

# Efecto de shocks de los términos de intercambio en el ciclo económico de Honduras

Giancarlo Oseguera Alvarez

Agosto de 2022

## Resumen

Con el fin de estimar el efecto de shocks de los precios mundiales medidos a través de los términos de intercambio en el ciclo económico de Honduras, el presente trabajo hace uso de un modelo empírico de vectores autoregresivos estructural (SVAR, por sus siglas en inglés) y un modelo teórico de equilibrio general estocástico dinámico (DSGE, por sus siglas en inglés). Los resultados empíricos sugieren que, shocks en los términos de intercambio no tienen efectos estadísticamente significativos en el PIB y consumo; sin embargo, shocks positivos en estos inducen a una apreciación del tipo de cambio real, menor déficit en cuenta corriente y mayor inversión. Varios de estos resultados son replicados por la contraparte teórica, que además muestra los mecanismos por el que los shocks de los términos de intercambio afectan a la economía nacional.

## Abstract

This paper aims to estimate the effects of terms of trade shocks on Honduras business cycle . It does so by using a structural vector autoregressive (SVAR) model and a dynamic structural general equilibrium (DSGE) model . The empirical results suggests that the contribution of terms of trade shocks in output and consumption fluctuations are negligible. However, an improvement in terms of trade appreciates the real exchange rate, reduces the trade balance deficit and increases investment. The theoretical model replicates some of these results showing the propagation channels in which terms of trade shocks affect the economy of Honduras.

**Palabras clave:** Honduras, shocks a los términos de intercambio, SVAR, DSGE, *terms of trade disconnect puzzle*.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2. Literatura Relacionada</b>	<b>5</b>
<b>3. Modelo Empírico</b>	<b>7</b>
3.1. Identificación . . . . .	9
<b>4. Resultados de Estimaciones Empíricas</b>	<b>10</b>
4.1. Efectos de shocks en los términos de intercambio en el ciclo económico de Honduras . . . . .	10
4.2. Medida Alternativa a los Shocks en los Precios Mundiales . . . . .	13
4.3. Estimación de Panel para Centroamérica (C.A.) . . . . .	15
<b>5. Modelo Teórico</b>	<b>18</b>
5.1. Hogares . . . . .	18
5.2. Empresas productoras de bienes exportados, importados y no transables . .	20
5.3. Empresas productoras del bien transable compuesto . . . . .	21
5.4. Empresas productoras de bienes finales . . . . .	21
5.5. Condiciones de vaciado de mercado . . . . .	22
5.6. Calibración . . . . .	24
5.7. Resultados . . . . .	25
<b>6. Conclusiones</b>	<b>29</b>
<b>7. Anexos</b>	<b>33</b>

## 1. Introducción

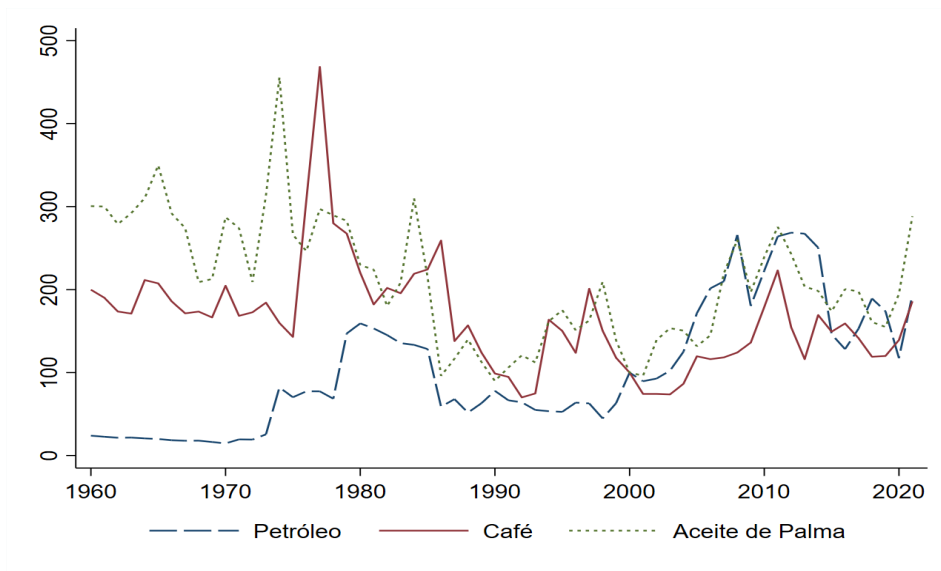
Usualmente, la estructura exportadora de las economías emergentes y en desarrollo se caracterizan por concentrarse y especializarse en bienes primarios como minerales, metales y productos agrícolas. Debido a que los precios de estos *commodities* han mostrado grandes fluctuaciones a lo largo del tiempo, se ha planteado que los términos de intercambio (TI) pueden potencialmente ser una importante fuente de variación en el ciclo económico. Esto ha motivado a diversos autores a estimar la reacción de los agregados macroeconómicos de varias economías del mundo a shocks en los TI.

Los enfoques metodológicos con el que las investigaciones abordan esta temática son dos: el primero está basado en estimaciones empíricas que usan diferentes especificaciones de modelos SVAR, en el que se identifica shocks a los TI y su efecto en variables como el PIB, balanza comercial, tipo de cambio real, entre otras. El segundo enfoque implementa modelos DSGE, que permiten analizar estructuralmente y de manera microfundada, los diferentes canales de transmisión por el que un shock a los TI puede afectar a una economía (Fornero et al, 2016).

A pesar que existe vasta literatura que analiza el efecto de shocks en los TI sobre los ciclos económicos usando ambos enfoques, todavía no hay consenso de la importancia cuantitativa de dichos shocks en explicar el movimiento de las principales variables macroeconómicas. Desde el enfoque teórico del DSGE, trabajos como el de Mendoza (1995) y Kose (2002), sugieren que los shocks de los TI explican entre el 30-50 % de la varianza del PIB, mientras que, desde el enfoque empírico del SVAR, Schmitt-Grohé & Uribe (2018) indican que los TI explican menos del 10 % de la varianza del PIB; esta disparidad donde los TI son menos importantes en los datos que lo que establece la teoría se conoce como el “*terms of trade disconnect puzzle*”.

La economía de Honduras no es ajena a esta discusión, ya que en los últimos diez años, las exportaciones de ciertos *commodities* como el café, banano y aceite de palma han representado en promedio, el 45 % de las exportaciones de mercancías generales; asimismo,

aproximadamente el 17% de las importaciones de bienes han sido de combustibles derivados del petróleo.<sup>1</sup> Como la economía nacional es relativamente pequeña, las variaciones en los precios de estos *commodities* están determinados únicamente al comportamiento de la oferta y demanda mundial de cada materia prima, que son influenciadas por factores económicos, geopolíticos y climáticos; lo que convierte al país en tomador de precios y vulnerable a las acentuadas fluctuaciones de los precios de estos *commodities* mostradas en la figura 1.



**Figura 1: Comportamiento del Precio Internacional del Petróleo, Café y Aceite de Palma.**

Nota: Índices de precios reales (2000=100) de cada *commodity*. Fuente: [Banco Mundial](#).

El presente documento busca contextualizar esta discusión para la economía hondureña, intentando estimar cómo las fluctuaciones en los precios internacionales de los *commodities* comercializados por el país afectan algunas variables macroeconómicas nacionales, en particular, se usa tanto el enfoque empírico como el teórico para evaluar cómo shocks de los TI afectan al ciclo económico de Honduras. Dichas estimaciones son de suma importancia

<sup>1</sup>Véase: [Banco Central de Honduras](#)

para la autoridad monetaria, ya que permitirán contar con más insumos para fortalecer el marco de política que hace de frente a la volatilidad de los precios de los principales *commodities* que el país exporta e importa.

La estructura del documento es la siguiente: en la sección 2 se discute brevemente algunos trabajos que estudian los efectos macroeconómicos de shocks en los TI, en la sección 3 se detalla la estrategia empírica y su identificación, en la sección 4 se muestran los principales resultados de las estimaciones empíricas, en la sección 5 describe la estructura, calibración y resultados del modelo teórico de tres sectores y en la sección 6 se muestra las conclusiones.

## 2. Literatura Relacionada

La mayor parte de los estudios que han analizado los efectos macroeconómicos de shocks en los TI se han centrado en economías emergentes exportadoras de *commodities* como cobre, metales preciosos y aceites crudos. Para el caso, Shousha (2016) evalúa un grupo de economías emergentes comprendido por Chile, Perú, Colombia, Sudáfrica y Argentina. Sus resultados sugieren que, shocks en el precio de los *commodities* que se exportan provocan significativas variaciones en sus agregados macroeconómicos, ya que la proporción de la varianza del PIB explicada por dichos shocks es 25 %.

Del mismo modo, Ben Zeev et al (2016) usa una muestra similar de economías emergentes y encuentran que los shocks de los TI totales explican el 37 % de las fluctuaciones del PIB de su muestra de países. Asimismo, Fornero et al (2016) estiman que shocks en los TI de Chile, Perú, Sudáfrica, y Nueva Zelanda están asociados a mayor inversión en los sectores mineros, teniendo un efecto *spillover* que impulsa la inversión en los sectores no mineros. Drechsel & Tenreyro (2018) analizan el caso de Argentina, sus estimaciones sugieren que, un shock en el precio de los *commodities* que se exportan, explica aproximadamente el 38 % de las fluctuaciones del PIB.

Cuando se combinan economías de todo el mundo, las estimaciones empíricas sugieren

que, en promedio, los shocks de los TI no representan una fuente significativa de variación en el ciclo económico. En ese sentido, [Schmitt-Grohé & Uribe \(2018\)](#) encuentran que únicamente el 10 % de las fluctuaciones del PIB de 38 economías de todo el mundo son explicadas por shocks en sus TI; resultados que son discordantes a los modelos teóricos de ciclo económico para economías abiertas, que establecen que los shocks en los TI son una importante fuente del variación del ciclo económico.

Para tratar de solucionar esta discrepancia, los autores desarrollan un nuevo modelo teórico de tres sectores, que implementa un cambio importante con respecto a los elaborados anteriormente; impusieron que las variables del modelo teórico estuvieran en las mismas unidades que el modelo empírico. Con este ajuste, el modelo teórico predice que, en promedio, los shocks a los TI explican menos del 10 % las fluctuaciones del PIB de las 38 economías, tal y como lo predice su estimación empírica; sin embargo, cuando los resultados se evalúan a nivel de país, las predicciones son bastantes inexactas; es decir, la contraparte teórica replica adecuadamente solo cuando se consideran todas la economías en conjunto, pero la discrepancia entre lo que predice los modelos empíricos y teóricos a nivel de país es alta.

Para encontrar mayor concordancia entre las predicciones de los modelos empíricos y teóricos, otros autores han hecho algunas mejoras en las estimaciones empíricas, tal es el caso de [Ben Zeev et al \(2016\)](#), quienes desagregan los shocks de los TI en impredecibles y de noticias, los primeros son los shocks típicos identificados en los modelos empíricos, mientras que, los de noticias se definen como aquellos shocks que se observan antes de que se materialicen. Si se consideran los shocks de noticias, las predicciones del modelo teórico son relativamente similares a las del modelo empírico.

Las diferencias del presente trabajo con respecto a las investigaciones previas se resumen en dos: primero, se evalúa una muestra de países en desarrollo que no han sido considerados en los trabajos previos. Además, para capturar shocks en los precios mundiales, gran parte de la literatura previa utiliza medidas que solo consideran las fluctuaciones del precio de

las exportaciones de cada país, sin considerar los movimientos de las importaciones; este trabajo en cambio, usa una medida recientemente creada que considera las fluctuaciones de precio tanto de las exportaciones como las importaciones.

### 3. Modelo Empírico

Para estimar el efecto de los TI en el ciclo económico de Honduras, se usará un SVAR que sigue muy de cerca el modelo planteado por [Shousha \(2016\)](#) en el que hay un bloque de variables externas ( $y^f$ ) y otro de variables domésticas ( $y^d$ ):

$$AY_t = \sum_{k=1}^p B_k Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde:

$$Y_t = [y_t^f, y_t^d]$$

$$y_t^f = [R_t^{US}, ti_t], \quad y_t^d = [pib_t, c_t, i_t, bc_t, tcr_t]$$

$u_t = A^{-1}\epsilon_t$ ,  $u_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_u = A^{-1}\Sigma_\epsilon A^{-1'})$  y  $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_\epsilon = \mathcal{I})$ .  $A$  y  $B$  son matrices de coeficientes de dimensión  $7 \times 7$ ; en el que se asume que  $A$  es una matriz triangular inferior con unos en su diagonal principal. El término  $R^{US}$  denota la tasa de interés real de EE. UU.,  $ti$  son los términos de intercambio de Honduras,  $pib$  representa el producto interno bruto real,  $i_t$  es la inversión real,  $bc$  denota el ratio entre la balanza comercial y el PIB y  $tcr$  es el tipo de cambio real.<sup>2</sup> Todas las variables son desviaciones logarítmicas con respecto a su tendencia estimada a través del filtro *Hodrick Prescott* (HP) con un  $\lambda = 1600$ , excepto la tasa de interés y el ratio balanza comercial-PIB donde se elimina la tendencia en niveles. En el anexo [A](#) se muestra mayor detalle de los datos utilizados.

---

<sup>2</sup>Se usa la definición estándar de tipo de cambio real, en el que un aumento porcentual implica una depreciación o disminución real en el valor de la moneda doméstica.

Un elemento importante del presente trabajo es definir cómo se medirá los TI de Honduras. Una posible medida podría ser el ratio de los índices de precios agregados de las exportaciones con respecto al de las importaciones proveniente de las cuentas nacionales; no obstante, tal y como lo establecen [Chen & Rogoff \(2003\)](#), el uso del ratio de precios agregados dificulta la identificación de shocks exógenos de los TI, debido al lento ajuste de los precios nominales y al incompleto *pass-through*. Estas rigideces no permiten que dicho ratio de índices incorpore adecuadamente los shocks contemporáneos que afectan al tipo de cambio y que son importantes cuando se estiman los efectos reales de shocks en los precios internacionales. Los autores plantean que las fluctuaciones en los precios internacionales de los *commodities* no están expuestos a este problema de identificación.

De la misma forma, [Silver \(2010\)](#) plantea que el ratio de los precios agregados de las exportaciones e importaciones presenta importantes fuentes de sesgo, considerando que sus estimaciones sugieren que ese ratio y los precios internacionales se correlacionan con el signo equivocado (negativamente); el autor plantea que las fuentes de sesgo surgen porque el índice agregado presenta mayor heterogeneidad de productos, por ende, es muy difícil distinguir si una variación del índice obedece a un cambio de calidad o efectivamente a un cambio de precio. [Shousha \(2016\)](#) utiliza este mismo razonamiento para argumentar que los cambios en los índices de precios agregados pueden estar reaccionando de forma endógena a cambios en las condiciones económicas internas de cada país y no precisamente a cambios en los precios internacionales.

Ante los inconvenientes de usar el ratio de los índices de precios agregados como medida de los TI, diferentes estudios han optado por utilizar índices de precios internacionales de los principales *commodities* que cada país comercializa,<sup>3</sup> ya que estos capturan las variaciones en los precios internacionales de forma más precisa. En ese sentido, para medir los TI nacionales, se utilizó un índice de precios ponderado estimado por el Fondo Mo-

---

<sup>3</sup>Véase, por ejemplo: [Chen & Rogoff \(2003\)](#), [Aizenman et al \(2012\)](#), [Collier & Goderis \(2012\)](#), [Shousha \(2016\)](#), [Fornero et al \(2016\)](#), [Drechsel & Tenreyro \(2018\)](#), [Gruss & Kebhaj \(2019\)](#), [Di Pace \(2020\)](#), entre otros.



netario Internacional (FMI) que considera las variaciones de los precios de los principales *commodities* que Honduras comercializa. El anexo **A** muestra los detalles de su cálculo.

### 3.1. Identificación

El SVAR de la especificación **1** incluye la tasa de interés real de EE. UU. debido a su potencial efecto sobre el ciclo y TI de Honduras; estudios como el de [Uribe & Yue \(2006\)](#) encuentran que la tasa de interés mundial ha contribuido significativamente a las fluctuaciones macroeconómicas de las economías emergentes; asimismo, estudios como el de [Chen & Xiong \(2014\)](#) muestran que por la financiarización de los mercados de las materias primas, hay un vínculo entre los precios de los *commodities* y la tasa de interés de EE. UU..

En ese sentido, para la identificación del SVAR, se asume que los TI de Honduras dependen de sus propios valores rezagados, del valor contemporáneo y rezagos de la tasa de interés real de EE. UU., de forma que,  $B_{k,2,j} = 0$  para todo  $j \neq 1, 2$  y  $k = 1, 2, \dots, p$ ; de manera similar, se impone que la tasa de interés real de EE. UU. sea completamente exógena, es decir, solo depende de sus valores rezagados, de manera que,  $B_{k,1,j} = 0$  para todo  $j \neq 1$  y  $k = 1, 2, \dots, p$ . Notar que, con esta especificación, los TI afectan contemporáneamente a todas las variables del sistema. La tabla **7** del anexo **B** muestra que de acuerdo a los criterios de información Bayesiano y Hannan Quinn, el número de rezagos óptimo del VAR es 1, por lo tanto, se fija  $p$  en 1. De esta forma, la especificación **1** puede representarse de la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{5,1} & a_{5,2} & a_{5,3} & a_{5,4} & 1 & 0 & 0 \\ a_{6,1} & a_{6,2} & a_{6,3} & a_{6,4} & a_{6,5} & 1 & 0 \\ a_{7,1} & a_{7,2} & a_{7,3} & a_{7,4} & a_{7,5} & a_{7,6} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_t^* \\ ti_t \\ y_t \\ c_t \\ i_t \\ bc_t \\ tcr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{2,1} & b_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{3,1} & b_{3,2} & b_{3,3} & b_{3,4} & b_{3,5} & b_{3,6} & b_{3,7} \\ b_{4,1} & b_{4,2} & b_{4,3} & b_{4,4} & b_{4,5} & b_{4,6} & b_{4,7} \\ b_{5,1} & b_{5,2} & b_{5,3} & b_{5,4} & b_{5,5} & b_{5,6} & b_{5,7} \\ b_{6,1} & b_{6,2} & b_{6,3} & b_{6,4} & b_{6,5} & b_{6,6} & b_{6,7} \\ b_{7,1} & b_{7,2} & b_{7,3} & b_{7,4} & b_{7,5} & b_{7,6} & b_{7,7} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{t-1}^* \\ ti_{t-1} \\ y_{t-1} \\ c_{t-1} \\ i_{t-1} \\ bc_{t-1} \\ tcr_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t^{R^*} \\ \epsilon_t^{ti} \\ \epsilon_t^y \\ \epsilon_t^c \\ \epsilon_t^i \\ \epsilon_t^{bc} \\ \epsilon_t^{tcr} \end{pmatrix}$$

## 4. Resultados de Estimaciones Empíricas

En esta sección, se usa funciones de impulso respuesta y la descomposición de varianza del error de pronóstico del SVAR para mostrar como un shock en los TI afecta el ciclo económico de Honduras; adicionalmente, se compara los resultados de dicha estimación con un ejercicio en el que se desagrega el shock de los TI en dos shocks individuales, por último, se muestra la reacción de los agregados macroeconómicos de algunos países centroamericanos al mismo shock de la estimación base.

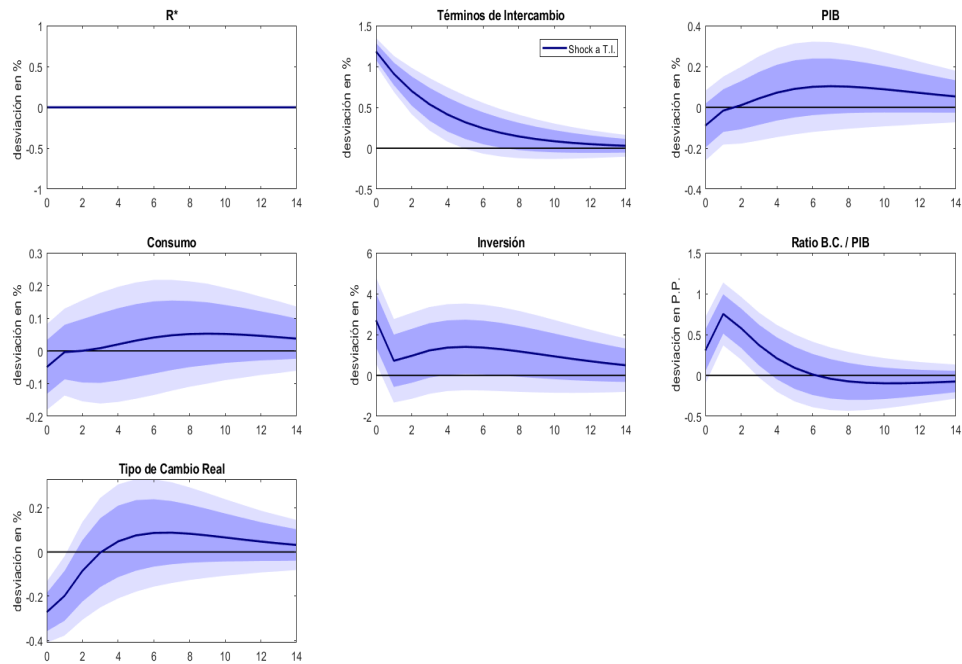
### 4.1. Efectos de shocks en los términos de intercambio en el ciclo económico de Honduras

La figura 2 muestra la respuesta dinámica de todas las variables del sistema a un shock de una desviación estándar de los TI, que es equivalente a que estos se desvíen 1.2% del valor predicho por su proceso estipulado en el SVAR de la ecuación 1. Los impulso respuesta de todas las variables están expresados como desviaciones porcentuales con respecto a la tendencia logarítmica de cada variable, a excepción del ratio balanza comercial - PIB que está expresado como desviación en puntos porcentuales de su valor tendencial.

Un shock positivo en los TI implica que el precio de las exportaciones relativo a las importaciones aumente; esto provoca varios efectos en la economía nacional. El ciclo del ratio de la balanza comercial con respecto al PIB aumenta hasta 0.75 puntos porcentuales un trimestre después de la materialización de dicho shock, lo que denota que la balanza cambiaria nacional se hace menos deficitaria, es decir, el efecto *Harberger-Laursen-Metzler*<sup>4</sup> se cumple para la economía hondureña. Este excedente de divisas a su vez, produce una apreciación del Tipo de Cambio Real (TCR), que disminuye 0.25% con respecto a su valor tendencial en el mismo trimestre del shock; después de dos trimestres, el efecto es estadísticamente cero. De manera similar, la inversión aumenta significativamente 2.5%

---

<sup>4</sup>Conjetura que estipula que un aumento de los términos de intercambio provoca una mejora en la cuenta corriente.



**Figura 2: Respuesta del ciclo económico de Honduras a un shock en los TI.**

Nota: la línea sólida en azul representa puntos de la función de impulso respuesta del SVAR de la ecuación (1). Las áreas azul oscuro y claro representan los intervalos de confianza con un nivel de significancia de 68 % y 90 %, respectivamente. Los intervalos de confianza fueron construidos a través del método *bootstrapping* usando 10,000 repeticiones.

con respecto a su tendencia logarítmica en el mismo trimestre del shock, posteriormente, el efecto no es significativo.

En el mismo trimestre del shock, el efecto en el PIB y el consumo es negativo, no obstante, este se disipa rápidamente y ambas variables alcanzan a aumentar 0.10 % y 0.05 % con respecto a su tendencia logarítmica, respectivamente. Cabe destacar que acorde a los intervalos de confianza, tanto las respuestas del PIB como del consumo no son estadísticamente significativas con los niveles de confianza usados en ningún horizonte. Para profundizar más esta inusual reacción en los primeros trimestres después del shock, en las secciones posteriores se compara la reacción de estas variables en la región centroamericana al mis-

mo shock y se usará la contraparte teórica para desagregar los mecanismos de cómo un shock en los términos de intercambio podría afectar el consumo y PIB. Como en la identificación se impuso que la tasa de interés real de EE. UU. fuese completamente exógena, un shock en los TI de Honduras no puede afectarla. En el anexo B se muestran los coeficientes estimados del SVAR de la especificación (1).

Para estimar la contribución de los shocks de los TI en las fluctuaciones de las variables macroeconómicas domésticas, se calculó la descomposición de varianza del error de pronóstico. La tabla 1 muestra el porcentaje de la varianza explicada por un shock de los TI para un determinado horizonte trimestral  $h$ . Los resultados muestran que, en los primeros doce trimestres, un shock de los TI explica menos del 5% de la varianza del PIB y consumo. Cuando ocurre el shock, las fluctuaciones del tipo de cambio real son explicadas en 14%, luego, en los siguientes trimestres, el promedio de la proporción de la varianza explicada es aproximadamente 7%. El 12% de las fluctuaciones del ratio balanza comercial - PIB son explicadas dos trimestres después de que se materializa el shock a los TI, luego, en la medida que transcurren los meses, la proporción de la varianza explicada disminuye, asimismo, se puede ver que en todos los periodos, el shock de los TI explica entre el 4% y 6% de la varianza de la inversión.

	PIB	Consumo	Inversión	Ratio B.C./PIB	TCR
$h = 0$	1.04	0.01	6.06	1.9	13.7
$h = 2$	0.01	0.03	4.66	11.5	7.7
$h = 4$	0.01	0.03	5.25	9.6	5.8
$h = 8$	2.59	0.09	6.16	7.3	6.4
$h = 12$	3.37	1.48	5.78	7.1	6.7

**Tabla 1: Proporción de la Varianza del Error de Pronóstico Explicada por un Shock de los Términos de Intercambio**

## 4.2. Medida Alternativa a los Shocks en los Precios Mundiales

Algunos estudios como el de [Fernández et al \(2017\)](#) muestran que, concentrar los shocks de los precios mundiales en una única medida como los TI, puede subestimar la importancia relativa de dichos shocks en las fluctuaciones de las variables macroeconómicas como el PIB. En ese sentido, para capturar de mejor forma los shocks en los precios mundiales, los autores sugieren usar múltiples medidas individuales del precio de los commodities en lugar de los TI.

Por lo anterior, en esta sección se evalúa cuánto de la variación del ciclo económico de Honduras es explicado por shocks individuales de precios mundiales; en particular, se sigue a [Di Pace \(2020\)](#) y se estima la descomposición de varianza del error de pronóstico de los agregados macroeconómicos nacionales a shocks separados del precio de las exportaciones e importaciones. De esta forma, el nuevo bloque externo de la especificación 1 estará dado por:  $y_t^f = [R_t^{US}, px_t, pm_t]$ . Donde  $px$  ( $pm$ ) representa un índice de precios ponderado de los *commodities* que Honduras exporta (importa). Al igual que los TI, estos índices fueron contruidos por el FMI en base al promedio de la participación relativa de cada *commodity* en el PIB de los últimos tres años, en la tabla 5 del anexo A se muestra el detalle de su cálculo.

Al igual que en la identificación del SVAR de los TI, se impone que la tasa de interés real de EE. UU. sea complemente exógena, además, se restringe que los índices de precios de las exportaciones e importaciones dependan únicamente de sus propios valores rezagados y de los valores pasados y contemporáneo de la tasa de interés real de EE. UU., de forma que:  $B_{k,2,j} = 0$  para todo  $j \neq 1, 2$  y  $k = 1, 2, \dots, p$ ;  $B_{k,3,j} = 0$  para todo  $j \neq 1, 3$  y  $k = 1, 2, \dots, p$ ;  $A_{3,j} = 0$  para todo  $j \neq 1$ .

La tabla 2 muestra la proporción de la varianza del error de pronóstico de todas las variables del sistema explicada por cada shock de precio individual. Para el caso del PIB, los shocks a los precios de las exportaciones e importaciones explican el 3% y 10% de su varianza del error de pronóstico, respectivamente; si se suman ambas medidas individuales,

los shocks a los precios mundiales explican, en el mismo trimestre del shock, el 13% de las fluctuaciones del PIB. Si se considera la proporción de la varianza explicada por ambos shocks en todos los horizontes, las fluctuaciones del PIB son explicadas en aproximadamente 10%, el doble de la magnitud explicada por los TI, sin embargo, la magnitud del efecto todavía es relativamente pequeña.

	PIB		Consumo		Inversión		B.C./PIB		TCR	
	$p_x$	$p_m$	$p_x$	$p_m$	$p_x$	$p_m$	$p_x$	$p_m$	$p_x$	$p_m$
$h = 0$	2.83	10.42	0.00	0.01	4.36	0.00	4.23	0.00	0.01	8.34
$h = 2$	3.07	7.45	2.09	7.75	14.31	6.35	3.56	7.78	4.62	3.18
$h = 4$	3.04	6.31	5.07	12.63	15.17	6.03	3.01	8.02	7.85	4.76
$h = 8$	2.92	5.69	7.09	14.10	14.78	5.59	2.94	7.44	11.26	8.26
$h = 12$	2.89	5.79	7.27	13.94	14.61	5.67	3.05	7.05	12.03	9.05

**Tabla 2: Proporción de la Varianza del Error de Pronóstico Explicada por Shocks en los Precios de las Exportaciones e Importaciones de Honduras**

Al igual que el PIB, la mayor parte de las fluctuaciones del consumo son explicadas por el shock al precio de las importaciones, particularmente un año después del shock. La varianza de la inversión en cambio, es explicada mayormente por el shock en el precio de las exportaciones, principalmente a partir del segundo trimestre después del shock. Las fluctuaciones del TCR en el corto plazo son explicadas únicamente por el shock del precio en las importaciones, luego, a partir del segundo trimestre, el shock que explica mayormente su varianza es el de las exportaciones; contrario a los resultados del ratio balanza comercial - PIB, en donde únicamente el shock de las exportaciones explica la dinámica del corto plazo, mientras que, el shock de las importaciones explica las fluctuaciones a partir del segundo trimestre. En el anexo B se muestran los coeficientes estimados del SVAR extendido de esta sección.

### 4.3. Estimación de Panel para Centroamérica (C.A.)

Con el objetivo de comparar la respuesta dinámica de los agregados macroeconómicos de Honduras a shocks en los TI con economías de similar perfil exportador, se estima un panel-SVAR para la región centroamericana, en particular, se estima la respuesta dinámica del ciclo económico de El Salvador, Guatemala y Nicaragua a shocks en sus TI. La especificación e identificación del SVAR es la misma a la usada para el caso de Honduras:

$$AY_{i,t} = \eta_i + \sum_{k=1}^p B_k Y_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

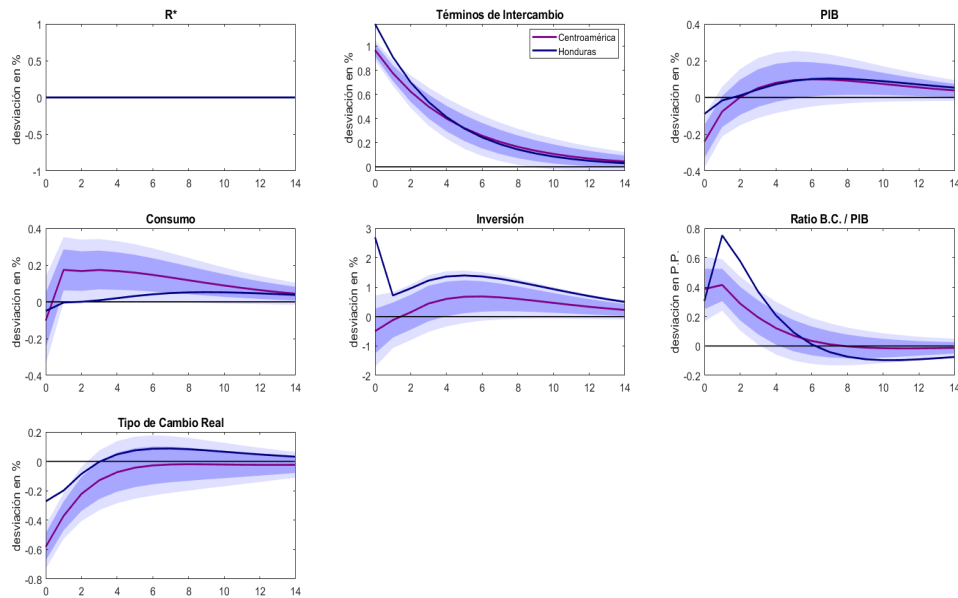
Donde:

$$Y_t = [y_{i,t}^f, y_{i,t}^d]$$

$$y_t^f = [R_t^{US}, ti_{i,t}], \quad y_t^d = [pib_{i,t}, c_{i,t}, i_{i,t}, bc_{i,t}, tcr_{i,t}]$$

El término  $i$  representa un determinado país y  $\eta_i$  es el efecto fijo de dicho país. Para la estimación del panel-SVAR, se usó el estimador *Least Square Dummy Variable* (LSDVE) que implica que el intercepto es diferente para cada país pero la matrices  $A$  y  $B$  son las mismas entre países. La muestra base es del primer trimestre del 2000 al cuarto trimestre del 2019, no obstante, esta difiere entre países. Las series de datos del bloque doméstico se obtuvieron en las páginas web de cada banco central; la tabla 6 del anexo A muestra los detalles de esta información. La medida de los TI para cada país es la estimada por el FMI.

En la figura 3 se compara las funciones de impulso respuesta del ciclo económico de Honduras con respecto al resto de países centroamericanos ante un shock de una desviación estándar en sus respectivos TI. Al igual que en el SVAR anterior, los gráficos muestran desviaciones logarítmicas porcentuales con respecto al valor tendencial de cada variable, a excepción del ratio balanza comercial - PIB en el que se muestra desviaciones en puntos porcentuales.



**Figura 3: Respuesta del ciclo económico de Centroamérica a un shock en los TI.**

Nota: las líneas solidas en azul y rojo representan puntos de la función de impulso respuesta de los SVAR de las ecuaciones (1) y (2), respectivamente. Las áreas azul oscuro y claro representan los intervalos de confianza de las impulso respuesta de Centroamérica con un nivel de significancia de 68 % y 90 %, respectivamente. Los intervalos de confianza fueron contruidos a través del método *bootstrapping* usando 10,000 repeticiones.

Se puede notar que la volatilidad de los TI de Honduras es mayor que la de C.A., considerando que, un shock de una desviación estándar en los TI de C.A. es equivalente a que estos se desvíen 0.96 % de su valor predicho, menor que la diferencia de 1.18 % estimada para Honduras en la sección 4.1. La reacción de la inversión de Honduras es sustancialmente mayor a la mostrada por los demás países de la región, donde el efecto no es estadísticamente significativo; tanto en Honduras como en C.A., la respuesta del ratio de la balanza comercial - PIB es positiva y estadísticamente significativa, aunque en Honduras, la magnitud del efecto en el segundo trimestre es casi el doble.

Al igual que en Honduras, en el mismo trimestre del shock de los TI, la respuesta del



consumo de C.A. es negativa y no estadísticamente significativa, luego, en los siguientes trimestres, el efecto positivo de la región es considerablemente mayor al de Honduras. De manera similar, la respuesta del PIB de C.A. es negativa en los primeros trimestres después del shock, posteriormente, el efecto es positivo, aunque no estadísticamente significativo. De este modo, la respuesta negativa inicial del consumo y PIB a shocks de los TI no es un fenómeno particular de la economía de Honduras, ya que la reacción de estos agregados en la región centroamericana es la misma. En el anexo B se muestra los coeficientes estimados de la ecuación (2).

Siguiendo lo presentado en la sección anterior, se evaluó la contribución de los shocks de los TI en la varianza de los agregados macroeconómicos de C.A. a través de la descomposición de la varianza del error de pronóstico. La tabla 3 muestra la proporción de la varianza del error de pronóstico de todas las variables del sistema que es explicada por un shock en los TI de cada país.

	PIB	Consumo	Inversión	Ratio B.C./PIB	TCR
$h = 0$	4.14	0.00	0.00	4.54	20.37
$h = 2$	2.68	1.48	0.00	9.03	15.52
$h = 4$	2.73	2.59	0.01	9.51	13.26
$h = 8$	3.87	4.05	1.75	9.32	11.94
$h = 12$	4.50	4.57	2.25	9.25	11.77

**Tabla 3: Proporción de la Varianza del Error de Pronóstico Explicada por un Shock de los Términos de Intercambio de Centroamérica**

Los resultados indican que, en C.A., un shock de los TI explica menos del 5% de la varianza del PIB, consumo e inversión y menos del 10% de las fluctuaciones del ratio balanza comercial-PIB. La varianza del TCR de la región es explicada en mayor medida, dado que, el shock a los TI explica el 20% de sus fluctuaciones en el mismo trimestre del shock y 15.5% dos trimestres después. Estos resultados muestran que, en Honduras, la respuesta de la inversión a un shock en los TI es mayor que en C.A., mientras que, la

respuesta del TCR al mismo shock es menor a la observada en la región.

## 5. Modelo Teórico

Con el objetivo de explicar analíticamente los resultados empíricos del SVAR, en esta sección se sigue a [Schmitt-Grohé & Uribe \(2018\)](#) y se estima una extensión del modelo de *Real Business Cycle* (RBC) planteado por [Mendoza \(1995\)](#). En esta economía, habrá tres bienes, uno que se exporta, otro que se importa y uno no transable; siendo usados para producir, consumir e invertir. A continuación, se detalla el problema que enfrentan los hogares y empresas.

### 5.1. Hogares

Los hogares maximizan la esperanza del valor presente descontado de la siguiente función de utilidad:

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{\left[ c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) \quad (3)$$

Donde  $h_t^m, h_t^x$ , y  $h_t^n$  denotan horas trabajadas en el sector importador, exportador y no transable, respectivamente;  $\sigma > 0$  es el coeficiente de aversión relativa al riesgo y  $\omega_m, \omega_x, \omega_n > 0$  son las elasticidades Frisch de la oferta laboral de cada sector. La restricción presupuestaria que los hogares enfrentan en cada periodo está dada por:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \frac{\theta_m}{2} (k_{t+1}^m - k_t^m)^2 + \frac{\theta_x}{2} (k_{t+1}^x - k_t^x)^2 + \frac{\theta_n}{2} (k_{t+1}^n - k_t^n)^2 + p_t^\tau d_t = \frac{p_t^\tau d_{t+1}}{1+r_t} + w_t^m h_t^m + w_t^x h_t^x + w_t^n h_t^n + u_t^m k_t^m + u_t^x k_t^x + u_t^n k_t^n \quad (4)$$

Donde  $i_t^i, k_t^i, w_t^i, \theta_t^i$ , y  $u_t^i$  representan la inversión, el capital, los salarios, el costo de ajuste del capital y la renta del capital para cada sector  $i = m, x, n$ .  $p_t^\tau$  denota el precio relativo

del bien compuesto transable en términos del bien final  $c_t$ .  $d_t$  es el stock de deuda que vence en el periodo  $t$  (expresado en unidades del bien transable) y  $r_t$  es la tasa de interés del endeudamiento. La ley de movimiento de capital de cada sector está dada por:

$$k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m \quad (5)$$

$$k_{t+1}^x = (1 - \delta)k_t^x + i_t^x \quad (6)$$

$$k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n \quad (7)$$

Las condiciones de primer orden del problema de los hogares con respecto a

$c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n, d_{t+1}, k_{t+1}^m, k_{t+1}^x$ , y  $k_{t+1}^n$ , respectivamente, son:

$$\left[ c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t \quad (8)$$

$$(h_t^m)^{\omega_m - 1} \left[ c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t w_t^m \quad (9)$$

$$(h_t^x)^{\omega_x - 1} \left[ c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t w_t^x \quad (10)$$

$$(h_t^n)^{\omega_n - 1} \left[ c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t w_t^n \quad (11)$$

$$\lambda_t p_t^r = \beta(1 + r) E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^r \quad (12)$$

$$[1 + \theta_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \theta_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)] \quad (13)$$

$$[1 + \theta_x(k_{t+1}^x - k_t^x)] \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^x + 1 - \delta + \theta_x(k_{t+2}^x - k_{t+1}^x)] \quad (14)$$

$$[1 + \theta_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \theta_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)] \quad (15)$$

## 5.2. Empresas productoras de bienes exportados, importados y no transables

Los bienes exportados, importados y no transables son producidos usando capital y trabajo a través de la siguiente tecnología:

$$y_t^m = A^m F^m(k_t^m, h_t^m) = A^m (k_t^m)^{\alpha_m} (h_t^m)^{1-\alpha_m} \quad (16)$$

$$y_t^x = A^x F^x(k_t^x, h_t^x) = A^x (k_t^x)^{\alpha_x} (h_t^x)^{1-\alpha_x} \quad (17)$$

$$y_t^n = A^n F^n(k_t^n, h_t^n) = A^n (k_t^n)^{\alpha_n} (h_t^n)^{1-\alpha_n} \quad (18)$$

Donde  $y_t^i$  y  $A^i$  representan la producción y la tecnología para cada sector  $i = m, x, n$  (importador, exportador y no transable, respectivamente).  $A^i > 0$ ,  $\alpha_i \in (0, 1)$  y representa el aporte del capital en la producción del sector  $i = m, x, n$ . Estas firmas son homogéneas y competitivas en el mercado de trabajo y capital, por lo tanto, sus beneficios estarán dados por:

$$p_t^i A^i (k_t^i)^{\alpha_i} (h_t^i)^{1-\alpha_i} - w_t^i h_t^i - u_t^i k_t^i$$

Donde  $p_t^i$  denota el precio para cada bien  $i = m, x, n$ . Las condiciones de primer orden en la maximización de ganancias son:

$$\alpha^x p_t^x A^x (k_t^x)^{\alpha^x-1} (h_t^x)^{1-\alpha^x} = u_t^x \quad (19)$$

$$(1 - \alpha^x) p_t^x A^x (k_t^x)^\alpha (h_t^x)^{-\alpha^x} = w_t^x \quad (20)$$

$$\alpha^m p_t^m A^m (k_t^m)^{\alpha^m-1} (h_t^m)^{1-\alpha^m} = u_t^m \quad (21)$$

$$(1 - \alpha^m) p_t^m A^m (k_t^m)^\alpha (h_t^m)^{-\alpha^m} = w_t^m \quad (22)$$

$$\alpha^n p_t^n A^n (k_t^n)^{\alpha^n-1} (h_t^n)^{1-\alpha^n} = u_t^n \quad (23)$$

$$(1 - \alpha^n) p_t^n A^n (k_t^n)^\alpha (h_t^n)^{-\alpha^n} = w_t^n \quad (24)$$

### 5.3. Empresas productoras del bien transable compuesto

El bien transable compuesto es producido usando los bienes importados y exportados a través del siguiente agregador de *Armington* con forma CES:

$$a_t^\tau = A(a_t^m, a_t^x) = \left[ \chi_m (a_t^m)^{1-\frac{1}{\mu_m}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{1-\frac{1}{\mu_m}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_m}}} \quad (25)$$

Donde  $a_t^\tau$ ,  $a_t^m$  y  $a_t^x$  denotan la absorción interna de los bienes transables, importados y exportados, respectivamente;  $\chi_m \in (0, 1)$  y representa la intensidad de la absorción del bien importado en la absorción del bien transable;  $\mu_m > 0$  y denota la elasticidad sustitución entre bienes importados y exportados. Estas firmas son competitivas en el mercado de bienes intermedios y finales, por lo tanto, sus beneficios están dados por:

$$p_t^\tau A(a_t^m, a_t^x) - p_t^m a_t^m - p_t^x a_t^x$$

De esta forma, las condiciones de maximización de ganancias de las firmas son:

$$p_t^\tau \chi_m (a_t^m)^{-\frac{1}{\mu_m}} \left[ \chi_m (a_t^m)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} \right]^{\frac{1}{\mu_m-1}} = p_t^m \quad (26)$$

$$p_t^\tau (1 - \chi_m) (a_t^x)^{-\frac{1}{\mu_m}} \left[ \chi_m (a_t^m)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} \right]^{\frac{1}{\mu_m-1}} = p_t^x \quad (27)$$

### 5.4. Empresas productoras de bienes finales

Para producir los bienes finales se usa el compuesto de bienes transables y los bienes no transables a través de la siguiente tecnología:

$$a_t = B(a_t^\tau, a_t^n) = \left[ \chi_\tau (a_t^\tau)^{1-\frac{1}{\mu_\tau}} + (1 - \chi_\tau) (a_t^n)^{1-\frac{1}{\mu_\tau}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_\tau}}} \quad (28)$$

Donde  $a_t$  es la absorción interna de bienes finales;  $\chi_\tau \in (0, 1)$  y muestra la intensidad de la absorción del bien transable en la absorción del bien final.  $\mu_\tau > 0$  representa la elasticidad sustitución entre bienes transables y no transables. Los hogares pueden usar los

bienes finales para consumir o invertir. Estas firmas son competitivas respecto a los bienes intermedios, por lo tanto, sus ganancias están dadas por:

$$B(a_t^\tau, a_t^n) - p_t^\tau a_t^\tau - p_t^n a_t^n$$

De esta forma, las condiciones de maximización de ganancias de las firmas son:

$$\chi_\tau (a_t^\tau)^{-\frac{1}{\mu_\tau}} \left[ \chi_\tau (a_t^\tau)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} + (1-\chi_\tau)(a_t^n)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} \right]^{\frac{1}{\mu_\tau-1}} = p_t^\tau \quad (29)$$

$$(1-\chi_\tau)(a_t^n)^{-\frac{1}{\mu_\tau}} \left[ \chi_\tau (a_t^\tau)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} + (1-\chi_\tau)(a_t^n)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} \right]^{\frac{1}{\mu_\tau-1}} = p_t^n \quad (30)$$

## 5.5. Condiciones de vaciado de mercado

El equilibrio en el mercado de bienes finales está dado por:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \frac{\theta_m}{2} (k_{t+1}^m - k_t^m)^2 + \frac{\theta_x}{2} (k_{t+1}^x - k_t^x)^2 + \frac{\theta_n}{2} (k_{t+1}^n - k_t^n)^2 = B(a_t^\tau, a_t^n) \quad (31)$$

El equilibrio en el mercado de bienes no transables es:

$$a_t^n = y_t^n \quad (32)$$

La restricción de recursos de toda la economía es:

$$p_t^\tau \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = p_t^\tau d_t + m_t - x_t \quad (33)$$

Donde  $m_t$  y  $x_t$  denotan las importaciones y exportaciones agregadas, respectivamente; estos componentes pueden ser expresados como:

$$m_t = p_t^m (a_t^m - y_t^m) \quad (34)$$

$$x_t = p_t^x (a_t^x - y_t^x) \quad (35)$$

Donde  $p_t^m$  y  $p_t^x$  representan el precio de las importaciones y exportaciones, respectivamente; los TI están definidos como la razón entre estos precios:

$$ti_t = \frac{p_t^x}{p_t^m} \quad (36)$$

Por otra parte, el tipo de cambio real está definido como:

$$RER_t = \frac{\mathcal{E}_t P_t^*}{P_t} = p_t^\tau \quad (37)$$

Donde  $\mathcal{E}_t$  es el tipo de cambio nominal,  $P_t^*$  denota el precio externo del consumo y  $P_t$  es el precio domestico del consumo. Por último, para asegurar un equilibrio estacionario para la deuda externa, se asume que el *spread* de la tasa doméstica con respecto a la tasa internacional es elástico con respecto a la deuda:

$$r_t - r_t^* = \psi(e^{d_t - \bar{d}} - 1) \quad (38)$$

Donde  $r_t^*$  es la tasa de interés mundial,  $\psi$  captura la sensibilidad del *spread* de tasas con respecto a las desviaciones de la deuda con respecto a su estado estacionario. Por último, definimos la contraparte teórica de los procesos de los TI y de la tasa de interés real de EE. UU. estimados en el modelo empírico:

$$\ln \left( \frac{ti_t}{ti_{ss}} \right) = a_{2,1} R_t^{US} + b_{2,1} R_{t-1}^{US} + b_{2,2} \ln \left( \frac{ti_{t-1}}{ti_{ss}} \right) + \sigma_{ti} \epsilon_t^{ti}; \quad \epsilon_t^{ti} \sim (0, 1) \quad (39)$$

$$R_t^{US} = b_{1,1} R_{t-1}^{US} + \epsilon_t^{R^{US}} \quad (40)$$

Donde  $ti_{ss}, \sigma_{ti} > 0$  y  $b_{2,2} \in (-1, 1)$ . Los parámetros  $a_{2,1}$  y  $b_{2,1}$  representan el efecto contemporáneo y rezagado de la tasa de interés real de EE. UU. sobre los TI de Honduras, mientras que,  $b_{1,1}$  y  $b_{2,2}$  son los coeficientes autoregresivos de la tasa de interés real de EE.UU. y TI, respectivamente. Las ecuaciones del modelo recién descrito, mostraran los

mecanismos por los que un shock a los TI ( $\epsilon_t^{ti}$ ) se propaga en la economía.

## 5.6. Calibración

La tabla 4 muestra la calibración trimestral del modelo de tres sectores para la economía de Honduras. La elasticidad de sustitución entre bienes exportados e importados se fija tomando como referencia el trabajo de [Gust et al \(2009\)](#), por ende,  $\mu_m = 0.8$ . La elasticidad de sustitución entre bienes transables y no transables fue calibrada siguiendo a [Akinci \(2011\)](#), que estima esta elasticidad para varias economías en desarrollo en valores cercanos a 0.5, es así que  $\mu_\tau = 0.5$ . Por otra parte, se fija  $\sigma = 2$ , que es el valor estándar usado en la literatura para definir el coeficiente de aversión relativa al riesgo,  $\delta = 0.025$  que representa el valor estándar de la tasa de depreciación trimestral del capital.

Se asume que las elasticidades Frisch de la oferta laboral no varían entre sector, por lo tanto,  $\omega_m = \omega_x = \omega_n = 1.455$ ; que es el valor típico usado en este tipo de modelos, [Schmitt-Grohé & Uribe \(2018\)](#). Para calibrar los costos de ajuste de capital de todos los sectores, se sigue también a los autores antes citados, quienes estiman estos parámetros minimizando la distancia entre las funciones de impulso respuesta empíricas y teóricas de un conjunto de países (entre ellos Honduras), por ende  $\phi_m = 0.905$ ,  $\phi_x = 0.61$  y  $\phi_n = 2.365$ . Se normaliza la productividad de los tres sectores y los TI de estado estacionario en uno, por lo tanto,  $A_m = A_n = A_x = tot_{ss} = 1$ .

Por otro lado, se calibra  $r = 0.07/4$ ; que representa la tasa de endeudamiento promedio trimestral de los bonos soberanos de Honduras de los últimos diez años, dando como resultado que el factor de descuento estocástico sea  $\beta = 0.982$ . Se asume que la representatividad del capital en la producción del sector exportador e importador es la misma, por lo tanto:  $\alpha_x = \alpha_m = 0.35$ ; mientras que, el aporte del capital a la producción del sector no transable es:  $\alpha_n = 0.25$ . Los parámetros  $\chi_t$  y  $\chi_m$  son combinaciones de los demás parámetros. Por último,  $a_{2,1}$ ,  $b_{2,1}$ ,  $b_{1,1}$  y  $b_{2,2}$  se calibraron de acuerdo a las estimaciones de SVAR estimado en la sección 3.



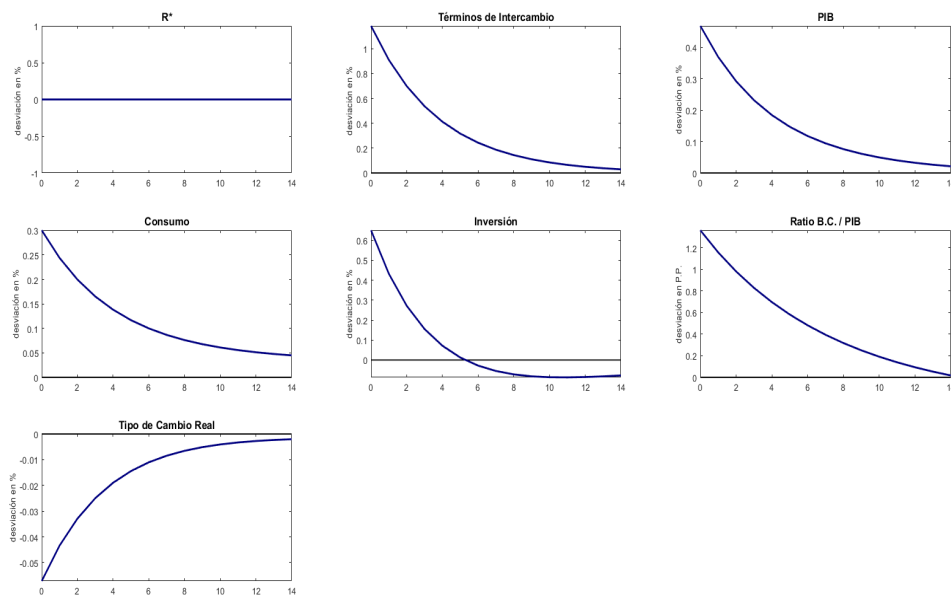
Parámetro	Valor	Fuente
$\mu_m$	0.8	<a href="#">Gust et al (2009)</a>
$\mu_\tau$	0.5	<a href="#">Akinici (2011)</a>
$\alpha_x, \alpha_m$	0.35	Valor estándar en la literatura
$\alpha_n$	0.25	Valor estándar en la literatura
$\omega_m, \omega_x, \omega_n$	1.455	Valor estándar en la literatura
$\phi_m$	0.905	<a href="#">Schmitt-Grohé &amp; Uribe (2018)</a>
$\phi_x$	0.61	<a href="#">Schmitt-Grohé &amp; Uribe (2018)</a>
$\phi_n$	2.365	<a href="#">Schmitt-Grohé &amp; Uribe (2018)</a>
$r$	0.07/4	Datos de Honduras
$\beta$	0.982	Datos de Honduras
$\bar{d}$	0.007	Combinación de parámetros
$\delta$	0.025	Valor estándar en la literatura
$\sigma$	2	Valor estándar en la literatura
$A_m, A_x, A_n$	1	Valor estándar en la literatura
$\chi_m$	0.8980	<a href="#">Schmitt-Grohé &amp; Uribe (2018)</a>
$\chi_\tau$	0.4360	<a href="#">Schmitt-Grohé &amp; Uribe (2018)</a>
$a_{2,1}$	0.8163	SVAR / Datos de Honduras
$b_{2,1}$	0.6917	SVAR / Datos de Honduras
$b_{1,1}$	0.8848	SVAR / Datos de Honduras
$b_{2,2}$	0.7684	SVAR / Datos de Honduras

**Tabla 4: Calibración del Modelo de Tres Sectores para Honduras**

## 5.7. Resultados

La figura 4 muestra la respuesta dinámica estimada por el modelo teórico de las seis variables incluidas en el SVAR a un shock de una desviación estándar de los TI. El modelo teórico es capaz de replicar algunos hechos estilizados en torno al efecto de los shocks de los TI sobre la economía nacional. Ambos modelos predicen que una mejora de los TI aumenta el ratio de balanza comercial-PIB en similar magnitud. Si bien el efecto sobre el tipo de cambio real en el modelo de tres sectores es un poco más persistente y de menor magnitud, ambos modelos predicen una apreciación del tipo de cambio real, asimismo, el

modelo de teórico predice que el aumento de los TI incrementa la inversión, aunque en menor magnitud de lo que predice el SVAR.



**Figura 4: Respuesta del ciclo económico de Honduras a un shock en los términos de intercambio.**

Nota: las líneas azules representan puntos de la función de impulso respuesta estimada por modelo teórico a un shock de una desviación estándar de los TI.

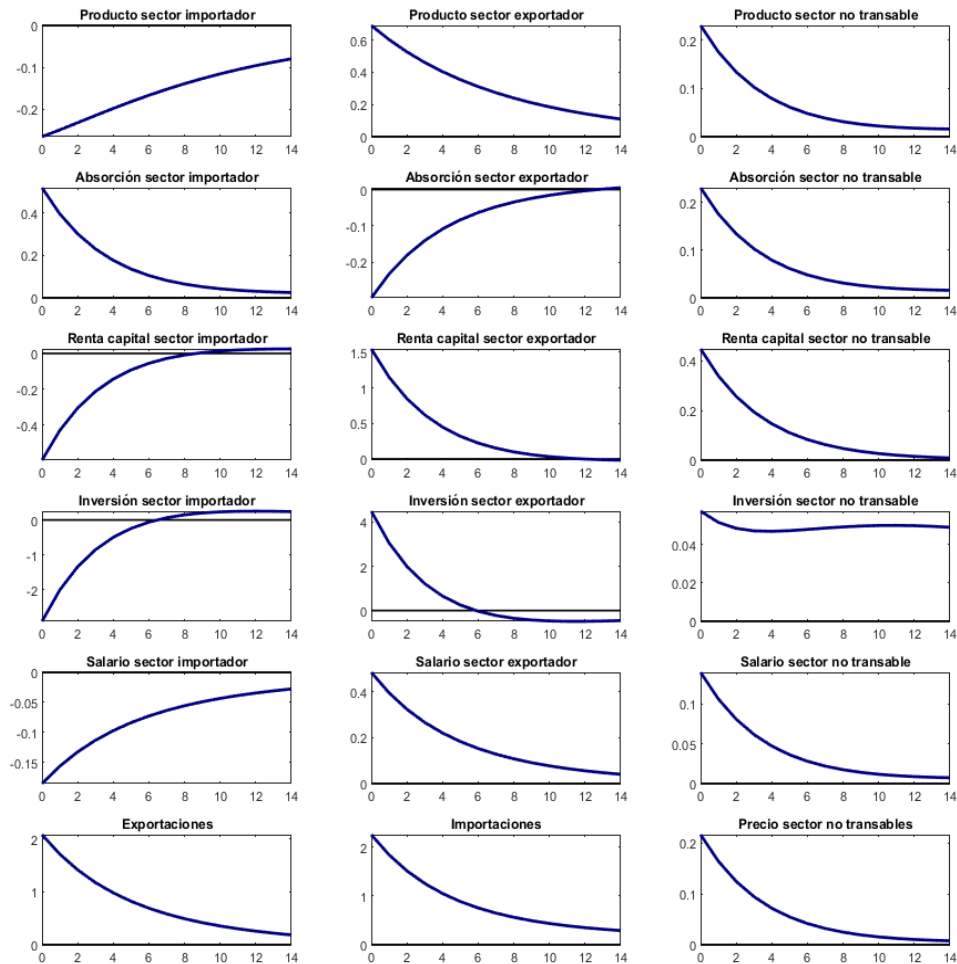
A diferencia del modelo empírico, el modelo de tres sectores predice que una mejora de los TI aumenta el PIB y consumo en el mismo trimestre del shock, no obstante, ambos modelos predicen efectos positivos tanto en el consumo como en el producto los trimestres posteriores a dicho shock. Para entender un poco mejor estas reacciones, es necesario analizar los mecanismos de transmisión por el que un shock de los términos de intercambio afecta a la economía, en ese sentido, la figura 5 muestra la respuesta dinámica del resto de variables del modelo teórico que no fueron incluidas en el SVAR.

El shock de los términos de intercambio provoca que los bienes exportables sean relativamente más caros al resto de bienes, esto induce a un efecto ingreso y sustitución entre sectores. Hay un efecto sustitución porque una fracción de la absorción del sector

exportador es sustituida por absorción de los sectores importable y no transable. Como el precio del sector exportador es mayor, también hay un efecto ingreso en dicho sector que impulsa la producción y demanda del sector no transable; como el sector no transable enfrenta mayor demanda, hay un alza en su precio; esta alza provoca que el precio relativo del bien final con respecto al bien compuesto, aumente, que es equivalente a que el precio relativo del bien transable con respecto al bien final disminuya o que el tipo de cambio real se aprecie.

El shock a los TI provoca un aumento en la producción de los sectores exportador y no transable, como aumenta la producción, la demanda de trabajo de estos sectores aumenta, y por ende los salarios que pagan; por el contrario, la producción y salario del sector importador disminuyen. El efecto sobre el producto total es positivo, ya que la representatividad de los sectores exportador y no transable es mayor a la del sector importador. De la misma forma, el shock a de los TI provoca mayor retorno del capital en los sectores exportador y no transable, que inducen a aumentos en la inversión de dichos sectores. La apreciación del tipo de cambio real derivada del shock positivo de los TI provoca un aumento en las importaciones, ya que los bienes de este sector se vuelven relativamente más baratos que los bienes exportables, como este aumento es menor que el impulso a las exportaciones, la balanza comercial aumenta.

Por último, para evaluar la predicción del modelo teórico de tres sectores con respecto a la proporción de la varianza del PIB explicada por el shock a los TI, se sigue el procedimiento de [Schmitt-Grohé & Uribe \(2018\)](#): se toma la varianza del PIB condicional al shock de los TI que se encuentra en la función de impulso respuesta del PIB en el modelo teórico y se divide entre la varianza incondicional del PIB estimada en el modelo empírico. Dicha división representa la proporción de la varianza del PIB (en términos del bien final) explicada por el shock de los TI. Para que la proporción de la varianza del PIB del modelo teórico se encuentre en las mismas unidades que el modelo empírico (en precios constantes) es necesario reestimar el denominador de la división de varianzas, por una medida de pro-



**Figura 5: Respuesta del ciclo económico de Honduras a un shock en los términos de intercambio.**

Nota: la línea azul representa puntos de la función de impulso respuesta del modelo teórico a un shock de una desviación estándar de los términos de intercambio.

ducción deflactada. Al hacer este procedimiento con el modelo calibrado para Honduras, la proporción de la varianza del PIB explicada por el shock a los TI es aproximadamente 12.5 %, mayor a la proporción estimada por el SVAR que era menor al 5 %.

Los resultados del modelo teórico sugieren la presencia del *terms of trade disconnect puzzle* para Honduras, ya que existen algunas discrepancias entre los resultados del RBC y SVAR; dichas diferencias se resumen en dos: en primer lugar, en los primeros trimestres después del shock de los TI, la respuesta dinámica del PIB estimada por el SVAR es negativa, algo que no puede replicar el modelo teórico de tres sectores, debido al mecanismo de transmisión del shock que provoca un aumento de la producción en los sectores exportador y no transable; en ese sentido, para tratar de capturar el efecto negativo de las estimaciones empíricas, en futuros trabajos se podría extender el modelo teórico presentado en uno que incorpore alguna fricción financiera o de información imperfecta. En segundo lugar, el modelo teórico no replica tan precisamente el aporte de los términos de intercambio en las fluctuaciones del PIB; las estimaciones empíricas del SVAR sugieren que los shocks de los TI explican menos del 5 % de las fluctuaciones del PIB, las estimaciones teóricas del RBC en cambio, indican que dichos shocks explican aproximadamente el 12 % de la varianza del PIB.

## 6. Conclusiones

Después de usar un enfoque empírico a través de un SVAR y un enfoque teórico a través de un modelo de economía abierta con tres sectores, se estimó la reacción del ciclo económico de Honduras a shocks en los precios mundiales de los *commodities* medidos a través de los TI. Los resultados empíricos sugieren que, shocks en los TI no tienen efectos estadísticamente significativos en el PIB y consumo de Honduras, ya que sus respuestas dinámicas a dichos shocks no son estadísticamente distintas de cero en ningún horizonte, además, la proporción de la varianza del PIB y consumo explicada por shocks en los TI es menor al 5 %. No obstante, una mejora inesperada de los TI induce a una apreciación del tipo de cambio real, menor déficit en cuenta corriente y mayor inversión; resultados que no varían considerablemente a los estimados para Guatemala, El Salvador y Nicaragua, que son economías de similar perfil exportador; ni a los estimados cuando se usan medidas

alternativas a los TI para medir shocks de los precios mundiales.

Finalmente, el modelo teórico captura adecuadamente varios hechos en torno a las estimaciones empíricas, en particular, mostró cuales son los canales de transmisión por el que un shock en los TI provoca una apreciación del tipo de cambio real y un aumento de las exportaciones netas e inversión. No obstante, existen algunas diferencias entre los resultados de las estimaciones empíricas y teóricas; el modelo de tres sectores no es capaz de replicar la respuesta contemporánea negativa del PIB y consumo a un shock de los TI mostrada en el SVAR; asimismo, el RBC sobrestima la importancia relativa de los shocks de los TI en la varianza del PIB en aproximadamente siete puntos porcentuales, sugiriendo que en Honduras hay algunas discrepancias entre las predicciones de los modelos teóricos RBC con respecto a las predicciones de las estimaciones empíricas que únicamente pueden ser solucionadas con nuevos desarrollos teóricos.

## Referencias

- [1] Aizenman, J., Edwards, S., & Riera-Crichton, D. (2012). "Adjustment patterns to commodity terms of trade shocks: the role of exchange rate and international reserves policies." *Journal of International Money and Finance*, 31(8): 1990-2016.
- [2] Akinci, O. (2011). "A Note on the Estimation of the Atemporal Elasticity of Substitution Between Tradable and Nontradable Goods" *Columbia Manuscript*.
- [3] Akinci, O. (2013). "Global Financial Conditions, Country Spreads and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Countries" *Journal of International Economics*, 91(2): 358-71.
- [4] Ben Zeev, N., Pappa, E., & Vicendoa, A. (2016). "Emerging Economies Business Cycles: The Role of the Terms of Trade." *Journal of International Economics*, 108: 368-376.
- [5] Chen, Y., & Rogof, W. (2003). "Commodity Currencies." *Journal of International Economics*, 60(1): 133-60.
- [6] Collier, P., & Goderis, B. (2012). "Commodity prices and growth: An empirical investigation" *European Economic Review*, 56(6): 1241-1260.
- [7] Chen, I. & Xiong, W. (2014). "Financialization of Commodity Markets." *Annual Review of Financial Economics*, 6: 419-41.
- [8] Drechsel, T. & Tenreyro, S. (2018). "Commodity booms and busts in emerging economies." *Journal of International Economics*, 112: 200-218.
- [9] Dipace, F., Juvenal, L., & Petrella, I. (2020). "Terms-of-Trade Shocks are Not all Alike." *IMF Working Paper*.
- [10] Fernandez, A., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2017). "World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation" *Journal of International Economics*, 108: 2-14.

- [11] Fornero, J., Kirchner, M., & Yany, A. (2016). “Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity-Exporting Economies.” *Central Bank of Chile Working Paper* .
- [12] Gust, C., Leduc, S., & Sheets, N. (2009). “The adjustment of global external balances: Does partial exchange-rate pass-through to trade prices matter.” *Journal of International Economics*, 79: 173-185.
- [13] Gruss, B. & Kebhaj, S. (2019). “Commodity Terms of Trade: A New Database.” *IMF Working Paper*.
- [14] Kose, M. (2002). “Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How Much do World Prices Matter ?” *Journal of International Economics*, 56: 299-327.
- [15] Mendoza, E. (1995). “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations.” *International Economic Review*, 81: 797-818.
- [16] Roch, F. (2017). “The Adjustment to Commodity Price Shocks in Chile, Colombia, and Peru” *IMF Working Paper*.
- [17] Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2018). “How Important Are Terms Of Trade Shocks”. *International Economic Review*, 59(1): 85-111.
- [18] Silver, M. (2010). “The Wrongs and Rights of Unit Value Indices”. *Review of Income and Wealth*, 56 (1): 206–223
- [19] Shousha, S. (2016). “Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions.” *Columbia Manuscript*.
- [20] Uribe, M. & Yue, V. (2006). “Country spreads and emerging countries: Who drives whom?” *Journal of International Economics*, 69(1): 6-36.



## 7. Anexos

### A Anexo de datos

El tipo de cambio real y las series desestacionalizadas del PIB, inversión y balanza comercial están disponibles en la página web del Banco Central de Honduras (BCH).<sup>5</sup>

Para medir  $R^{US}$ , se usó la tasa bruta a tres meses de las letras del Tesoro de EE. UU. deflactada por una medida de las expectativas de inflación de dicho país<sup>6</sup>. Para medir los TI de Honduras, se utilizó el *commodity terms of trade index* creado por [Gruss & Kebhaj \(2019\)](#) del FMI, en el que para cada país, se estima un índice de precios ponderado de 45 *commodities* de acuerdo al promedio de la participación relativa de la balanza comercial de cada *commodity* en el PIB de cada país de los últimos tres años. De esta forma, el *commodity terms of trade index* de Honduras estará dado por:

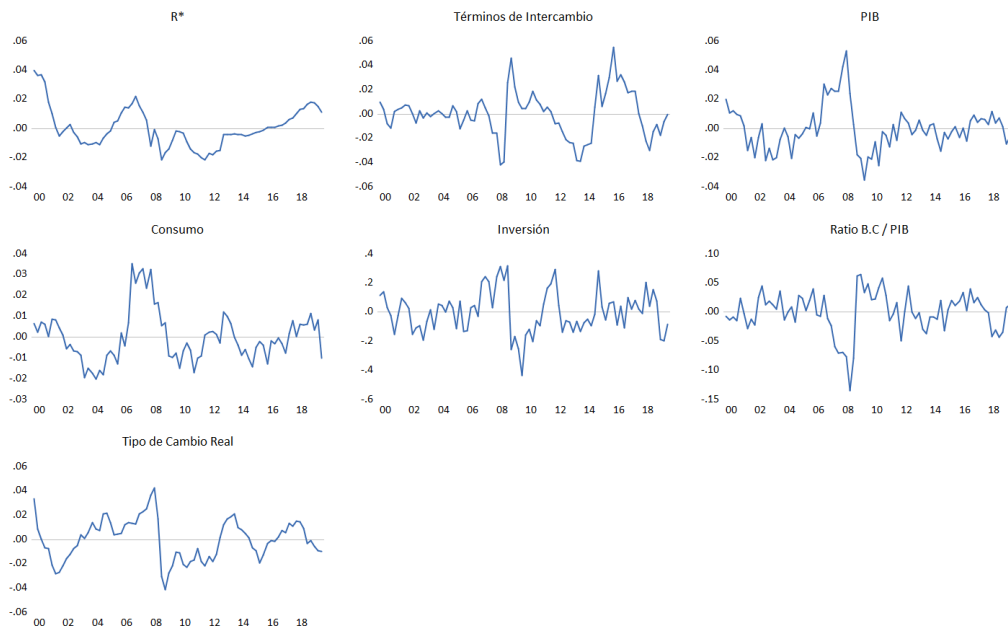
$$\Delta ti_t = \sum_{j=1}^J \Delta P_{j,t} \frac{1}{3} \sum_{s=1}^3 \frac{x_{j,\tau-s} - m_{j,\tau-s}}{PIB_{\tau-s}}$$

Donde  $P_{j,t}$  es el precio del *commodity*  $j$  en el periodo  $t$  y  $x_{j,\tau}$  ( $m_{j,\tau}$ ) son las exportaciones (importaciones) del *commodity*  $j$  en el periodo  $\tau$ . Los ponderadores de cada *commodity*  $j$  son móviles y están dados por el promedio de la razón entre la diferencia de las exportaciones e importaciones de ese *commodity* con respecto al PIB de los últimos tres años. De esta forma, los TI nacionales aumentan (disminuyen) cuando el precio de un *commodity* que Honduras exporta aumenta (disminuye) o cuando el precio de un *commodity* que se importa disminuye (aumenta). La figura 6 muestra el ciclo todas las variables del sistema.

---

<sup>5</sup>[Portal de Cuentas Nacionales Trimestrales.](#)

<sup>6</sup>Para calcular la tasa de interés real de EE. UU. se usa el método propuesto por Schmitt-Grohe y Uribe (2011), en el que se define la tasa real como:  $1 + R_t^{US} = (1 + i_t)E_t \frac{1}{1 + \pi_{t+1}}$ . Donde  $i$  es la tasa bruta a tres meses de las letras del Tesoro y  $\pi$  es la inflación.



**Figura 6: Comportamiento del ciclo de las variables**

El periodo de la estimación corresponde del primer trimestre del 2000 al cuarto trimestre del 2019.

Por otra parte, la tabla 5 muestra que el índice de precios de las exportaciones (importaciones) es un promedio ponderado de 45 *commodities* de acuerdo con el promedio de la participación relativa de las exportaciones (importaciones) de ese *commodity* en el PIB de los últimos tres años. Al igual que el *commodity terms of trade index*, estos índices fueron creados por [Gruss & Kebhaj \(2019\)](#) del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Índice	Fórmula
Índice de precios de exportaciones	$\Delta px_t = \sum_{j=1}^J \Delta P_{j,t} \frac{1}{3} \sum_{s=1}^3 \frac{x_{j,\tau-s}}{PIB_{\tau-s}}$
Índice de precios de importaciones	$\Delta pm_t = \sum_{j=1}^J \Delta P_{j,t} \frac{1}{3} \sum_{s=1}^3 \frac{m_{j,\tau-s}}{PIB_{\tau-s}}$

**Tabla 5: Índice de precios de exportaciones e importaciones**

En la tabla 6 se observa la muestra de la estimación y la fuente de los datos de todos

los países centroamericanos usados en el panel SVAR.

País	Muestra	Fuente	Sitio Web
Guatemala	2001:Q1 - 2019:Q4	Banco de Guatemala	<a href="#">Link</a>
El Salvador	2005:Q1 - 2019:Q4	Banco Central Reserva del El Salvador	<a href="#">Link</a>
Nicaragua	2006:Q1 - 2019:Q4	Banco Central de Nicaragua	<a href="#">Link</a>

**Tabla 6: Fuentes y muestra de países centroamericanos**

## B Anexo de los SVAR

En la tabla 7 se muestra los criterios de información del SVAR de Honduras de la ecuación (1)

Rezago	Akaike	Schwarz	Hannan Quinn
1	-41.63	-39.88	-40.93
2	-41.09	-37.82	-39.79
3	-41.12	-36.32	-39.20
4	-41.48	-35.16	-38.96
5	-41.99	-34.14	-38.86
6	-42.49	-33.12	-38.75

**Tabla 7: Criterios de información del SVAR de Honduras**

La siguiente especificación muestra los coeficientes del SVAR de Honduras de la ecuación (1):

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,82 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,08 & 0,08 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,00 & 0,02 & -0,29 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 5,11 & -2,5 & -4,25 & 2,25 & 1 & 0 & 0 \\ -0,50 & -0,64 & -0,68 & 0,15 & 0,15 & 1 & 0 \\ -0,14 & 0,18 & -0,23 & -0,08 & 0,01 & 0,02 & 1 \end{bmatrix} Y_t = \begin{bmatrix} 0,88 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,69 & 0,77 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,06 & 0,11 & 0,2 & 0,43 & 0,02 & 0,03 & 0,35 \\ 0,14 & 0,00 & -0,02 & 0,52 & 0,01 & -0,02 & -0,09 \\ 2,96 & -2,23 & 0,86 & 2,06 & 0,49 & 1,64 & 1,90 \\ -0,45 & 0,08 & -0,14 & -0,54 & 0,01 & 0,16 & -0,32 \\ -0,30 & 0,15 & -0,19 & 0,12 & 0 & 0,13 & 0,9 \end{bmatrix} Y_{t-1} + \epsilon_t$$

La siguiente especificación muestra los coeficientes del SVAR extendido de la sección

4.2:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 9,38 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -6,03 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,1 & -0,01 & -0,02 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,04 & 0,003 & 0,002 & -0,31 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 5,32 & -0,12 & 0,02 & -4,17 & 2,26 & 1 & 0 & 0 \\ -0,58 & -0,05 & -0,01 & -0,54 & -0,04 & 0,15 & 1 & 0 \\ -0,14 & 0,005 & -0,09 & -0,20 & -0,09 & 0,01 & 0,02 & 1 \end{bmatrix} Y_t = \begin{bmatrix} 0,88 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 7,30 & 0,76 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -4,38 & 0 & 0,72 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,09 & -0,005 & -0,02 & 0,13 & 0,51 & 0,02 & 0,04 & 0,38 \\ 0,18 & 0,001 & 0,01 & -0,05 & 0,49 & 0,01 & 0,02 & -0,11 \\ 3,3 & 0,07 & 0,11 & 1,26 & 1,60 & 0,37 & 0,95 & 2,10 \\ -0,49 & 0,01 & -0,01 & -0,13 & -0,49 & -0,001 & 0,12 & -0,34 \\ -0,31 & -0,01 & -0,01 & -0,24 & 0,17 & 0,01 & 0,18 & 0,90 \end{bmatrix} Y_{t-1} + \epsilon_t$$

La siguiente especificación muestra los coeficientes del panel SVAR de la ecuación (2):

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,55 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,1 & 0,25 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,08 & -0,08 & -0,76 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0,33 & -0,24 & -3,38 & 0,77 & 1 & 0 & 0 \\ -0,53 & -0,39 & -0,24 & 0,13 & 0,11 & 1 & 0 \\ 0,01 & 0,62 & -0,05 & -0,06 & 0,00 & -0,11 & 1 \end{bmatrix} Y_{i,t} = \begin{bmatrix} 0,88 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,46 & 0,80 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,16 & 0,36 & 0,67 & -0,04 & 0,00 & -0,11 & 0,05 \\ 0,11 & 0,23 & -0,05 & 0,08 & -0,03 & -0,23 & -0,02 \\ 0,00 & 1,40 & 1,13 & -0,03 & -0,03 & -1,37 & 0,84 \\ -0,64 & 0,15 & 0,03 & -0,11 & -0,04 & 0,01 & 0,05 \\ 0,10 & 0,47 & -0,19 & 0,05 & 0 & 0,08 & 0,79 \end{bmatrix} Y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$