelo VAR Perú. ....	42
Anexo 7: Prueba de multiplicador de Lagrange para modelo VAR Perú. ....	42
Anexo 8: Prueba de normalidad Jarque-Bera para modelo VAR Perú. ....	42
Anexo 9: Prueba de significancia de coeficientes para modelo VAR Perú. ....	43
Anexo 10: Modelo VAR Perú con dos rezagos. ....	44
Anexo 11: Prueba de estabilidad para modelo VAR Perú. ....	45
Anexo 12: Descomposición de la varianza para modelo VAR Perú. ....	45
Anexo 13: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado para modelo VAR Chile. ...	46
Anexo 14: Test de raíz unitaria Phillips-Perron para modelo VAR Chile. ....	47
Anexo 15: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado con variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Chile. ....	48
Anexo 16: Test de raíz unitaria Phillips-Perron con variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Chile. ....	49
Anexo 17: Gráfico de variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Chile. ....	50
Anexo 18: Número de rezagos óptimos para modelo VAR Chile. ....	51
Anexo 19: Prueba de multiplicador de Lagrange para modelo VAR Chile. ....	51
Anexo 20: Prueba de normalidad Jarque-Bera para modelo VAR Chile. ....	51
Anexo 21: Prueba de significancia de coeficientes para modelo VAR Chile. ....	52
Anexo 22: Modelo VAR Chile con dos rezagos. ....	53
Anexo 23: Prueba de estabilidad para modelo VAR Chile. ....	54
Anexo 24: Descomposición de la varianza para modelo VAR Chile. ....	54

## RESUMEN

Este documento analiza el efecto de los términos de intercambio de comercio exterior sobre el crecimiento del producto bruto interno, con la finalidad de verificar la existencia o ausencia del efecto Harberger – Laursen – Meztler en economías pequeñas y abiertas como es el caso de Perú y Chile. Se utilizó un modelo de vectores autoregresivos para poder realizar estimaciones considerando la dinámica de las variables analizadas.

Los resultados verifican la existencia del efecto Harberger – Laursen – Meztler y muestran que existe un periodo de adaptación en las economías para poder interiorizar las fluctuaciones en los términos de intercambio, aún controlando por las variaciones en otro precio relativo importante en economías abiertas: el tipo de cambio real.

**Línea de investigación:** 5300 - 1. J1

**Palabras clave:** Términos de intercambio, Efecto Harberger – Laursen – Meztler, Tipo de cambio real multilateral, Comercio Internacional.



## ABSTRACT

This document analyzes the effect of foreign trade terms of trade on the growth of gross domestic product, in order to verify the existence or absence of the Harberger - Laursen - Meztler effect in small and open economies such as Peru and Chile. An autoregressive vector model was used to make estimates considering the dynamics of the variables analyzed.

The results verify the existence of the Harberger - Laursen - Meztler effect and show that there is an adaptation period in the economies to be able to internalize the fluctuations in the terms of trade, even controlling for the variations in another important relative price in open economies: the exchange rate. of actual exchange.

**Line of research:** 5300 - 1. J1

**Keywords:** Terms of Trade, Harberger – Laursen – Meztler effect, Multilateral real exchange rate, gross domestic product, International Trade.

# 1. INTRODUCCIÓN

En las economías abiertas al comercio internacional, la actividad económica puede reflejar el entorno externo a través de múltiples mecanismos. Por ejemplo, un aumento de los precios de las exportaciones genera un efecto ingreso positivo que puede contribuir al crecimiento del consumo y de la inversión. De otro lado, un aumento de los precios de las importaciones puede elevar los costos de los insumos, pero también puede inducir un efecto sustitución hacia mayor demanda de productos fabricados internamente. La teoría económica indica la existencia del efecto Harberger – Laursen – Metzler, el cual dice que una mejoría en los términos de intercambio se ve reflejado en una mejoría en el nivel de actividad económica del país.

El presente documento busca estimar el efecto que tienen los términos de intercambio sobre el crecimiento del producto bruto interno en dos economías pequeñas y abiertas: Perú y Chile. Ambas economías han están sujetas a la volatilidad del comercio internacional y por ello es necesario comprender las posibles repercusiones que enfrentan los países mencionados ante diferentes shocks de precios en sus principales exportaciones e importaciones, que luego se transmiten a la actividad económica local. Este efecto se estima controlando por los cambios en otro precio relativo importante para economías abiertas al comercio: el tipo de cambio real.

La investigación ha tomado como variables el producto bruto interno, los términos de intercambio y el tipo de cambio real multilateral para los periodos comprendidos desde el primer trimestre del año 2000 hasta el cuarto trimestre del año 2021. Para fines de uniformizar la unidad de medida y facilitar la comparación de la dinámica de las variables, se tomó como periodo base el primer trimestre del año 2000, para poder expresar las variables como índice.

Objetivos:

- Verificar la existencia del efecto Harberger – Laursen – Metzler, tanto para Perú como para Chile, para el período 2000-2021
- Estimar la magnitud del impacto de los términos de intercambio sobre el producto bruto interno, controlando por el tipo de cambio real, tanto para Perú como para Chile, para el período 2000-2021.

- Estimar el efecto del tipo de cambio real sobre la actividad económica, tanto para Perú como para Chile, para el período 2000-2021

La hipótesis principal planteada para esta investigación es la siguiente: El efecto Harberger – Laursen – Meztler se verifica en Perú y Chile en el periodo 2000-2021 de manera que los términos de intercambio tienen un efecto positivo sobre la actividad económica, más se ven reflejados con rezago.

La metodología utilizada para contrastar la hipótesis del trabajo consiste en la estimación de un modelo econométrico de vectores autoregresivos, el cual es una técnica de econometría de series de tiempo que permite analizar la dinámica de la relación entre las variables.

Este documento está organizado del siguiente modo. En el capítulo dos se describe la evolución de los términos de intercambio y del producto bruto interno mientras se resalta la importancia de las exportaciones. En el capítulo tres se detalla la teoría económica y los diversos estudios que han realizado.

Mientras que el capítulo cuatro se define y describe las variables macroeconómicas así como también una breve explicación del modelo econométrico. En el capítulo cinco se muestra los resultados del modelo econométrico para finalmente llegar al capítulo seis en donde se dan las conclusiones del estudio.

## 2. CONTEXTO

En la actualidad, las economías de los países se encuentran cada vez más globalizadas, esto ha generado muchos beneficios en América Latina, ya sea por la importación de tecnología, necesaria para fomentar las industrias locales, o por las exportaciones, que representan aproximadamente 28% del PBI de ambos países, de materias primas que abundan en la región y que gracias al elevado precio que han tenido, en ciertos períodos sobre todo los minerales, han generado fases de crecimiento económico, principalmente en Perú y Chile, países en el cual se centrará el presente documento.

Sin embargo, no todo son buenas noticias, la apertura de las economías las vuelve susceptibles a diferentes shocks externos que pueden aumentar la volatilidad y la incertidumbre sobre la evolución de la actividad económica en la región.

En economías intensivas en la exportación de recursos naturales como lo son la peruana y chilena, no puede pasar por alto efecto que tienen los términos de intercambio en el análisis de la actividad económica.

Podemos definir a los términos de intercambio como el ratio generado entre los precios de las exportaciones e importaciones. Esta razón nos permite estimar el impacto que puede tener las fluctuaciones de precio a nivel internacional sobre el desarrollo económico del país.

Para Chile y Perú los precios de exportación están determinados básicamente por el precio de los minerales y, en el caso de Chile, sobre todo del cobre, ya representa un porcentaje significativo en su cartera de exportación ya que representa un poco más del 50%. Mientras que el precio de importación se encuentra determinados principalmente por el precio del petróleo, ya que al no ser productores de este bien necesitan importar cantidades significativas para mantener sus líneas productivas en funcionamiento ya que es un insumo sumamente crucial.

En la Tabla 2.1 se presenta la evolución de los términos de intercambio desde el año 2000, a simple vista se observa que las cifras se han duplicado para ambos países y esto se debe por la enorme demanda de los minerales, sobre todo del cobre, de China y E.E.U.U. ya que es un material utilizado en sectores como la agricultura, construcción, tecnología, energía, etc.

**Tabla 2.1***Crecimiento de los términos de intercambio de Chile y Perú (% Anual), 2000-2020*

Año	Chile	Perú	Chile (var.%)	Perú (var.%)
2000	100.0	100.0		
2001	92.8	99.5	-7.25%	-0.54%
2002	96.4	106.8	3.89%	7.33%
2003	105.7	108.8	9.68%	1.94%
2004	129.1	124.1	22.15%	14.01%
2005	147.6	131.7	14.34%	6.14%
2006	191.8	171.0	29.94%	29.83%
2007	198.4	181.3	3.46%	6.03%
2008	169.6	159.7	-14.52%	-11.92%
2009	176.2	155.6	3.89%	-2.58%
2010	214.4	188.1	21.68%	20.89%
2011	217.8	203.0	1.58%	7.94%
2012	202.8	197.3	-6.91%	-2.80%
2013	196.4	185.4	-3.13%	-6.03%
2014	192.5	175.5	-2.01%	-5.35%
2015	187.1	163.4	-2.80%	-6.88%
2016	193.8	163.0	3.60%	-0.24%
2017	213.8	175.2	10.32%	7.46%
2018	207.4	174.4	-3.00%	-0.45%
2019	203.9	171.5	-1.69%	-1.69%
2020	224.0	185.5	9.83%	8.18%

*Nota.* Adaptada de *Índice de términos netos de intercambio (2000 = 100) - Perú, Chile*, por Banco Mundial, s.f.

(<https://datos.bancomundial.org/indicador/TT.PRI.MRCH.XD.WD?end=2020&locations=PE-CL&start=2000>)

Este aumento de los términos de intercambio no ha sido constante, pues se han observado períodos de caída, por ejemplo, en el año 2008 producto de la crisis financiera.

Por su parte, la evolución del PBI se muestra en la Tabla 2.2, en donde se mantienen un crecimiento positivo para la economía chilena y peruana que aprovecharon el super-ciclo de los minerales, generando fuentes de trabajo y desarrollo para sus habitantes. Solo en los periodos del 2009 y 2020 se aprecia una contracción de la actividad económica, debido a la crisis financiera y el COVID-19, respectivamente.

**Tabla 2.2***Crecimiento del PBI de Chile, Perú, América Latina y el Caribe (% Anual), 2000-2021*

Año	Chile	Perú	América Latina y el Caribe	Mundo
2000	4.97	2.69	3.56	4.49
2001	3.15	0.62	0.49	2.00
2002	3.20	5.45	0.53	2.33
2003	4.72	4.17	2.55	3.15
2004	6.67	4.96	5.59	4.49
2005	5.84	6.29	4.01	4.04
2006	6.05	7.53	5.06	4.48
2007	5.17	8.52	5.29	4.48
2008	3.79	9.13	3.73	2.07
2009	-1.12	1.10	-1.99	-1.33
2010	5.85	8.33	6.43	4.53
2011	6.22	6.33	4.45	3.32
2012	6.16	6.14	2.54	2.71
2013	3.31	5.85	2.85	2.82
2014	1.79	2.38	1.37	3.06
2015	2.15	3.25	0.54	3.08
2016	1.75	3.95	-0.16	2.80
2017	1.36	2.52	1.89	3.38
2018	3.99	3.97	1.63	3.28
2019	0.77	2.24	0.73	2.61
2020	-5.98	-10.95	-6.67	-3.27
2021	11.67	13.35	6.75	5.80

*Nota.* Adaptada de *Índice de términos netos de intercambio (2000 = 100) - Perú, Chile*, por Banco Mundial, s.f.

(<https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?end=2021&locations=PE-CL-ZJ-1W&start=2000>)

Sin embargo, la apertura al mundo de estas economías pequeñas y principalmente productoras de materia prima traen solo beneficios, ahora tiene que afrontar la volatilidad del comercio mundial.

Dentro de los eventos que mayor repercusión tuvieron para Chile y Perú fue la disputa comercial entre los Estados Unidos y China y posteriormente la crisis por el COVID-19 limitó significativamente el comercio mundial de mercaderías, según CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis se registró una caída en mayo del 2020 del 12.79% en América Latina y del 11.58% a nivel global como se observa en el Figura 2.1.

Sin duda alguna el comercio internacional que tiene América Latina depende básicamente de China y Estados Unidos, por el lado de las exportaciones durante el 2021

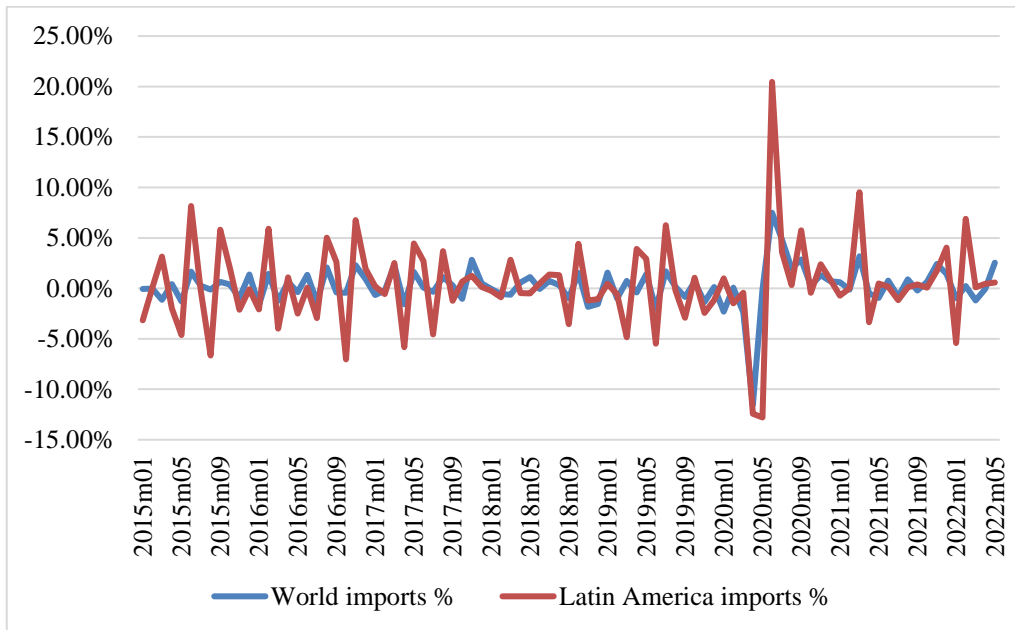
de Perú se dirigieron principalmente hacia China (17,013 millones de dólares), Estados Unidos (10,052 millones de dólares) y Canadá (3,948 millones de dólares), situación similar la tiene Chile en donde sus exportaciones van a China (36,527 millones de dólares), Estados Unidos (14,950 millones de dólares) y Japón (7,186 millones de dólares).

Por su parte las importaciones durante el 2021 de Perú vienen de Estados Unidos (9,575 millones de dólares), China (6,430 millones de dólares) y Argentina (2,396 millones de dólares), mientras que Chile importa desde China (27,498 millones de dólares), Estados Unidos (15,973 millones de dólares) y Brazil (7,647 millones de dólares).

Es por ello que la dinámica de las economías de los principales socios de la región es fundamental para mantener un crecimiento económico a media y largo plazo. Lastimosamente el Banco mundial calcula que el PBI de China creció 2.2% durante el 2020 y se estima que para el 2022 crezca alrededor del 4%, mientras que Estados cayó 3.4% durante el 2020 y se estima que para el 2022 crezca alrededor del 2%.

**Figura 2.1**

*Evolución del comercio mundial de mercancías, base fija 2010 = 100 (% Mensual), 2015-2022.*



*Nota.* Adaptada de *World Trade Monitor July 2022*, por CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, s.f. (<https://www.cpb.nl/en/world-trade-monitor-july-2022>)



### 3. MARCO TEÓRICO

#### 3.1. Términos de Intercambio

Los términos de intercambio (TI) se definen como el ratio producto de la relación de el cociente entre el índice de precios de las exportaciones (IPx) y el índice de precios de las importaciones (IPm) multiplicado por 100:

$$TI = \frac{IPx \cdot 100}{IPm}$$

Un incremento (disminución) del índice de términos de intercambio en determinado periodo significa que los precios de las exportaciones aumentan (disminuyen) más o disminuyen (aumentan) menos que los precios de las importaciones en dicho periodo. Ello implica que, con la misma cantidad física de exportaciones, el país puede importar una mayor (menor) cantidad de bienes.

La teoría económica distingue entre dos tipos de shocks: los percibidos como temporales y los permanentes. El primero de ellos, los temporales generalmente ocasionan que los agentes económicos busquen suavizar el consumo por el tiempo que consideren prudente y la preferencia por el ahorro aumenta, mientras que las inversiones al tener una naturaleza de largo plazo no se ven afectadas significativamente. Entonces un aumento de los términos de intercambio se traduce como un superávit de la cuenta corriente. En cambio, si los agentes económicos consideran que es un shock permanente, buscarán ajustarse a las nuevas condiciones establecidas.

Para el caso de Perú y Chile, que son economías abiertas al comercio internacional y de pequeña magnitud que representan apenas el 0.3% y 0.4% del GDP global, cuentan con un alto grado de concentración en las exportaciones, sobre todo por la gran cantidad de minerales, entre ellos el cobre y el zing, que exportan a China y E.E.U.U., con ellos se demuestra una importante dependencia por el precio de los minerales y la demanda de dichos minerales.

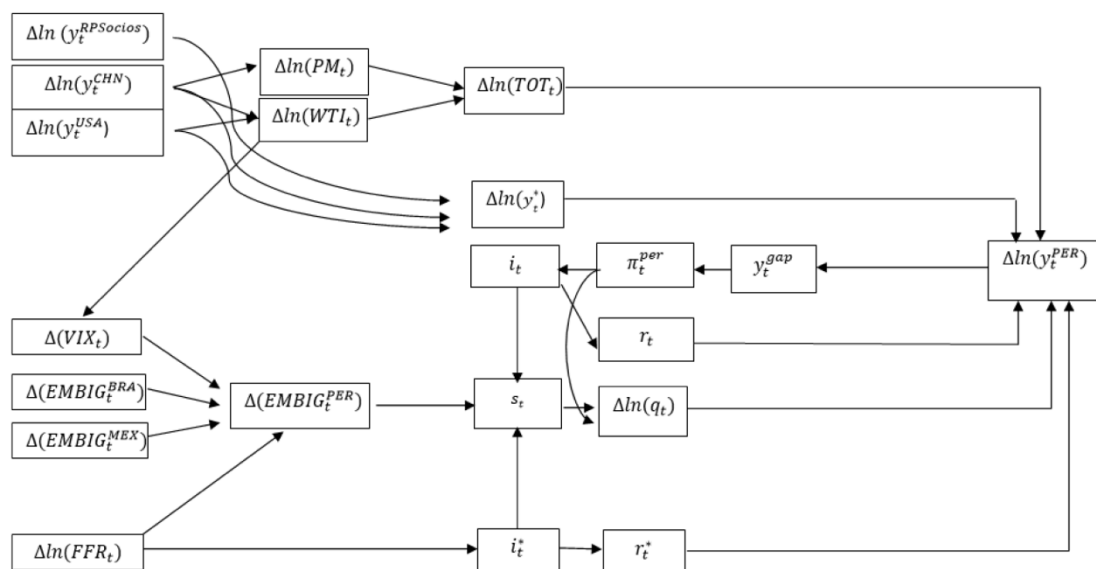
En la Figura 3.1 se puede apreciar como el desempeño de los principales socios comerciales genera una variación de los términos de intercambio que repercute directamente en la actividad económica de Chile y Perú, así mismo la entrada de divisas extranjeras a la economía produce fluctuaciones en el tipo de cambio.

Adicionalmente como el precio es una variable determinante de la rentabilidad esperada, las empresas del sector exportación se vuelven más atractivas y atrae mayor inversión, favoreciendo un desarrollo de la actividad económica en el mediano y largo plazo.

Finalmente, como las empresas necesitan insumos importados principalmente el petróleo para sus procesos productivos, lo que una caída de los términos de intercambio por la caída de precios se vería reflejado como un ahorro en los costos de producción de las empresas lo que se vería reflejado en mejores beneficios en estas y por ende aumentaría su competitividad en el mercado.

**Figura 3.1**

*Diagrama de canales de transmisión de shocks externos*



*Nota.* De *Contribución de los choques externos en el Crecimiento Económico del Perú: un modelo semi-estructural*, por J. L. Nolzco, P. Lengua-Lafoss, N. Céspedes, 2016. Banco Central de Reserva del Perú

### 3.2. Efecto Harberger – Laursen – Meztler

A lo largo del tiempo ha tomado relevancia el efecto que tienen los shocks externos en los términos de intercambio hacia el crecimiento de los países y sus ciclos económicos, sobre todo a países que cuentan con una economía pequeña y abierta como es el caso de Perú y Chile.

Podemos decir que una economía es abierta porque intercambia bienes y servicios con el resto del mundo y pequeña porque el impacto que tiene sus políticas domésticas no genera mayores repercusiones en el bloque comercial de su región y mucho menos en las economías desarrolladas.

Dentro del estudio del análisis entre los términos de intercambio y la balanza comercial, resaltan los realizados por Harberger (1950), y Laursen y Meztler (1950). Dichos autores a través del análisis de modelos de ingreso – gasto en funciones de consumo keynesianas y con ausencia de movilidad de capitales internaciones, llegaron a la conclusión de que en economías de pequeña magnitud y que se encuentran abiertas al comercio internacional, una caída (incremento) exógena en los términos de intercambio llevaría a un deterioro (mejora) en la balanza comercial, a esto se le conoce como el efecto Harberger – Laursen – Meztler (HLM).

Otro estudio resaltante fue el de Tokarick (1995), en donde plantea un modelo de equilibrio general con el fin de poder cuantificar el efecto de la implementación de una reforma de la política comercial en las importaciones, exportaciones, tipo de cambio real y en la política fiscal del gobierno en la economía de Trinidad y Tobago la cual es abierta y pequeña.

Dentro de su estudio consideró que la esta economía se encuentra comprendida por tres sectores, un sector de bienes no sujetos a transacciones y dos sujetos a transacciones lo cuales denomina exportables e importables. Adicionalmente supone la exógeneidad de los términos de intercambio, lo que significa que estos no son determinados por factores internos a la economía pequeña y abierta, mientras que el precio de los bienes no sujetos a transacción es determinado dentro de la economía por la relación de la oferta y la demanda.

Por su parte Lanteri (2004), realizó un estudio sobre el efecto que tienen los shocks externos no anticipados en los términos de intercambio que afectan a países productores de materia prima como es el caso de los países de América Latina, se enfocó en los efectos en la balanza comercial y el producto doméstico para Argentina.

A través de un modelo VAR estructural mostró que una variación positiva de los términos de intercambio llevará a una mejoría temporal de la balanza comercial y

permanente en el producto bruto interno de Argentina, respaldando aún más la existencia del efecto Harberger – Laursen – Meztler.

En Mendoza (1995) se examinó la relación entre los ciclos económicos y los términos de intercambio bajo un modelo de equilibrio inter-temporal en economías de varios países, obteniendo así resultados interesantes que muestran que casi la mitad de la variación posible del Producto Bruto Interno son explicados por variaciones en los términos de intercambio.

Adicionalmente, Otto (2003) mediante un modelo de vectores estructurados autoregresivos investigó si existía un patrón sistemático en la balanza comercial por efecto de los términos de intercambio en países miembros de la OCDE y economías en desarrollo, obteniendo como resultado la existencia del efecto Harberger – Laursen – Meztler, lo cual es fuertemente consistente con los estudios realizados por Mendoza (1992, 1995, 1997).

En Perú se han realizado varios estudios sobre el impacto de los términos de intercambio en la economía, por ejemplo, Castillo y Rojas (2014) realizó un estudio para las economías de México, Perú y Chile mediante un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo, similar al de Blanchard y Quah (1989). Obteniendo como resultado que los shocks de términos de intercambio en el corto y largo plazo han generado significativas ganancias en la productividad de los países en mención.

Mientras que, Nolazco et al. (2016) estudiaron la contribución del sector externo en el crecimiento del Perú para los periodos comprendidos entre 1996 y 2015. Mediante un modelo semi-estructural similar a los realizados por Salas (2011), Adler y Sosa (2012) y Han (2014), llegaron a la conclusión de que los efectos a lo largo del tiempo son heterogéneos y se deberían de tomar periodos de tiempos más exactos para su comprensión.

El tipo de cambio real afectar al PBI debido a que las exportaciones son pagadas en moneda extranjera, entonces podría existir periodos en donde el volumen no tenga variaciones significativas pero el efecto precio se vea fuertemente acrecentado.

Como se observa existe una amplia variedad de estudios realizados con diferentes modelos econométricos sobre los términos de intercambio y sus efectos en las economías.

## 4. METODOLOGÍA

### 4.1. Descripción de las variables macroeconómicas

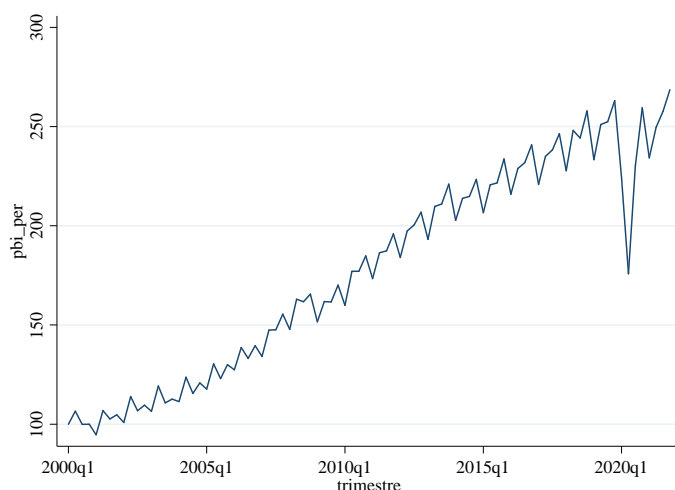
- **Producto Bruto Interno**

Se define como el valor total de la producción de bienes y servicios finales, incluye lo producido por los nacionales y extranjeros residentes en el país, en un periodo de tiempo determinado dentro de un país.

Para Perú se tomó el producto bruto interno por tipo de gasto en millones de soles trimestrales que tiene como año base los precios del 2007, con esta data se construyó la variable *pbi\_per* que es el índice del producto bruto interno tomando como periodo base el primer trimestre del año 2000. Se observa una tendencia positiva a lo largo del tiempo con un comportamiento estable, salvo los primeros trimestres del 2020 en donde hay una caída significativa por la paralización económica que hubo a nivel global, esto se agravó aún más por el alto grado de informalidad que ronda el 70%.

**Figura 4.1**

*Índice del producto bruto interno de Perú por tipo de gasto (millones S/ 2007) (índice 2000q1 = 100).*

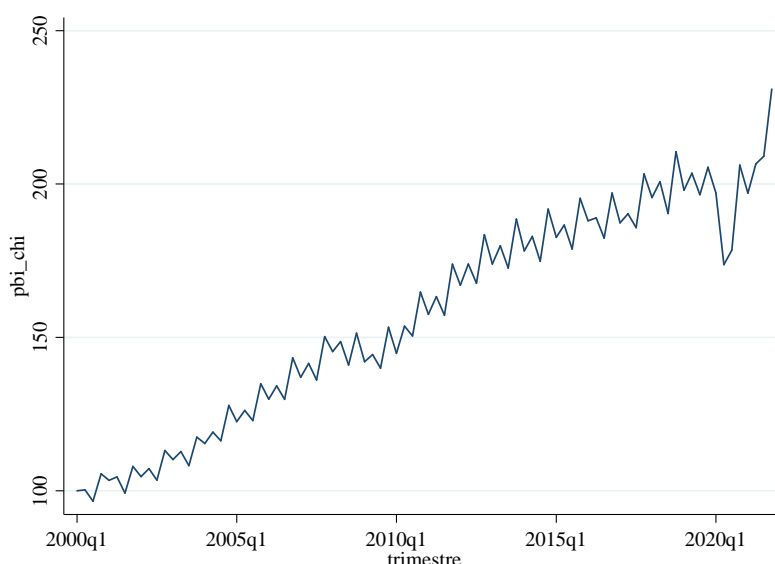


*Nota.* Adaptada de *BCRPData*, por Banco Central de Reserva del Perú, s.f. (<https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>)

En el caso de Chile se tomó el producto bruto interno volumen a precios del año anterior encadenado trimestrales que tiene como año base los precios del 2018, con esta data se construyó la variable *pbi\_chi* que es el índice del producto bruto interno tomando como periodo base el primer trimestre del año 2000. La data muestra una tendencia positiva y de igual forma que en Perú, existió una caída en los primeros trimestres del 2020 pero en menor magnitud producto de la adaptabilidad y la baja tasa de informalidad de la economía chilena.

**Figura 4.2**

*Índice del producto bruto interno de Chile precios del año anterior encadenado (miles de millones de pesos 2018) (índice 2000q1 = 100)*



Nota. Adaptada de *Cuentas Nacionales*, por Banco Central de Chile, s.f. (<https://si3.bcentral.cl/siete>)

- Tipo de cambio real multilateral

Se define como tipo de cambio real multilateral al promedio ponderado de diferentes tipos de cambio bilaterales.

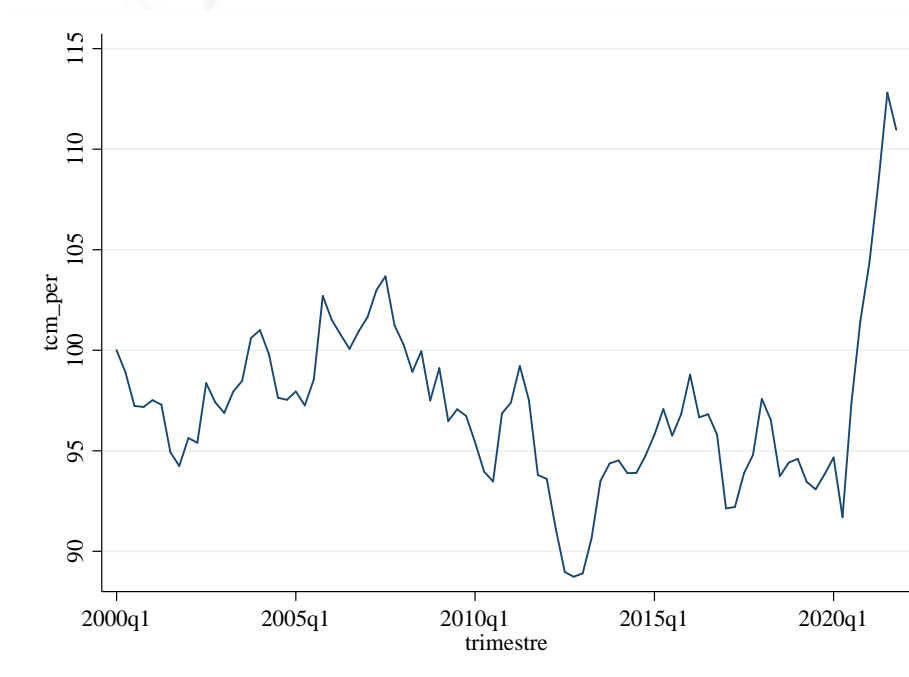
Para Perú se tomó el índice de tipo de cambio real multilateral mensual que tiene como año base el 2009. Se procedió a pasar la data mensual a trimestral y luego se tomó como año base el primer trimestre del año 2000. La

data no muestra una tendencia debido a que existe una política de flotación sucia, en la cual el Banco Central de Reserva del Perú tiene la discrecionalidad para poder intervenir el mercado cambiario con el fin de evitar variaciones muy bruscas que conlleven a un aumento en la especulación y por consiguiente al deterioro de la capacidad adquisitiva.

Sin embargo, durante el 2021 se aprecia una significativa alza del tipo de cambio que está explicado por el aumento de la tasa de interés referencial de E.E.U.U y por la volatilidad política que vive el país.

**Figura 4.3**

*Índice del tipo de cambio real de Perú (índice 2000q1 = 100)*



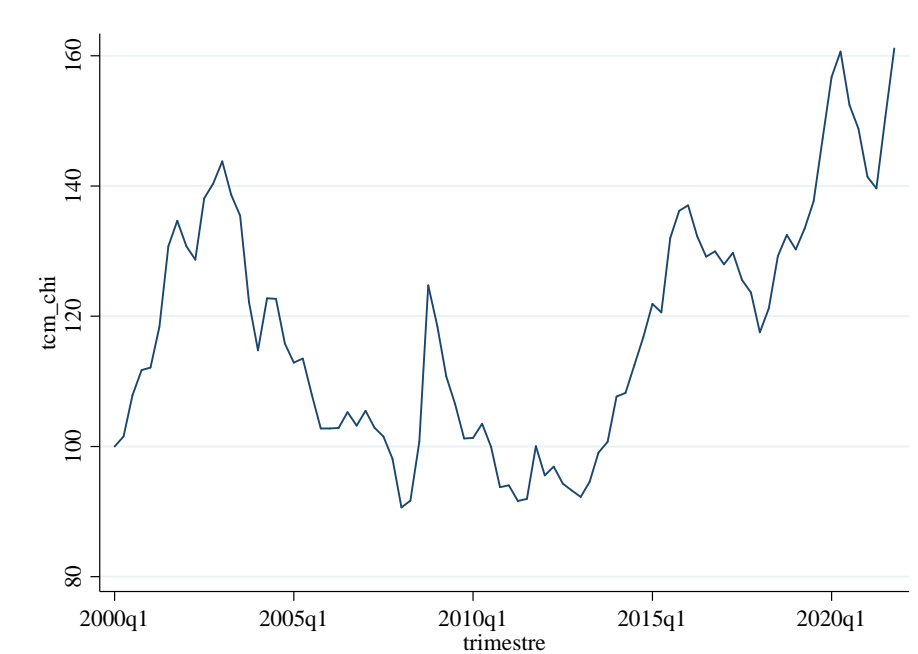
*Nota.* Adaptada de *BCRPData*, por Banco Central de Reserva del Perú, s.f. (<https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>)

Mientras que para Chile se tomó el índice de tipo de cambio real multilateral trimestral, luego se tomó como año base el primer trimestre del año 2000. La data presenta una tendencia positiva desde el año 2013.

Al igual que el caso peruano, la situación política del país por el cambio de constitución, el inicio de un nuevo gobierno y el aumento de la tasa referencia por la FED generan un efecto al alza del tipo de cambio deteriorando el poder adquisitivo en el país.

**Figura 4.4**

*Índice del tipo de cambio real de Chile (índice 2000q1 = 100)*



Nota. Adaptada de *Tipos de cambio*, por Banco Central de Chile, s.f. (<https://si3.bcentral.cl/siete>)

- **Términos de Intercambio**

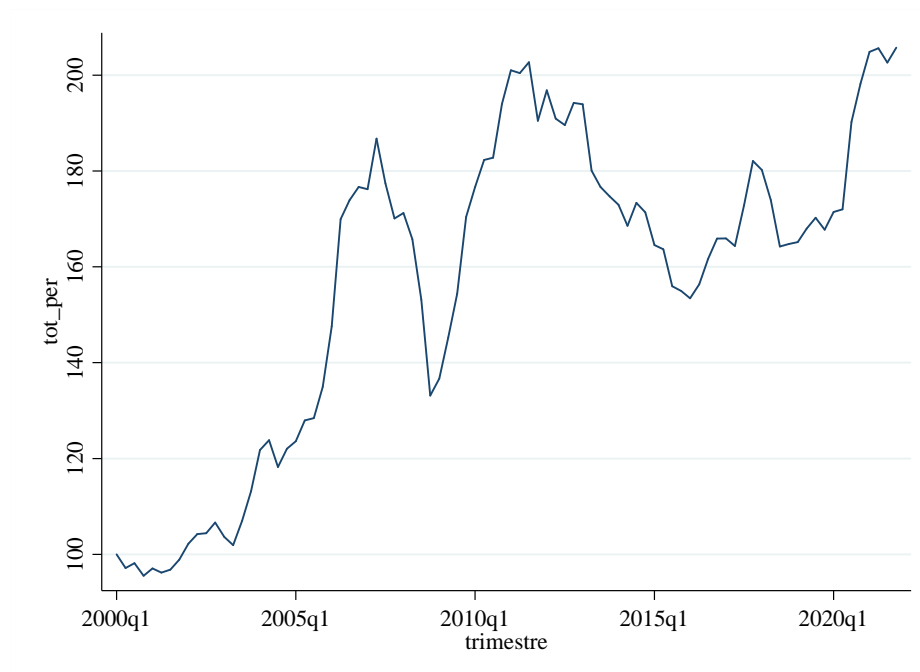
Se define como el ratio generado índice de los precios de exportación con el índice de los precios de importación.

Para Perú se tomó los términos de intercambio de comercio exterior trimestrales que tiene como año base los precios del 2007, con esta data se construyó la variable *tot\_per* que es el índice de términos de intercambio tomando como periodo base el primer trimestre del año 2000. En la Figura 4.5 se aprecia que a pesar de tener una tendencia positiva existe una alta volatilidad de los términos de intercambio sobre todo en los periodos que coinciden con las dos crisis más trascendentes en los últimos 20 años.



**Figura 4.5**

Índice de Términos de intercambio de comercio exterior de Perú (índice 2000q1 = 100)



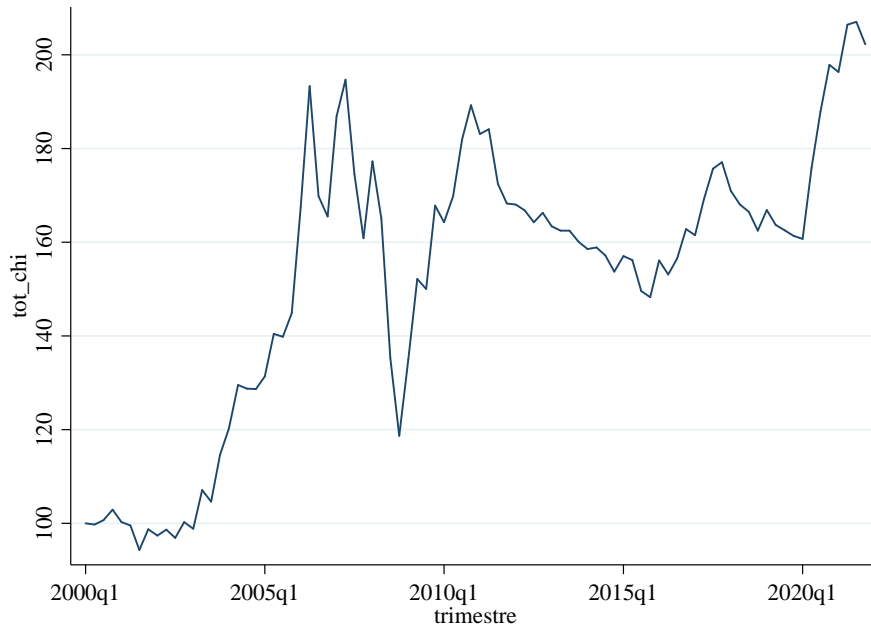
Nota. Adaptada de *BCRPData*, por Banco Central de Reserva del Perú, s.f. (<https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>)

Mientras que para Chile se tomó el índice de términos de intercambio trimestrales que tienen como periodo base el año 2018, con esta data se construyó la variable *tot\_chi* que es el índice de términos de intercambio tomando como periodo base el primer trimestre del año 2000.

Al igual que para Perú, muestras una tendencia positiva, pero existe una alta volatilidad de los términos de intercambio a lo largo del tiempo. Se aprecia una caída significativa durante el año 2009 debido a la crisis financiera global y luego un repunte brusco luego de la crisis del COVID-19.

**Figura 4.6**

*Índice de Términos de intercambio de comercio exterior de Chile (índice 2000q1 = 100).*



*Nota.* Adaptada de *Sector Externo*, por Banco Central de Chile, s.f. (<https://si3.bcentral.cl/siete>)

Es importante mencionar que para cada variable se han tomado 88 observaciones. En el caso del PBI se observa que Perú cuenta con una media de 177.42, encima por 20.43 de Chile que cuenta con 156.99. Sin embargo, el PBI de Perú cuenta con una mayor volatilidad ya que su desviación estándar es de 52.71, mucho mayor a la de Chile que cuenta con 35.16.

Los términos de Intercambio tienen una media similar debido a que en ambos países las exportaciones están determinadas por el cobre y resto de minerales, mientras que las importaciones por el petróleo.

Finalmente, el tipo de cambio multilateral en Perú tiene una desviación estándar de 4.15 y Chile 18.38. Esta gran diferencia en la volatilidad se debe a que en Perú existe una política de flotación sucia del tipo de cambio con lo cual existen constantes intervenciones cambiarias en el mercado.

A continuación, se presenta un resumen de las estadísticas descriptivas y la definición de las variables utilizadas en el estudio.

**Tabla 4.1***Estadísticas descriptivas de las variables*

<i>pbi</i>	Obs.	Media	Desv. Stand.	Min.	Max.	Definición
<i>pbi_per</i>	88	177.42	52.71	94.67	268.58	Índice de términos del pbi real (2000q1=100)
<i>pbi_chi</i>	88	156.99	35.16	96.59	230.93	
<i>tot</i>	Obs.	Media	Desv. Stand.	Min.	Max.	Definición
<i>tot_per</i>	88	156.96	33.25	95.53	205.74	Índice de términos de intercambio (2000q1=100)
<i>tot_chi</i>	88	152.59	30.10	94.32	207.04	
<i>tcm</i>	Obs.	Media	Desv. Stand.	Min.	Max.	Definición
<i>tcm_per</i>	88	97.15	4.15	88.73	112.81	Índice de tipo de cambio real multilateral (2000q1=100)
<i>tcm_chi</i>	88	117.83	18.38	90.63	161.12	

**4.2. Modelo econométrico**

La metodología planteada para el presente estudio es la del modelo econométrico de vectores autorregresivos (VAR). Este tipo de modelo es una extensión de los modelos autorregresivos univariantes y se emplean para modelizar series temporales en donde las variables tienen una interdependencia dinámica.

La elección de este tipo de modelo se debe a que la teoría económica nos indica que la variable PBI se encuentra determinada por otras variables como los términos de intercambio o el tipo de cambio, pero a su vez existe un efecto en el presente por su propio comportamiento y el de otras variables periodos atrás, generando una interdependencia dinámica de las variables.

Sin embargo, para lograr tener estimadores coherentes es necesario que las variables cumplan con los supuestos de raíz unitaria, la no existencia de rezagos con autocorrelación, tener un número adecuado de rezagos, etc. Todas estas pruebas serán explicadas en el siguiente capítulo para la estimación de los modelos VAR para Perú y Chile.

## 5. ANÁLISIS

Para cada país se estimará un modelo de vectores autorregresivos (VAR), con la finalidad de estimar el efecto dinámico de los términos de intercambio sobre la actividad económica.

### 5.1. Modelo VAR para Perú

Las variables que se incluyan en un modelo VAR deben ser estacionarias. Por ello, es necesario evaluar la existencia de raíces unitarias en las variables de estudio. Una raíz unitaria es una tendencia sistemática que muestra la variable a lo largo del tiempo.

Se procedió a realizar las pruebas de Dickey–Fuller Aumentado y Phillips-Perron en donde la hipótesis nula para ambos casos es la existencia de raíz unitaria en la variable ( $H_0 =$  Existe raíz unitaria, la serie no es estacionaria) y esta será rechazada cuando en el test el p-value resultante sea menor a 0.05 (nivel de significancia). Para la prueba Dickey–Fuller Aumentado se adopta el supuesto de que los términos de error se encuentran independientemente distribuidos y se ajustan estos términos agregando los términos de los rezagos en diferencias. Por otro lado, la prueba Phillips-Perron utiliza métodos estadísticos no paramétricos con el fin de evitar que los errores tengan correlación serial. Para el estudio se tomará en consideración los resultados de la prueba Phillips-Perron.

En la prueba de Dickey–Fuller Aumentado, mostrado en la Tabla 5.1, se obtuvo que las variables *pbi*, *tot* y *tcm* obtuvieron un p-value de 0.7226 y 0.6930 y 0.8010 respectivamente. Mientras que en la prueba de Phillips-Perron, se obtuvo que las mismas variables *pbi*, *tot* y *tcm* obtuvieron un p-value de 0.9183 y 0.5882 y 0.5142 respectivamente. Como se observa para ambos test las variables presentan raíz unitaria y es necesario un tratamiento para volverlas no estacionarias.

**Tabla 5.1**

*Pruebas de raíz unitaria para modelo VAR Perú.*

	Dickey–Fuller Aumentado	Phillips-Perron
<i>pbi</i>	0.7226	0.9183
<i>tot</i>	0.6930	0.5882
<i>tcm</i>	0.8010	0.5142

Dicho esto, se procedió a pasar las cifras en términos de logaritmo natural y a sacar las primeras diferencias de las variables respecto a su mismo trimestre del año anterior. Por último, se volvió a realizar las pruebas Dickey–Fuller Aumentado y Phillips-Perron sobre esta transformación de las variables. Los resultados se muestran en la Tabla 5.2, en donde las variables *dltot* y *dltcm* obtuvieron un p-value de 0.1027 y 0.0580 por lo cual continúan teniendo raíz unitaria según la prueba Dickey–Fuller Aumentado, no obstante, en la prueba Phillips-Perron no muestra el problema de raíz unitaria. Por lo tanto, se concluye que, en al menos uno de los tests, la diferencia logarítmica de las variables es estacionaria.

**Tabla 5.2**

*Pruebas de raíz unitaria con variables tratadas para modelo VAR Perú.*

	Dickey–Fuller Aumentado	Phillips-Perron
<i>dlpbi</i>	0.0000	0.0000
<i>dltot</i>	0.1027	0.0161
<i>dltcm</i>	0.0580	0.0139

Para identificar los rezagos óptimos del modelo VAR, se realizaron las pruebas de final prediction error (FPE) y Akaike’s information criterion (AIC) obteniendo que el número de rezagos óptimos es cuatro, mientras que las pruebas Schwarz’s Bayesian information criterion (SBIC), and the Hannan y Quinn information criterion (HQIC) indican que el número de rezago es dos. Para el estudio se consideró oportuno considerar como válido el criterio de Quinn information criterion (HQIC).

**Tabla 5.3**

*Número de rezagos óptimos para modelo VAR Perú.*

Lag	P-value	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.0000	-7.6093	-7.5735	-7.5200
1	0.0000	0.0000	-7.6093	-10.0178	-9.8037
2	0.0000	0.0000	-10.4600	-10.2093	-9.8347
3	0.3270	0.0000	-10.3637	-10.0056	-9.4705
4	0.0000	0.0000	-10.5519	-10.0863	-9.3906

Adicionalmente se realizó el test de Lagrange-multiplier en donde la hipótesis nula es la no existencia de autocorrelación en el rezago. Se obtuvo que el primer y segundo tienen un p-value de 0.4758 y 0.4988, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula lo que significa que los rezagos no cuentan con autocorrelación.

**Tabla 5.4**

*Prueba de Lagrange-multiplier para modelo VAR Perú*

Lag	P-value
1	0.4758
2	0.4988

Luego se realiza una prueba de normalidad en donde se observa que *dlpbi* tiene una distribución normal mientras que *dltot* y *dltcm* no, a pesar de esto en su conjunto las variables cumplen con tener una distribución normal debido a que el p-value es menor a 0.05.

**Tabla 5.5**

*Prueba de normalidad para modelo VAR Perú*

	P-Value
<i>dlpbi</i>	0.0000
<i>dltot</i>	0.0659
<i>dltcm</i>	0.8366
<i>All</i>	0.0000

También es necesario realizar la prueba de significancia de coeficientes en donde se observa que el rezago 2 de la variable *dlpbi* no es significativo mientras que el resto de rezagos para cada una de las variables es significativo, incluyendo los rezagos en su conjunto ya que tienen un p-value menor a 0.05.

**Tabla 5.6***Prueba de significancia grupal para modelo VAR Perú.*

<i>dlpbi</i>		<i>dltcm</i>	
Lag	P-value	Lag	P-value
1	0.0010	1	0.0000
2	0.6450	2	0.0020

<i>dltot</i>		<i>All</i>	
Lag	P-value	Lag	P-value
1	0.0000	1	0.0000
2	0.0000	2	0.0000

Entonces se procede a realizar el modelo VAR con dos rezagos. Los resultados expuestos en la Tabla 5.7 muestran mediante una ecuación para cada una de las variables las interacciones entre ellas con sus respectivos rezagos.

La forma de explicarlo es que, si *dltot* creció 1% en el periodo anterior, este tendría un impacto en el *dlpbi* del periodo actual de -0.01986%. Para facilitar la comprensión de los resultados, a continuación, se muestra la representación en forma de ecuación de estos.

$$dlpbi_t = (.0251) + (.4653)dlpbi_{t-1} + (-.1095)dlpbi_{t-2} + (-.01986)dltot_{t-1} + (.12639)dltot_{t-2} + (-.0226)dltcm_{t-1} + (.0655)dltcm_{t-2}$$

$$dltot_t = (.0161) + (-.2807)dlpbi_{t-1} + (.0759)dlpbi_{t-2} + (1.2834)dltot_{t-1} + (-.4739)dltot_{t-2} + (.0057)dltcm_{t-1} + (-.0109)dltcm_{t-2}$$

$$dltcm_t = (.0073) + (-.0912)dlpbi_{t-1} + (-.0605)dlpbi_{t-2} + (-.0746)dltot_{t-1} + (.1068)dltot_{t-2} + (1.0900)dltcm_{t-1} + (-.3614)dltcm_{t-2}$$

**Tabla 5.7***Modelo VAR Perú con dos rezagos*

<i>Dlpbi</i>	Coef.	<i>Dltot</i>	Coef.	<i>Dltcm</i>	Coef.
<i>Dlpbi</i>		<i>dlpbi</i>		<i>dlpbi</i>	
L1	0.4653024	L1	-0.2807033	L1	-0.0912433
L2	-0.1095223	L2	0.0759804	L2	-0.0605246
<i>dltot</i>		<i>dltot</i>		<i>dltot</i>	
L1	-0.0198668	L1	1.283437	L1	-0.0746589
L2	0.1263966	L2	-0.4739691	L2	0.1068871
<i>dltcm</i>		<i>dltcm</i>		<i>dltcm</i>	
L1	-0.022609	L1	0.0057385	L1	1.090097
L2	0.0655615	L2	-0.0109187	L2	-0.361484
<i>_cons</i>	0.0251679	<i>_cons</i>	0.0161848	<i>_cons</i>	0.0073021

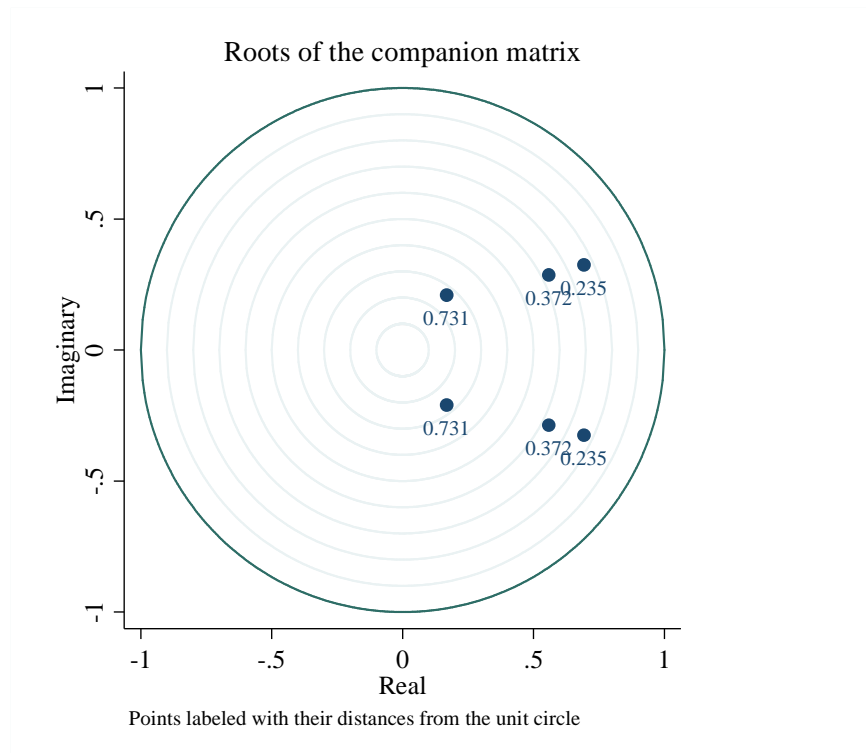
Los modelos VAR requieren cumplir con la condición de estabilidad de forma estricta, con ello se puede lograr un adecuado análisis de impulso respuesta y el menor error posible en las predicciones.

De acuerdo a los resultados mostrados en el Figura 5.1, se cumple que el modelo VAR con dos rezagos cumple con la condición de estabilidad debido a que todos los coeficientes son menores a 1.



**Figura 5.1**

*Prueba de estabilidad para modelo VAR Perú*

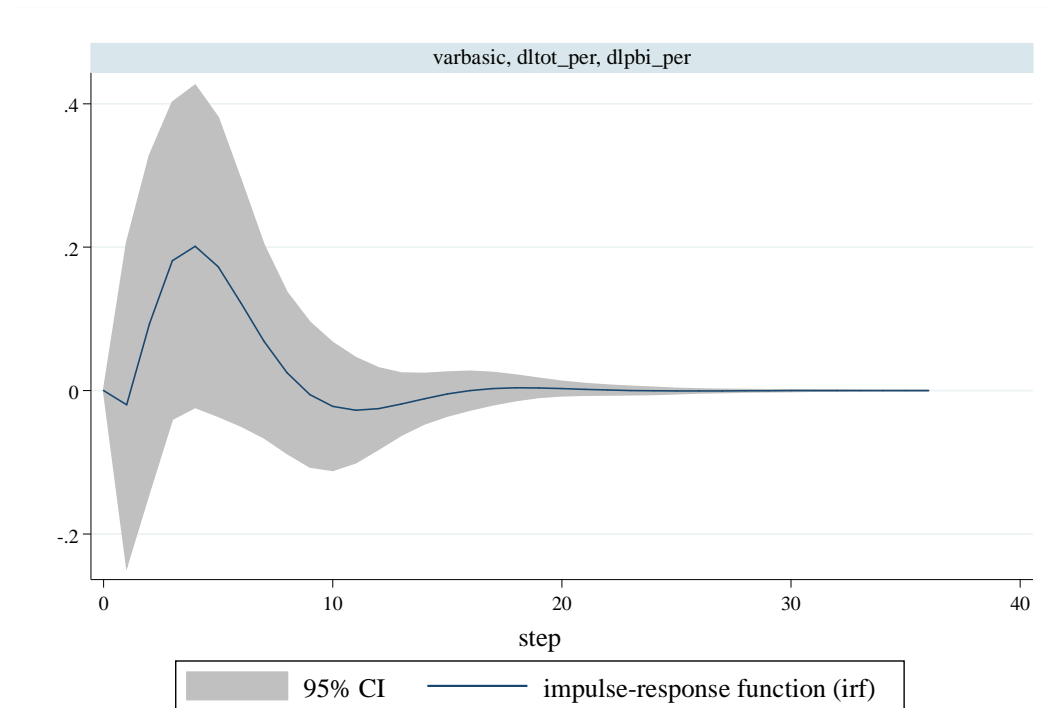


Para entender el comportamiento de la variable  $dlpbi$  ante shocks de  $dltot$  y  $dltcm$  se realizó la estimación del impulso respuesta para ambos casos. El primero de ellos, el efecto que tiene un shock de  $dltot$  en  $dlpbi$  es que durante los primeros trimestres tiene un efecto negativo muy leve y pasados estos el efecto es significativamente positivo en  $dlpbi$ .

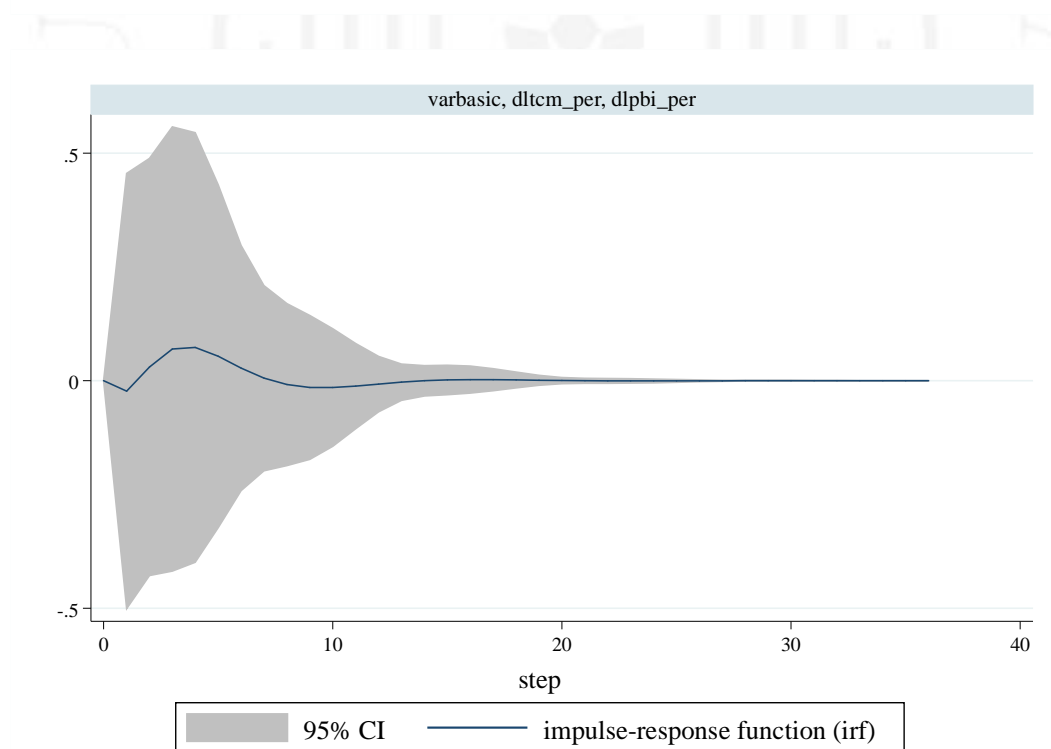
Mientras que un shock de  $dltcm$  en  $dlpbi$  no muestra mayor efecto, esto puede deberse a la política monetaria que tiene el BCRP en donde existe una flotación sucia del tipo de cambio. Esto se puede apreciar visualmente en la Figura 5.2.

## Figura 5.2

### Impulso respuesta para modelo VAR Perú



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

Como es entendible todo efecto se va diluyendo a través del tiempo, luego de pasar 12 trimestres se ve que el efecto de *dltot* en *dlpbi* corresponde a 0.076802% mientras que el efecto de *dltcm* en *dlpbi* es del 0.001985%.

**Tabla 5.8**

*Descomposición de la varianza para modelo VAR Perú*

Impulso	Respuesta	Fevd	Step 12
<i>dlpbi</i>	<i>dlpbi</i>	1	0.921213
<i>dlpbi</i>	<i>dltot</i>	2	0.081353
<i>dlpbi</i>	<i>dltcm</i>	3	0.127545
<i>dltot</i>	<i>dlpbi</i>	4	0.076802
<i>dltot</i>	<i>dltot</i>	5	0.917760
<i>dltot</i>	<i>dltcm</i>	6	0.058564
<i>dltcm</i>	<i>dlpbi</i>	7	0.001985
<i>dltcm</i>	<i>dltot</i>	8	0.000887
<i>dltcm</i>	<i>dltcm</i>	9	0.813891

## 5.2. Modelo VAR para Chile

De igual forma que en el modelo VAR para Perú es necesario antes de proceder a realizar el modelo VAR verificar la existencia de raíces unitarias en las variables de estudio ya que pueden producir problemas en las inferencias estadísticas del modelo.

Se procedió a realizar las pruebas de Dickey–Fuller Aumentado y Phillips-Perron en donde la hipótesis nula para ambos casos es la existencia de raíz unitaria en la variable ( $H_0 =$  Existe raíz unitaria, la serie no es estacionaria) y esta será rechazada cuando en el test el p-value resultante sea menor a 0.05.

En la prueba de Dickey–Fuller Aumentado, mostrado en la Tabla 5.9, se obtuvo que las variables *pbi*, *tot* y *tcm* obtuvieron un p-value de 0.7815 y 0.5386 y 0.8478 respectivamente.

Mientras que en la prueba de Phillips-Perron, se obtuvo que las mismas variables *pbi*, *tot* y *tcm* obtuvieron un p-value de 0.9659 y 0.5405 y 0.7459 respectivamente. Como se observa para ambos test las variables cuentan con estacionalidad y es necesario un tratamiento para volverlas no estacionarias.

**Tabla 5.9***Pruebas de raíz unitaria para modelo VAR Chile*

	Dickey-Fuller Aumentado	Phillips-Perron
<i>pbi</i>	0.7815	0.9659
<i>tot</i>	0.5386	0.5405
<i>tcm</i>	0.8478	0.7459

Dicho esto, se procedió a pasar las cifras en términos de logaritmo natural y a sacar las primeras diferencias de las variables respecto a su mismo trimestre del año anterior. Por último, se volvió a realizar las pruebas Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron, mostrado en la Tabla 5.10, en donde la variable *dltot* obtuvo un p-value de 0.0680 por lo que continúa teniendo raíz unitaria en la prueba Dickey-Fuller Aumentado, no obstante, en la prueba Phillips-Perron no muestra el problema de raíz unitaria. Como se explicó anteriormente para este estudio se tomará en consideración los resultados de la prueba Phillips-Perron.

**Tabla 5.10***Pruebas de raíz unitaria con variables tratadas para modelo VAR Chile*

	Dickey-Fuller Aumentado	Phillips-Perron
<i>dlpbi</i>	0.0066	0.0018
<i>dltot</i>	0.0680	0.0138
<i>dltcm</i>	0.0233	0.0072

Es necesario identificar los rezagos óptimos para tener una mejor congruencia en los resultados. Se realizaron las pruebas de final prediction error (FPE) y Akaike's information criterion (AIC) obteniendo que el número de rezagos óptimos es cuatro, mientras que en la prueba Schwarz's Bayesian information criterion (SBIC) indica que el número de rezagos óptimos es uno y en la prueba Hannan and Quinn information criterion (HQIC) indican que el número de rezago es dos. Como se explicó anteriormente para este estudio se tomará en consideración los resultados de la prueba Hannan and Quinn information criterion (HQIC).

**Tabla 5.11***Número de rezagos óptimos para modelo VAR Chile*

Lag	P-value	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.0000	-7.2763	-7.2405	-7.1869
1	0.0000	0.0000	-9.9925	-9.8493	-9.6352
2	0.0020	0.0000	-10.1012	-9.8505	-9.4759
3	0.4990	0.0000	-9.9806	-9.6225	-9.0874
4	0.0000	0.0000	-10.1791	-9.7135	-9.0178

Adicionalmente se realizó el test de Lagrange-multiplier en donde la hipótesis nula es la no existencia de autocorrelación en el rezago. Se obtuvo que el primer y segundo tienen un p-value de 0.5052 y 0.7497, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula lo que significa que los rezagos no cuentan con autocorrelación.

**Tabla 5.12***Prueba de Lagrange-multiplier para modelo VAR Chile*

Lag	P-value
1	0.5052
2	0.7497

Luego se realiza una prueba de normalidad en donde se observa que *dltcm* tiene una distribución normal mientras que *dlpbi* y *dltot* no, a pesar de esto en su conjunto las variables cumplen con tener una distribución normal debido a que el p-value es menor a 0.05.

**Tabla 5.13***Prueba de normalidad para modelo VAR Chile*

	P-Value
<i>dlpbi</i>	0.0000
<i>dltot</i>	0.0375
<i>dltcm</i>	0.7564
<i>All</i>	0.0000

También es necesario realizar la prueba de significancia de coeficientes en donde se observa que el rezago 2 de la variable *dltcm* no es significativo mientras que el resto de

rezagos para cada una de las variables es significativa, incluyendo los rezagos en su conjunto ya que tienen un p-value menor a 0.05.

**Tabla 5.14**

*Prueba de significancia grupal para modelo VAR Chile*

<i>dlpbi</i>		<i>dltcm</i>	
Lag	P-value	Lag	P-value
1	0.0000	1	0.0000
2	0.0000	2	0.2040

<i>dltot</i>		<i>All</i>	
Lag	P-value	Lag	P-value
1	0.0000	1	0.0000
2	0.0430	2	0.0000

Entonces se procede a realizar el modelo VAR con dos rezagos. Los resultados expuestos en la Tabla 5.15 muestran mediante una ecuación para cada una de las variables las interacciones entre ellas con sus respectivos rezagos.

La forma de explicarlo es que, si *dltot* creció 1% en el periodo anterior, este tendría un impacto en el *dlpbi* del periodo actual de -0.0100528%. Para facilitar la comprensión de los resultados, a continuación, se muestra la representación en forma de ecuación de estos.

$$dlpbi_t = (.0130) + (.5618)dlpbi_{t-1} + (.0249)dlpbi_{t-2} + (-.0100)dltot_{t-1} + (.0872)dltot_{t-2} + (-.1171)dltcm_{t-1} + (.0725)dltcm_{t-2}$$

$$dltot_t = (.0166) + (-.0409)dlpbi_{t-1} + (-.3672)dlpbi_{t-2} + (1.1782)dltot_{t-1} + (-.3182)dltot_{t-2} + (.2036)dltcm_{t-1} + (-.0932)dltcm_{t-2}$$

$$dltcm_t = (.0102) + (.0790)dlpbi_{t-1} + (-.0734)dlpbi_{t-2} + (-.3073)dltot_{t-1} + (.1502)dltot_{t-2} + (0.9632)dltcm_{t-1} + (-.3422)dltcm_{t-2}$$

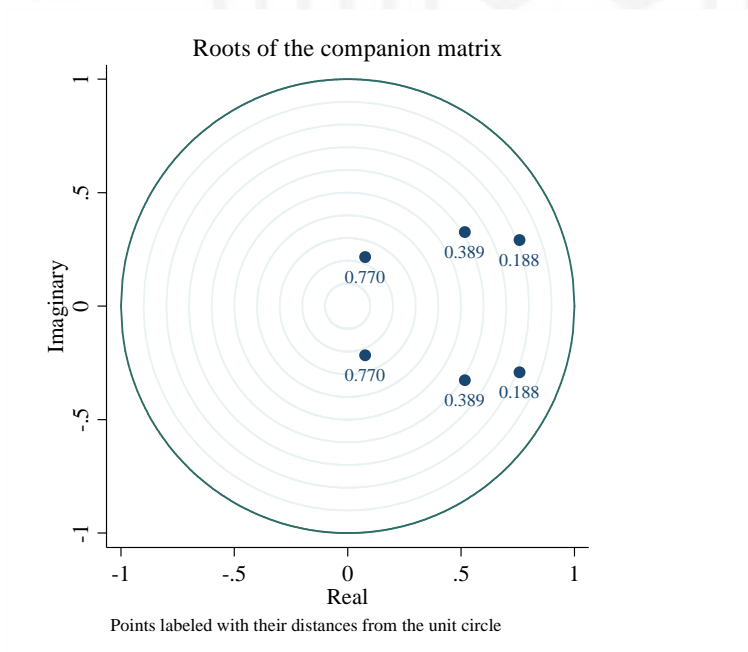
**Tabla 5.15**

*Modelo VAR Chile con dos rezagos*

<i>dlpbi</i>	Coef.	<i>dltot</i>	Coef.	<i>dltcm</i>	Coef.
<i>dlpbi</i>		<i>dlpbi</i>		<i>dlpbi</i>	
L1	0.561855	L1	-0.0409525	L1	0.0790654
L2	0.0249075	L2	-0.3672089	L2	-0.073401
<i>dltot</i>		<i>dltot</i>		<i>dltot</i>	
L1	-0.0100528	L1	1.178296	L1	-0.3073438
L2	0.0872542	L2	-0.3182125	L2	0.1502355
<i>dltcm</i>		<i>dltcm</i>		<i>dltcm</i>	
L1	-0.1171505	L1	0.2036259	L1	0.9632569
L2	0.0725076	L2	-0.0932408	L2	-0.3422118
<i>_cons</i>	0.0130884	<i>_cons</i>	0.0166452	<i>_cons</i>	0.0102213

**Figura 5.3**

*Prueba de estabilidad para modelo VAR Chile*

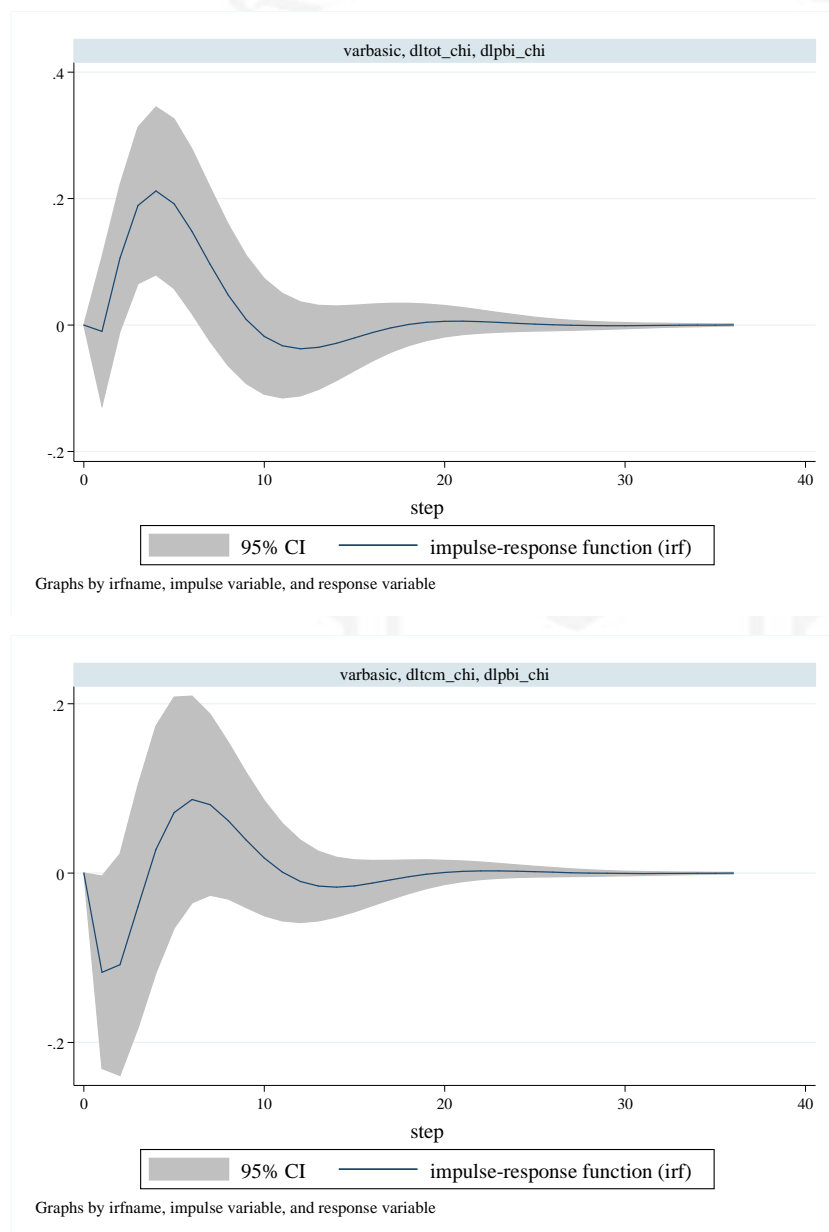


Los modelos VAR requieren cumplir con la condición de estafilidad de forma estricta, con ello se puede lograr un adecuado análisis de impulso respuesta y el menor error posible en las predicciones.

De acuerdo a los resultados mostrados en el Figura 5.3, se cumple que el modelo VAR con dos rezagos cumple con la condición de estabilidad debido a que todos los coeficientes son menores a 1.

**Figura 5.4**

*Impulso respuesta para modelo VAR Chile*





Para entender el comportamiento de la variable *dlpbi* ante shocks de *dltot* y *dltcm* se realizó la estimación del impulso respuesta para ambos casos. El primero de ellos, el efecto que tiene un shock de *dltot* en *dlpbi* es que durante los primeros trimestres tiene un efecto negativo muy leve y pasados estos el efecto es significativamente positivo en *dlpbi*.

De forma similar un shock de *dltcm* en *dlpbi* muestra un efecto negativo en los primeros trimestres y luego un efecto positivo de una magnitud muy parecida. Esto se puede apreciar visualmente en la Figura 5.4.

Como es entendible todo efecto se va diluyendo a través del tiempo, luego de pasar 12 trimestres se ve que el efecto de *dltot* en *dlpbi* corresponde a 0.264414% mientras que el efecto de *dltcm* en *dlpbi* es del 0.063900%.

**Tabla 5.16**

*Descomposición de la varianza para modelo VAR Chile.*

Impulso	Respuesta	Fevd	Step 12
<i>dlpbi</i>	<i>dlpbi</i>	1	0.671685
<i>dlpbi</i>	<i>dltot</i>	2	0.173182
<i>dlpbi</i>	<i>dltcm</i>	3	0.047877
<i>dltot</i>	<i>dlpbi</i>	4	0.264414
<i>dltot</i>	<i>dltot</i>	5	0.731936
<i>dltot</i>	<i>dltcm</i>	6	0.527601
<i>dltcm</i>	<i>dlpbi</i>	7	0.063900
<i>dltcm</i>	<i>dltot</i>	8	0.094882
<i>dltcm</i>	<i>dltcm</i>	9	0.424523

## 6. CONCLUSIONES

- El impacto de un aumento de los términos de intercambio es positivo sobre la actividad económica. En Perú, el impacto es  $-0.01986\%$  y  $0.12639\%$  para el primer y segundo rezago, esto mismo se cumple con Chile en donde el impacto es  $-0.100\%$  para el primer rezago y  $0.0872\%$  para el segundo.

Esto muestra que la economía no se favorece de un aumento en los términos de intercambio en el corto plazo, una explicación sería que las empresas requieren cierto grado de inversión para poder mejorar su nivel productivo y así aprovechar el alza de los precios de exportación.

Si lo vemos por el lado de una disminución en los precios de importación debería de ser porque las empresas para producir en un periodo  $t$  necesitan comprar insumos en el periodo  $t-1$ . Entonces existe un encadenamiento en los costos de producción que llevan a no aprovechar a corto plazo el beneficio.

- Otra circunstancia que está acentuando más el efecto de los términos de intercambio es la diversificación en la cartera de exportación de ambos países. Para Perú las exportaciones tradicionales representan el  $73.8\%$  del total de exportaciones, mientras que para Chile el  $61.92\%$

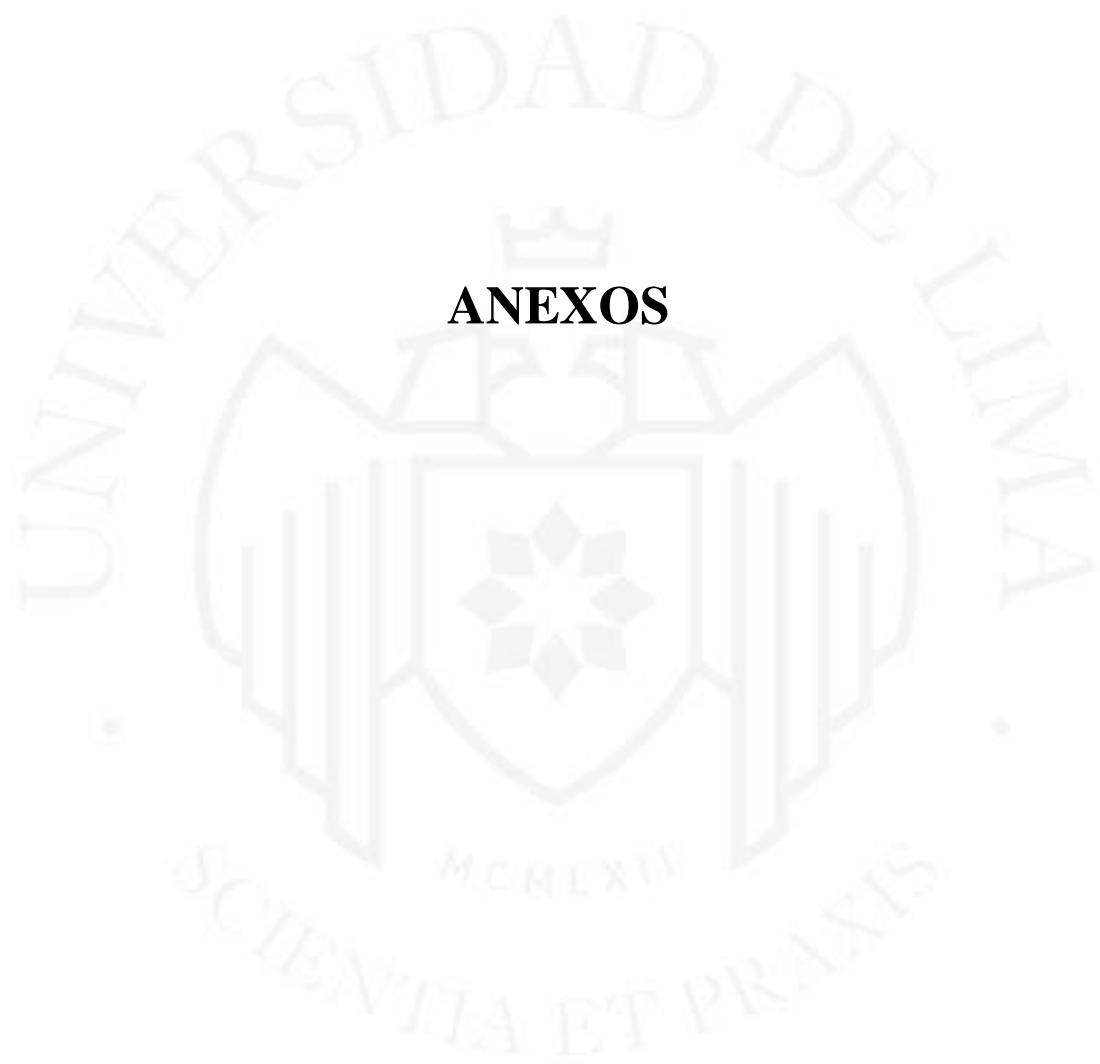
Ante la alta volatilidad de los precios de las exportaciones tradicionales, estos países buscan aumentar su diversificación promoviendo principalmente políticas en el sector agropecuario.

- Mediante el impulso-respuesta del tipo de cambio real multilateral se observa la existencia de una gran diferencia entre Perú y Chile en el efecto que tiene la variable sobre el producto bruto interno. En Perú es sumamente menor por la existencia una política de flotación sucia, disminuyendo así los efectos de la volatilidad actual hacia la moneda.

## REFERENCIAS

- Backus, D. K. (1993). Interpreting comovements in the trade balance and the terms of trade. *Journal of International Economics*, 34(3), 375–387.  
[https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90056-4](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90056-4)
- Banco Central de Chile. (s.f.). *Cuentas Nacionales*. <https://si3.bcentral.cl/siete>
- Banco Central de Reserva del Perú. (s.f.). *BCRPData*.  
<https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>
- Banco Mundial. (s.f.). *Índice de términos netos de intercambio (2000 = 100) - Peru, Chile*.  
<https://datos.bancomundial.org/indicador/TT.PRI.MRCH.XD.WD?end=2020&locations=PE-CL&start=2000>
- Castillo, P., & Rojas, Y. (2014). *Terms of Trade and Total Factor Productivity: Empirical evidence from Latin American emerging markets*. Banco Central de Reserva del Perú.
- CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis. (s.f.). *World Trade Monitor July 2022*. <https://www.cpb.nl/en/world-trade-monitor-july-2022>
- Harberger, A. (1950). Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade. *Journal of Political Economy*, 58, 47-60.
- Jiménez-Rodríguez, R., & Sánchez, M. (2004, mayo). *Oil Price Shocks and Real GDP Growth, Empirical Evidence for some OECD Countries*. European Central Bank.
- Kose, M. A. (2002). Explaining Business Cycles in Small Open Economies, How much do World Prices Matter? *Journal of International Economics*, 56(2), 299-327.  
[https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00120-9)
- Kose, M. A., & Riezman, R. (2001). Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa. *Journal of Development Economics*, 65(1), 55-80.  
[https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00127-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00127-4)
- Lanteri, L. N. (2009). Términos de intercambio externos y balanza comercial. Alguna evidencia para la economía argentina. *Economía mexicana. Nueva época*, 18(2), 221-248.
- Laursen, S., & Metzler, L. (1950, noviembre). Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment. *Review of Economics and Statistics*, 32(4), 281-299.  
<https://doi.org/10.2307/1925577>

- Mendoza, E. (1997). Terms of Trade Uncertainty and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 54(2), 323-356. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(97\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(97)00046-1)
- Mendoza, E. G. (1992, diciembre). The Effects of Macroeconomic Shocks in a Basic Equilibrium Framework. *IMF Staff Papers*, 39(4), 855-889.
- Mendoza, E. G. (1995). The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations. *International Economic Review*, 36(1), 101-137. <https://doi.org/10.2307/2527429>
- Nolazco, J. L., Lengua-Lafoss, P., & Céspedes, N. (2016). *Contribución de los choques externos en el Crecimiento Económico del Perú: un modelo semi-estructural*. Banco Central de Reserva del Perú.
- 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. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(02\)00075-X](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(02)00075-X)
- Tokarick, S. (1995). External Shocks, the Real Exchange Rate and Tax Policy. *International Monetary Fund*, 42(1), 49-79. <https://doi.org/10.2307/3867340>



## **ANEXOS**

## Anexo 1: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado para modelo VAR Perú.

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 87

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	<b>-1.081</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>	<b>-2.585</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.7226**

D.pbi_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pbi_per L1.	<b>-.0314453</b>	<b>.029093</b>	<b>-1.08</b>	<b>0.283</b>	<b>-.08929</b>	<b>.0263993</b>
_cons	<b>7.483729</b>	<b>5.347766</b>	<b>1.40</b>	<b>0.165</b>	<b>-3.149062</b>	<b>18.11652</b>

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 87

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	<b>-1.154</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>	<b>-2.585</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.6930**

D.tot_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tot_per L1.	<b>-.025139</b>	<b>.0217799</b>	<b>-1.15</b>	<b>0.252</b>	<b>-.0684434</b>	<b>.0181653</b>
_cons	<b>5.147164</b>	<b>3.480587</b>	<b>1.48</b>	<b>0.143</b>	<b>-1.773176</b>	<b>12.0675</b>

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 87

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	<b>-0.860</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>	<b>-2.585</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.8010**

D.tcm_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tcm_per L1.	<b>-.0445742</b>	<b>.0518497</b>	<b>-0.86</b>	<b>0.392</b>	<b>-.1476653</b>	<b>.0585169</b>
_cons	<b>4.449309</b>	<b>5.032967</b>	<b>0.88</b>	<b>0.379</b>	<b>-5.557577</b>	<b>14.4562</b>

## Anexo 2: Test de raíz unitaria Phillips-Perron para modelo VAR Perú.

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 87  
Newey-West lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-0.498</b>	<b>-19.566</b>	<b>-13.596</b>	<b>-10.922</b>
Z(t)	<b>-0.349</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>	<b>-2.585</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.9183**

pbi_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pbi_per L1.	<b>.9685547</b>	<b>.029093</b>	<b>33.29</b>	<b>0.000</b>	<b>.91071</b>	<b>1.026399</b>
_cons	<b>7.483729</b>	<b>5.347766</b>	<b>1.40</b>	<b>0.165</b>	<b>-3.149062</b>	<b>18.11652</b>

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 87  
Newey-West lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-3.413</b>	<b>-19.566</b>	<b>-13.596</b>	<b>-10.922</b>
Z(t)	<b>-1.388</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>	<b>-2.585</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.5882**

tot_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tot_per L1.	<b>.974861</b>	<b>.0217799</b>	<b>44.76</b>	<b>0.000</b>	<b>.9315566</b>	<b>1.018165</b>
_cons	<b>5.147164</b>	<b>3.480587</b>	<b>1.48</b>	<b>0.143</b>	<b>-1.773176</b>	<b>12.0675</b>

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 87  
Newey-West lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-8.289</b>	<b>-19.566</b>	<b>-13.596</b>	<b>-10.922</b>
Z(t)	<b>-1.539</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>	<b>-2.585</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.5142**

tcm_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tcm_per L1.	<b>.9554258</b>	<b>.0518497</b>	<b>18.43</b>	<b>0.000</b>	<b>.8523347</b>	<b>1.058517</b>
_cons	<b>4.449309</b>	<b>5.032967</b>	<b>0.88</b>	<b>0.379</b>	<b>-5.557577</b>	<b>14.4562</b>

### Anexo 3: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado con variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Perú.

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 83

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.559	-3.534	-2.904

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

D.dlpbi_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlpbi_per L1.	-.5380002	.0967749	-5.56	0.000	-.730552	-.3454484
_cons	.0244368	.0075259	3.25	0.002	.0094627	.0394109

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 83

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.555	-3.534	-2.904

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.1027**

D.dltot_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dltot_per L1.	-.1470307	.0575459	-2.56	0.012	-.261529	-.0325324
_cons	.0059861	.0066747	0.90	0.372	-.0072945	.0192666

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 83

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.802	-3.534	-2.904

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0580**

D.dltcm_per	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dltcm_per L1.	-.1951029	.0696297	-2.80	0.006	-.3336441	-.0565617
_cons	.0021471	.0030239	0.71	0.480	-.0038695	.0081637



## Anexo 4: Test de raíz unitaria Phillips-Perron con variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Perú.

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 83  
Newey-West lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-46.638	-19.494	-13.564	-10.898
Z(t)	-5.635	-3.534	-2.904	-2.587

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dlpbi_per						
L1.	.4619998	.0967749	4.77	0.000	.269448	.6545516
_cons	.0244368	.0075259	3.25	0.002	.0094627	.0394109

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 83  
Newey-West lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-20.609	-19.494	-13.564	-10.898
Z(t)	-3.273	-3.534	-2.904	-2.587

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0161**

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dltot_per						
L1.	.8529693	.0575459	14.82	0.000	.738471	.9674676
_cons	.0059861	.0066747	0.90	0.372	-.0072945	.0192666

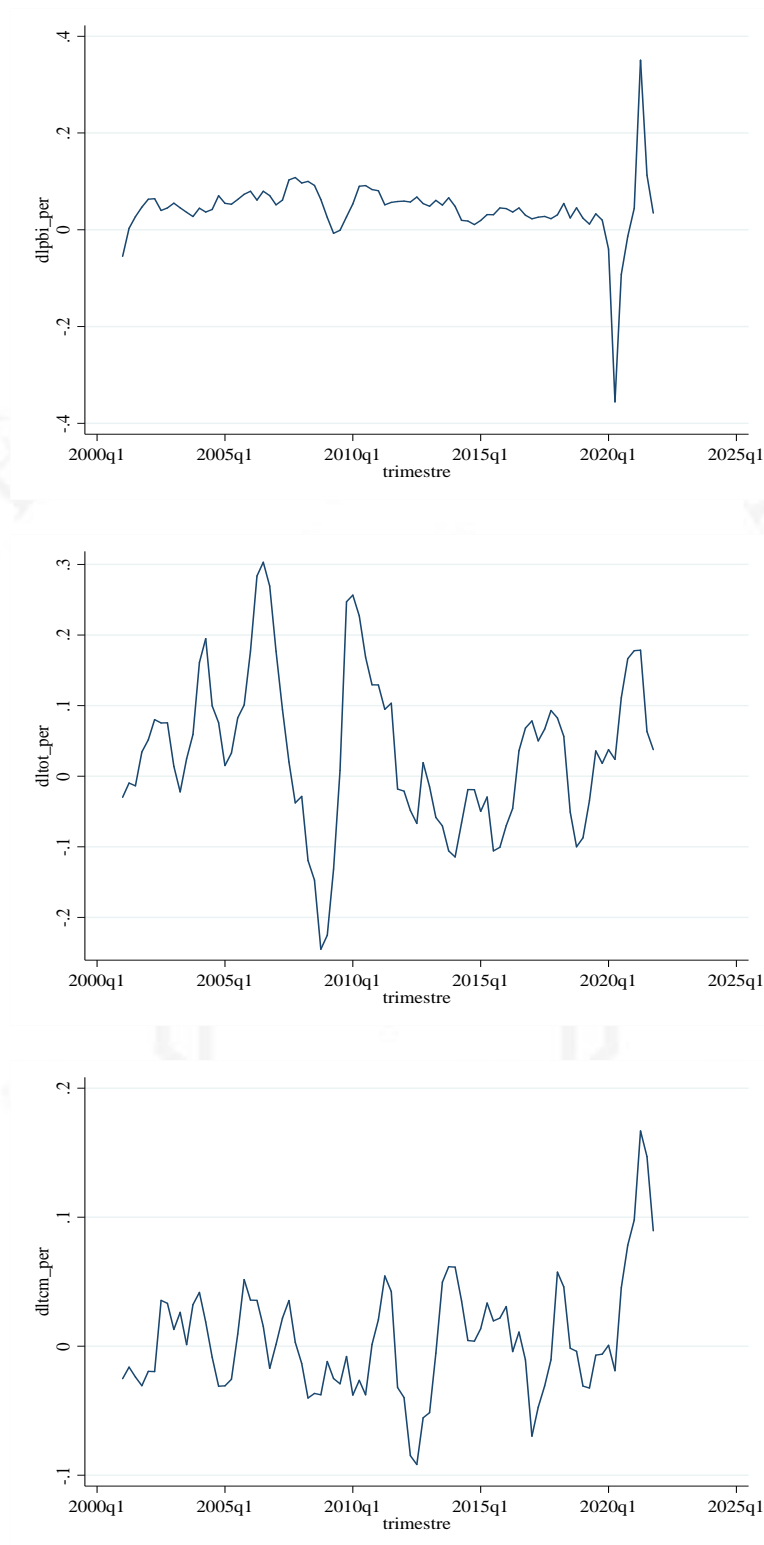
Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 83  
Newey-West lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-22.584	-19.494	-13.564	-10.898
Z(t)	-3.324	-3.534	-2.904	-2.587

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0139**

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dltcm_per						
L1.	.8048971	.0696297	11.56	0.000	.6663559	.9434383
_cons	.0021471	.0030239	0.71	0.480	-.0038695	.0081637

## Anexo 5: Gráfico de variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Perú.



## Anexo 6: Número de rezagos óptimos para modelo VAR Perú.

Selection-order criteria

Sample: 2002q1 - 2021q4

Number of obs = 80

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	307.372				1.0e-07	-7.60929	-7.57348	-7.51997
1	418.441	222.14	9	0.000	7.8e-09	-10.161	-10.0178	-9.80373
2	439.401	41.919	9	0.000	5.8e-09	-10.46	-10.2093*	-9.83473*
3	444.549	10.297	9	0.327	6.4e-09	-10.3637	-10.0056	-9.47047
4	461.075	33.052*	9	0.000	5.3e-09*	-10.5519*	-10.0863	-9.39064

Endogenous: dltot\_per dltdcm\_per dlpbi\_per

Exogenous: \_cons

## Anexo 7: Prueba de multiplicador de Lagrange para modelo VAR Perú.

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	8.5912	9	0.47583
2	8.3550	9	0.49880

H0: no autocorrelation at lag order

## Anexo 8: Prueba de normalidad Jarque-Bera para modelo VAR Perú.

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dlpbi_per	2827.439	2	0.00000
dltot_per	5.441	2	0.06585
dltdcm_per	0.357	2	0.83656
ALL	2833.237	6	0.00000

## Anexo 9: Prueba de significancia de coeficientes para modelo VAR Perú.

Equation: dlpbi\_per

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>17.67461</b>	<b>3</b>	<b>0.001</b>
2	<b>1.664419</b>	<b>3</b>	<b>0.645</b>

Equation: dltot\_per

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>181.7455</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
2	<b>24.53264</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>

Equation: dltdm\_per

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>103.2268</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
2	<b>15.39958</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>

Equation: All

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>335.9865</b>	<b>9</b>	<b>0.000</b>
2	<b>48.88576</b>	<b>9</b>	<b>0.000</b>

## Anexo 10: Modelo VAR Perú con dos rezagos.

Vector autoregression

Sample: 2001q3 - 2021q4	Number of obs	=	82
Log likelihood = 451.9976	AIC	=	-10.51214
FPE = 5.47e-09	HQIC	=	-10.26468
Det(Sigma_ml) = 3.27e-09	SBIC	=	-9.895781

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dlpbi_per	7	.057443	0.2592	28.68576	0.0001
dltot_per	7	.048834	0.8225	379.8741	0.0000
dltcm_per	7	.025427	0.6990	190.4007	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>dlpbi_per</b>						
dlpbi_per						
L1.	.4653024	.1148042	4.05	0.000	.2402903	.6903144
L2.	-.1095223	.1200035	-0.91	0.361	-.3447248	.1256802
<b>dltot_per</b>						
dltot_per						
L1.	-.0198668	.115313	-0.17	0.863	-.2458761	.2061425
L2.	.1263966	.1160019	1.09	0.276	-.1009629	.3537561
<b>dltcm_per</b>						
dltcm_per						
L1.	-.022609	.2439716	-0.09	0.926	-.5007847	.4555666
L2.	.0655615	.2610115	0.25	0.802	-.4460116	.5771346
_cons	.0251679	.0081653	3.08	0.002	.0091641	.0411716
<b>dltot_per</b>						
dltot_per						
dlpbi_per						
L1.	-.2807033	.097599	-2.88	0.004	-.4719938	-.0894127
L2.	.0759804	.1020191	0.74	0.456	-.1239733	.2759342
dltot_per						
L1.	1.283437	.0980316	13.09	0.000	1.091299	1.475576
L2.	-.4739691	.0986172	-4.81	0.000	-.6672552	-.2806829
dltcm_per						
L1.	.0057385	.2074087	0.03	0.978	-.4007752	.4122521
L2.	-.0109187	.2218949	-0.05	0.961	-.4458248	.4239873
_cons	.0161848	.0069416	2.33	0.020	.0025795	.0297902
<b>dltcm_per</b>						
dltcm_per						
dlpbi_per						
L1.	-.0912433	.0508183	-1.80	0.073	-.1908454	.0083588
L2.	-.0605246	.0531198	-1.14	0.255	-.1646375	.0435883
dltot_per						
L1.	-.0746589	.0510435	-1.46	0.144	-.1747024	.0253846
L2.	.1068871	.0513485	2.08	0.037	.0062459	.2075283
dltcm_per						
L1.	1.090097	.1079946	10.09	0.000	.8784314	1.301762
L2.	-.361484	.1155373	-3.13	0.002	-.5879329	-.135035
_cons	.0073021	.0036144	2.02	0.043	.000218	.0143862

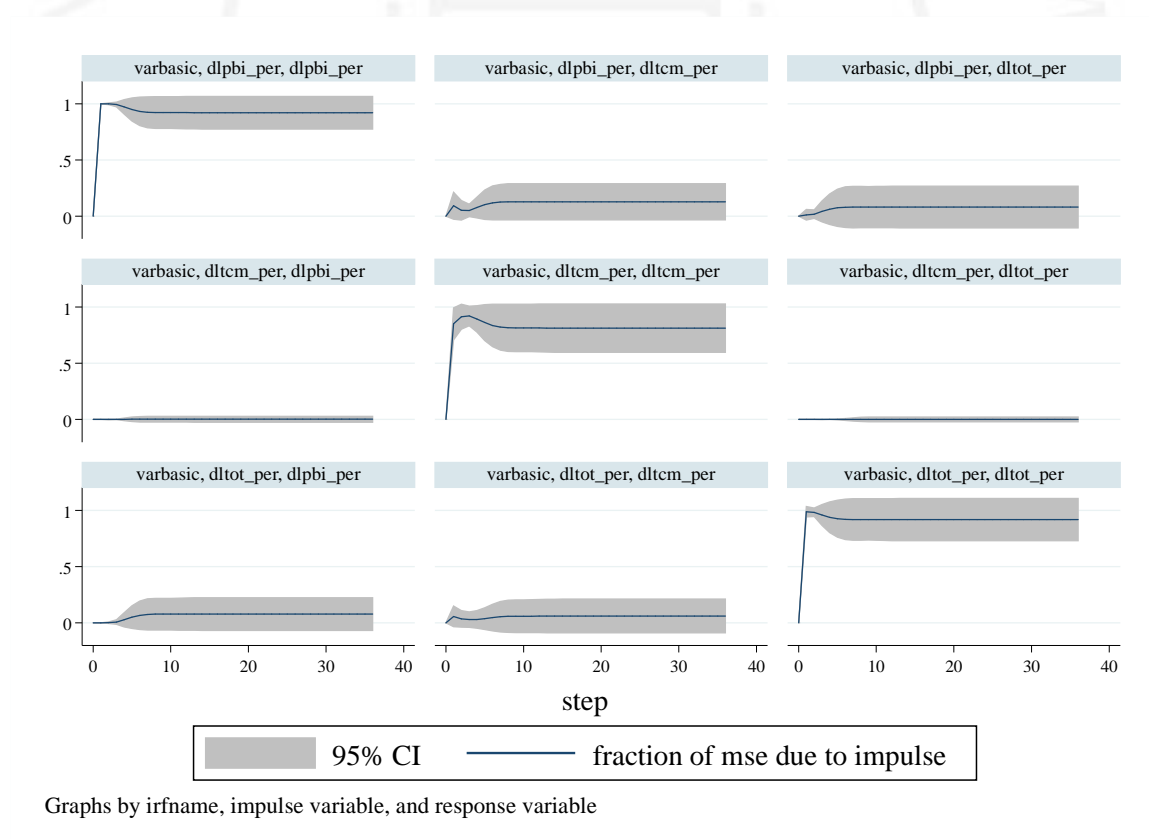
## Anexo 11: Prueba de estabilidad para modelo VAR Perú.

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.6927223 + .3249286i	.765142
.6927223 - .3249286i	.765142
.5583429 + .2865348i	.627574
.5583429 - .2865348i	.627574
.1683531 + .2098156i	.269008
.1683531 - .2098156i	.269008

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

## Anexo 12: Descomposición de la varianza para modelo VAR Perú.



## Anexo 13: Test de raíz unitaria Dickey–Fuller Aumentado para modelo VAR Chile.

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 87

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	<b>-0.919</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.7815**

D.pbi_chi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pbi_chi L1.	<b>-.0275529</b>	<b>.0299708</b>	<b>-0.92</b>	<b>0.361</b>	<b>-.087143</b>	<b>.0320372</b>
_cons	<b>5.806977</b>	<b>4.790817</b>	<b>1.21</b>	<b>0.229</b>	<b>-3.71845</b>	<b>15.3324</b>

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 87

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	<b>-1.490</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.5386**

D.tot_chi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tot_chi L1.	<b>-.0488087</b>	<b>.0327662</b>	<b>-1.49</b>	<b>0.140</b>	<b>-.1139567</b>	<b>.0163393</b>
_cons	<b>8.595049</b>	<b>5.074739</b>	<b>1.69</b>	<b>0.094</b>	<b>-1.494892</b>	<b>18.68499</b>

Dickey–Fuller test for unit root Number of obs = 87

Test Statistic	Interpolated Dickey–Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	<b>-0.696</b>	<b>-3.528</b>	<b>-2.900</b>

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = **0.8478**

D.tcm_chi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tcm_chi L1.	<b>-.0245439</b>	<b>.0352704</b>	<b>-0.70</b>	<b>0.488</b>	<b>-.0946708</b>	<b>.0455831</b>
_cons	<b>3.582216</b>	<b>4.185491</b>	<b>0.86</b>	<b>0.394</b>	<b>-4.739662</b>	<b>11.90409</b>

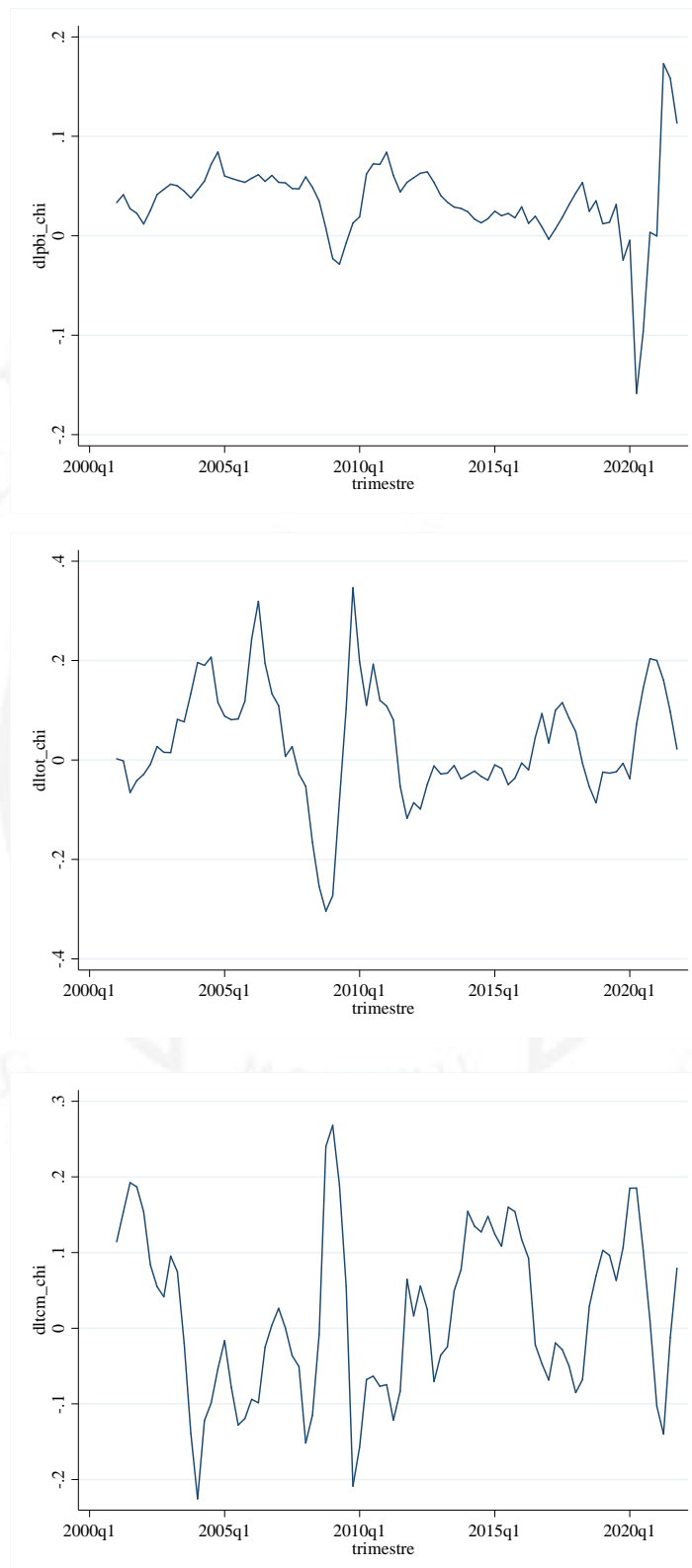








## Anexo 17: Gráfico de variables en logaritmo natural y en diferencias para modelo VAR Chile.



## Anexo 18: Número de rezagos óptimos para modelo VAR Chile.

Selection-order criteria  
Sample: 2002q1 - 2021q4 Number of obs = 80

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	294.05				1.4e-07	-7.27626	-7.24045	-7.18694
1	411.701	235.3	9	0.000	9.2e-09	-9.99253	-9.84928	-9.63523*
2	425.049	26.695	9	0.002	8.2e-09	-10.1012	-9.85053*	-9.47594
3	429.225	8.3516	9	0.499	9.3e-09	-9.98062	-9.62248	-9.08736
4	446.162	33.875*	9	0.000	7.7e-09*	-10.1791*	-9.71348	-9.01782

Endogenous: dltot\_chi dltdcm\_chi dlpbi\_chi

Exogenous: \_cons

## Anexo 19: Prueba de multiplicador de Lagrange para modelo VAR Chile.

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	8.2898	9	0.50523
2	5.9019	9	0.74969

H0: no autocorrelation at lag order

## Anexo 20: Prueba de normalidad Jarque-Bera para modelo VAR Chile.

Jarque-Bera test

Equation	chi2	df	Prob > chi2
dlpbi_chi	1087.080	2	0.00000
dltot_chi	6.566	2	0.03752
dltdcm_chi	0.558	2	0.75641
ALL	1094.204	6	0.00000

## Anexo 21: Prueba de significancia de coeficientes para modelo VAR Chile.

Equation: dlpbi\_chi

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>35.75505</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
2	<b>2.25109</b>	<b>3</b>	<b>0.522</b>

Equation: dltot\_chi

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>107.0415</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
2	<b>9.248456</b>	<b>3</b>	<b>0.026</b>

Equation: dltdcm\_chi

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>130.3572</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
2	<b>17.88847</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>

Equation: All

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>258.9733</b>	<b>9</b>	<b>0.000</b>
2	<b>29.67677</b>	<b>9</b>	<b>0.000</b>

## Anexo 22: Modelo VAR Chile con dos rezagos.

Vector autoregression

Sample: 2001q3 - 2021q4	Number of obs = 82
Log likelihood = 436.962	AIC = -10.14542
FPE = 7.89e-09	HQIC = -9.897959
Det(Sigma_ml) = 4.72e-09	SBIC = -9.529061

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dlpbi_chi	7	.028067	0.5846	115.409	0.0000
dltot_chi	7	.057936	0.7732	279.4736	0.0000
dltcm_chi	7	.058004	0.7379	230.8533	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>dlpbi_chi</b>						
dltot_chi						
L1.	.561855	.1108579	5.07	0.000	.3445775	.7791325
L2.	.0249075	.1138315	0.22	0.827	-.1981982	.2480131
dltcm_chi						
L1.	-.0100528	.0601898	-0.17	0.867	-.1280226	.1079169
L2.	.0872542	.0623348	1.40	0.162	-.0349198	.2094282
dltcm_chi						
L1.	-.1171505	.0580163	-2.02	0.043	-.2308604	-.0034405
L2.	.0725076	.0602203	1.20	0.229	-.0455221	.1905373
_cons	.0130884	.0052019	2.52	0.012	.0028927	.023284
<b>dltot_chi</b>						
dltcm_chi						
L1.	-.0409525	.2288307	-0.18	0.858	-.4894524	.4075475
L2.	-.3672089	.2349688	-1.56	0.118	-.8277392	.0933214
dltot_chi						
L1.	1.178296	.1242425	9.48	0.000	.9347853	1.421807
L2.	-.3182125	.1286703	-2.47	0.013	-.5704017	-.0660233
dltcm_chi						
L1.	.2036259	.1197562	1.70	0.089	-.0310919	.4383437
L2.	-.0932408	.1243056	-0.75	0.453	-.3368753	.1503938
_cons	.0166452	.0107377	1.55	0.121	-.0044004	.0376908
<b>dltcm_chi</b>						
dltot_chi						
L1.	.0790654	.2291002	0.35	0.730	-.3699627	.5280935
L2.	-.073401	.2352455	-0.31	0.755	-.5344736	.3876716
dltot_chi						
L1.	-.3073438	.1243888	-2.47	0.013	-.5511414	-.0635462
L2.	.1502355	.1288219	1.17	0.244	-.1022507	.4027217
dltcm_chi						
L1.	.9632569	.1198972	8.03	0.000	.7282628	1.198251
L2.	-.3422118	.124452	-2.75	0.006	-.5861332	-.0982903
_cons	.0102213	.0107504	0.95	0.342	-.0108491	.0312917

## Anexo 23: Prueba de estabilidad para modelo VAR Chile.

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
$.7577425 + .2914309i$	$.811853$
$.7577425 - .2914309i$	$.811853$
$.5168892 + .3263455i$	$.61129$
$.5168892 - .3263455i$	$.61129$
$.07707234 + .2164309i$	$.229744$
$.07707234 - .2164309i$	$.229744$

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

## Anexo 24: Descomposición de la varianza para modelo VAR Chile.

