

Tipo de documento: Tesis de maestría

Análisis macroeconómico de los shocks externos y su contribución relativa en la economía doméstica: el efecto de un shock inesperado y transitorio de los términos de intercambio en la región centroamericana

Autor/es: Sánchez, Esdras Josiel

Año de defensa de la tesis: 2019

¿Cómo citar este trabajo?

Sánchez, E. (2019) "Análisis macroeconómico de los shocks externos y su contribución relativa en la economía doméstica: el efecto de un shock inesperado y transitorio de los términos de intercambio en la región centroamericana" [Tesis de maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella <https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/11990>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la Universidad Torcuato Di Tella bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial -Compartir Igual 2.5 Argentina (CC BY-SA 2.5 AR)

Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>

UNIVERSIDAD TORCUATO DI TELLA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA



**ANALISIS MACROECONOMICO DE LOS SHOCKS EXTERNOS Y SU
CONTRIBUCION RELATIVA EN LA ECONOMIA DOMESTICA: EL EFECTO
DE UN SHOCK INESPERADO Y TRANSITORIO DE LOS TERMINOS DE
INTERCAMBIO EN LA REGION CENTROAMERICANA**

**TESIS PRESENTADA COMO REQUISITO PARA
OBTENER EL GRADO DE
MAGISTER EN ECONOMIA**

**PRESENTA:
ESDRAS JOSIEL SÁNCHEZ**

**DIRECTOR DE TESIS:
DR. JAVIER GARCIA CICCO**

AREA: MACRECONOMIA INTERNACIONAL

Buenos Aires, Argentina

Índice

RESUMEN	iv
LISTA DE FIGURAS.....	v
LISTA DE TABLAS.....	v
1. INTRODUCCION	6
2. REVISION DE LITERATURA	9
3. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO EMPIRICO Y TEORICO	11
3.1 Datos y medición del componente transitorio de los términos de intercambio	12
3.2 Metodología empírica del modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) ...	13
3.2.1 Estructura básica del modelo SVAR	13
3.2.2 Objetivo y estrategias de identificación en un SVAR	17
3.2.3 Identificación de shocks no anticipados TOT con tasa de interés mundial	18
3.3 Metodología teórica del modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE)...	21
3.3.1 Caracterización de los hogares	22
3.3.2 Empresas productoras de bienes finales	23
3.3.3 Empresas que producen el bien compuesto transable.....	24
3.3.4 Empresas que producen bienes importables, exportables y no transables.....	25
3.3.5 Equilibrio competitivo	26
3.3.6 Ajuste uniforme de variables observables.....	29
3.3.7 Formas funcionales.....	31
4. ESTIMACION DEL MODELO SVAR.....	32
4.1 Identificación de los términos de intercambio con tasa de interés mundial.....	32
4.2 Efectos de un shock no anticipado TOT en el SVAR.....	33
4.3 Estimación de la descomposición de la varianza	35
5. CALIBRACIÓN Y SIMULACIÓN DEL MODELO TEORICO.....	37
5.1 Calibración.....	37
5.1.1 Calibración del conjunto de países.....	37
5.1.2 Calibración de parámetros particulares por país.....	39
5.2 Efectos un shock no anticipado de los términos de intercambio en el DSGE	40
6. COMPARATIVO ENTRE EL MODELO EMPIRICO Y TEORICO	42
6.1 Comparativo para la región centroamericana	42
6.2 Comparativo por país	43

7.	CONCLUSIONES	44
8.	ANEXOS	47
8.1	Impulso respuesta del SVAR de Costa Rica	47
8.2	Impulso respuesta del SVAR de El Salvador	47
8.3	Impulso respuesta del SVAR de Guatemala	48
8.4	Impulso respuesta del SVAR de Honduras	48
8.5	Impulso respuesta del DSGE de Costa Rica	49
8.6	Impulso respuesta del DSGE de El Salvador	49
8.7	Impulso respuesta del DSGE de Guatemala	50
8.8	Impulso respuesta del DSGE de Honduras	50
8.9	Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de Costa Rica	51
8.10	Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de El Salvador	51
8.11	Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de Guatemala	52
8.12	Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de Honduras	52
9.	REFERENCIAS	53

RESUMEN

El ciclo económico de pequeñas economías abiertas de países en desarrollo, como los centroamericanos, tiene características distintivas que son relevantes estudiar, particularmente requieren un análisis de sus fuentes externas de fluctuación por su papel crucial para los ciclos económicos nacionales, y por ende para diseñar políticas macroeconómicas y macroprudenciales. Uno de esos factores son los términos de intercambio, sin embargo, no hay evidencia abundante usando modelos macroeconómicos para economías en desarrollo, y casi nula para los países centroamericanos.

En este contexto, el objetivo de esta investigación es aportar nueva evidencia empírica y teórica para estudiar los efectos de los shocks externos y su contribución relativa en la economía doméstica de economías pequeñas y abiertas en economías en desarrollo. En particular, se estudia un tipo de shock: el efecto de los shocks inesperados (no anticipados) y transitorios de los términos de intercambio en la región centroamericana usando herramientas teóricas y aplicadas para su realización siguiendo el artículo de Schmitt-Grohe y Uribe (2018).

Para lograr este objetivo, la investigación desarrolla un modelo empírico (modelo VAR estructural, SVAR por sus siglas en inglés) y un modelo teórico (modelo de equilibrio general dinámico y estocástico, DSGE por sus siglas de inglés). Los modelos están basados en un supuesto de economía pequeña y abierta, ya que dependen del comercio, es decir, exportan parte de la producción nacional a cambio de importar bienes producidos en el extranjero (abierta); pero, al mismo tiempo, la proporción del total de bienes comercializados con el mundo es tan pequeña que no puede afectar los precios de sus importaciones y exportaciones (pequeña).

Los resultados muestran que los shocks no anticipados de términos de intercambio en la región centroamericana obtenidos por medio del modelo teórico (DSGE), en promedio, se ajusta bien a los datos pero tienen diferencias significativas con el modelo empírico (SVAR) en los efectos de variables como la balanza comercial. Además, el ajuste comparativo de las predicciones entre el DSGE y el SVAR, son distintas país por país, esto es, están desconectados, lo cual implica que, no hay relación entre la importancia asignada a los shocks de los términos de intercambio en los dos modelos, a pesar del hecho de que ambos comparten el mismo proceso de términos de intercambio específico del país y se estiman con los mismos datos, un resultado consistente con Schmitt-Grohe y Uribe (2018). Particularmente, se observa que un shock no anticipado de los términos de intercambio, es modesto, como una fuente de las fluctuaciones agregadas de los países centroamericanos en análisis, congruente Schmitt-Grohe y Uribe (2018).

Palabras clave: Términos de intercambio, VAR estructural, Ciclo de negocios.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolución de los términos de intercambio (2000=100)	6
Figura 2. Impulso respuesta ToT de países centroamericanos en modelo SVAR	34
Figura 3. Impulso respuesta ToT de países centroamericanos en modelo DSGE.....	41
Figura 4. Modelo empírico vrs Modelo teórico para región centroamericana	42
Figura 5. Modelo empírico vrs Modelo teórico para cada país centroamericano	43

LISTA DE TABLAS

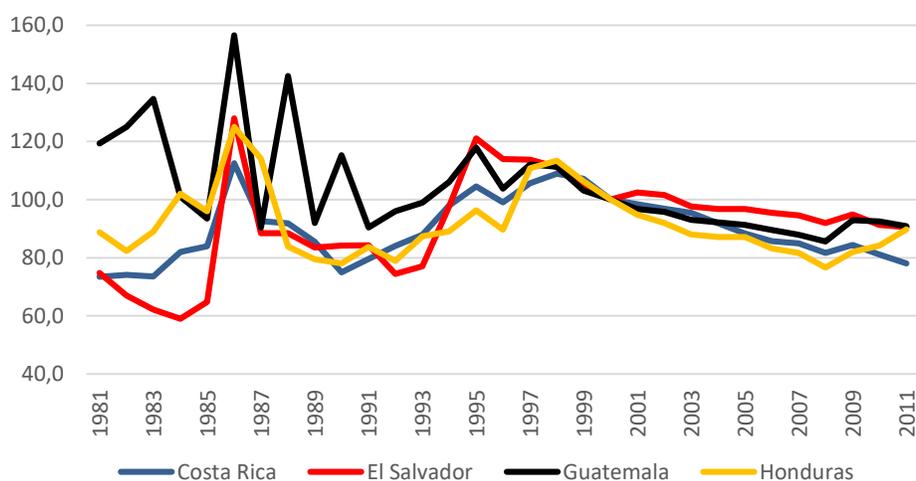
Tabla 1. Parámetros estimados de la identificación del SVAR con spread	33
Tabla 2. Porcentaje de la varianza explicada por un shock ToT en el SVAR con spread	36
Tabla 3. Porcentaje de la varianza explicado por los shocks de los ToT	39
Tabla 4. Estimaciones de los parámetros de costos de ajuste de capital y la elasticidad de la deuda de la tasa de interés para modelo DSGE	40

1. INTRODUCCION

El ciclo económico de pequeñas economías abiertas de países en desarrollo, como los centroamericanos tiene características distintivas que son relevantes estudiar, particularmente requieren un análisis de sus fuentes externas, ya que existe un ciclo económico común en Centroamérica y es procíclico respecto al crecimiento de la economía de Estados Unidos (Sánchez Barahona, 2016). Una de estas posibles fuentes son los términos de intercambio, es decir, los precios de exportación e importación a los que se enfrenta una economía.

La figura 1 muestra la evolución de los términos de intercambio en los países de la región centroamericana: el precio de las exportaciones ha sido inestable respecto a los precios de importación. En los últimos treinta años, Centroamérica ha experimentado cambios de comportamiento en sus términos de intercambio, comenzando con un patrón fluctuante en la década de los 80s, seguido de una corta mejora a principio de los 90s, y luego se marca una larga tendencia de deterioro.¹

Figura 1: Evolución de los términos de intercambio (2000=100)



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial

¹ El criterio para que un país sea incluido en el análisis es tener al menos 30 observaciones anuales consecutivas sobre todos los componentes incluidos en los modelos de estimación.

Así, podríamos caracterizar un patrón “stop and go de los términos de intercambio”, esto es, con avances y retrocesos, denotando el factor de incertidumbre que produce la economía internacional en las economías centroamericanas. Aunque anteriormente se han realizado investigaciones sobre economías pequeñas y abiertas, los efectos macroeconómicos de los cambios de los términos de intercambio en las economías centroamericanas difieren significativamente de estos, debido a la mayor dependencia de su producción de factores externos. A pesar de ello, no hay evidencia abundante usando modelos macroeconómicos para economías en desarrollo, y escasa para los países centroamericanos.

De esta manera, si los shocks de los términos de intercambio afectan la economía real, entonces también afecta la vida de las personas. Además, si bien los términos de intercambio deben tomarse como exógenos, la respuesta de la política fiscal y monetaria no debería serlo. Por lo tanto, desenredar los efectos esperados a corto y largo plazo de shocks de los términos de intercambio proporciona una base más sólida para las decisiones de política y, en extensión, una buena respuesta de política.

En este contexto, es relevante conocer los efectos macroeconómicos y la importancia relativa de esta evolución en el contexto centroamericano, con lo cual, el objetivo de esta investigación es aportar nueva evidencia empírica y teórica para estudiar los efectos de los shocks externos, representado de los términos de intercambio, y su contribución relativa en la economía doméstica en economías pequeñas y abiertas para economías en desarrollo, como la región centroamericana. Para su realización se utilizan herramientas teóricas y aplicadas siguiendo el artículo de Schmitt-Grohe y Uribe (2018).

La evidencia convencional es que los shocks de los términos de intercambio representan una fuente importante de ciclos económicos en los países emergentes y pobres, está basada en buena medida en el análisis de modelos teóricos del ciclo de negocios. Esencialmente, este resultado se obtiene estimando primero un

proceso para los términos de intercambio y luego aplicando un modelo de equilibrio general, como resultado esta metodología llega a la conclusión de que más del 30% de la varianza del producto y otros indicadores macroeconómicos es atribuible a los shocks de los términos de intercambio (Mendoza, 1995; Kose, 2002).

En el presente análisis, se da evidencia que existe una desconexión entre los modelos teóricos (DSGE) y los empíricos (SVAR) cuando se trata de medir el papel de shocks no anticipados de los términos de intercambio en la generación de ciclos económicos. Ahora bien, los resultados sobre el conjunto de 4 países centroamericanos muestran que los shocks de términos de intercambio en la región centroamericana obtenidos por medio del modelo teórico (DSGE), en promedio, se ajusta bien a los datos pero tienen diferencias significativas con el modelo empírico (SVAR), por ejemplo en los efectos sobre la balanza comercial.

En este contexto, se estiman modelos autorregresivos de vectores estructurales (SVAR) específicos del país utilizando datos para un corte transversal de 4 países centroamericanos y encontramos que, en promedio, los shocks transitorios y no anticipados de los términos de intercambio tienen una contribución relativa, de aproximadamente un 2.5% de la varianza del producto, un 4% de la varianza del consumo, un 4% de inversión, un 7.5% de la balanza comercial, y un 12% de la varianza del tipo de cambio real. Como resultado, el modelo SVAR predice que los términos de intercambio explican modestamente las fluctuaciones del ciclo económico en las economías centroamericanas.

Además, el ajuste comparativo de las predicciones entre el DSGE y el SVAR, son distintas país por país, esto es, están desconectados, esto es, no hay relación entre la importancia asignada a los shocks inesperados y transitorios de los términos de intercambio en los dos modelos, a pesar del hecho de que ambos comparten el mismo proceso de términos de intercambio específico del país y se estiman con los mismos datos, un resultado consistente con Schmitt-Grohe y Uribe (2018). Particularmente, se observa que un shock no anticipado y transitorio de los términos de intercambio, es modesto, como una fuente de las fluctuaciones agregadas de los países centroamericanos en análisis.

La investigación comienza con una sección, donde se hace una breve revisión de la literatura, luego en otra sección se presenta la especificación del modelo empírico (SVAR) y el modelo teórico siguiendo a Schmitt-Grohe y Uribe (2018), quienes utilizan datos para un conjunto de 38 países pobres y emergentes, entre los cuales se incluyen el corte transversal de los 4 centroamericanos de la presente investigación. Además, se caracterizan los shocks macroeconómicos externos de términos de intercambio inesperados y transitorios para las economías centroamericanas estimando un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR por sus siglas en inglés).

Seguidamente, se agregan dos secciones, donde se hace una evaluación general de los shocks previamente identificados para saber si existe desconexión o no, entre los modelos teóricos y empíricos cuando se trata de evaluar el papel de las perturbaciones de los términos de intercambio en la generación de ciclos económicos. En particular, en la cuarta sección de la investigación se evalúan empíricamente los efectos de los shocks no anticipados y transitorios de los términos de intercambio (incluyendo como otra variable externa al spread de las tasas de interés internacional) caracterizados previamente. Finalmente, se considera una sección donde se desarrolla un modelo teórico de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE por sus siglas en inglés) para las economías centroamericanas, y luego se realizan las comparaciones país por país con las predicciones empíricas del SVAR.

2. REVISION DE LITERATURA

Este análisis está relacionado con una serie de estudios teóricos y empíricos sobre los efectos de los shocks de los términos de intercambio en los países pobres y emergentes. Por el lado teórico, Mendoza (1995) y Kose (2002) encuentran, usando modelos de equilibrio general calibrados, que los shocks de los términos de intercambio son un factor importante de las fluctuaciones a corto plazo. Estos dos

documentos son la referencia estándar para la evidencia teórica convencional de que los términos de intercambio representan una fuente importante de fluctuaciones para los países en desarrollo. Fernández y otros (2015) y Shousha (2015) se centran en los exportadores de productos básicos (países para los cuales los productos básicos representan una gran fracción de las exportaciones totales) y encuentran que los movimientos en los precios de los productos básicos han desempeñado un papel importante en la explicación de los ciclos económicos desde mediados de los años noventa.

Por el lado de la evidencia empírica, Broda (2004), utilizando una metodología SVAR, encuentra que los shocks de los términos de intercambio desempeñan un papel mucho más importante en la generación de ciclos económicos en las economías de tipo de cambio fijo que en las economías de tipo de cambio flexible.

Existe evidencia en varios estudios de que las tasas de interés mundiales desempeñan un papel en impulsar los ciclos económicos en economías emergentes (por ejemplo, Neumeyer y Perri, 2005; Uribe y Yue, 2006; Garcia-Cicco y otros, 2010; Fernandez-Villaverde y otros, 2011; Akinci, 2013). También, se destaca el artículo de Lubik y Teo (2005), quienes estiman un modelo teórico de economía abierta pequeña utilizando métodos bayesianos de información completa y encuentran que los shocks de tasas de interés son una fuente más importante de ciclos de negocios que los shocks de términos de intercambio.

Ahora bien, hay investigaciones con análisis teórico y empírico, tal como Aguirre (2011), que estima un modelo SVAR y uno de ciclo de negocios, y encuentra en el modelo teórico que el producto y otros agregados macroeconómicos muestran una respuesta mayor a los shocks de los términos de intercambio que en el modelo empírico SVAR.

Respecto a la evidencia empírica en la región centroamericana, no se tiene evidencia científica de los efectos de los términos de intercambio (o de los spread de las tasas de interés internacional) pero se tienen referencias empíricas de la integración económica como fuente dinamizadora del crecimiento económico de los

países con porcentajes de contribución que varían de 0.6, 0.7, 1 y 1.6 por ciento del PIB regional (McClelland, 1972; Nugent, 1974; Caceres y Seninger, 1980). Además, se tiene también evidencia sobre la sincronización del ciclo de los países de Centroamérica (Fiess, 2007; Roache, 2008; Kose y Rebucci, 2005). El trabajo más reciente de Sánchez Barahona, E.J. (2016) encuentra evidencia de que existe un ciclo económico común en Centroamérica, y que posee dependencia del sector externo, particularmente es procíclico respecto al crecimiento de la economía estadounidense.

Cabe señalar que la presente investigación sigue el trabajo de Schmitt-Grohe y Uribe (2018), quienes encontraron con un modelo SVAR específico para cada país utilizando datos de 38 países, que los shocks de los términos de intercambio explican menos del 10% de los movimientos en la actividad agregada. Luego, estiman los parámetros estructurales clave de un modelo teórico de ciclo de negocios de tres sectores país por país, y encuentran una desconexión entre la importancia asignada a los shocks de términos de intercambio por parte de los modelos teóricos y los modelos SVAR.

3. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO EMPIRICO Y TEORICO

Una economía pequeña y abierta se define por dos características; dependencia del comercio, es decir, exportación de parte de la producción nacional a cambio de la importación de bienes producidos en el extranjero (abierta); y la proporción del total de bienes comercializados es tan pequeña que no puede afectar los precios de sus importaciones y exportaciones (pequeña).

Así, aunque, por un lado, depende del comercio, no puede afectar sus términos de intercambio. Los precios de exportación e importación son exógenos y vulnerables por shocks externos. En consecuencia, la única opción para los agentes económicos y los formuladores de políticas es responder lo "lo mejor" posible. Para hacerlo, uno debe saber (o al menos tener alguna idea sobre) cómo responde la economía a los cambios exógenos a los términos de intercambio.

En esta parte, la investigación desarrolla un modelo empírico (modelo VAR estructural, SVAR por sus siglas en ingles) y un modelo teórico (modelo de equilibrio general dinámico y estocástico, DSGE).

3.1 Datos y medición del componente transitorio de los términos de intercambio

Los modelos fueron estimados con datos anuales de 4 países de la región centroamericana, particularmente Costa Rica, El Salvador, Guatemala, y Honduras, incluyendo seis variables: términos de intercambio, balanza comercial, producto, consumo, inversión y tipo de cambio real. La fuente de datos es la base de Indicadores del desarrollo del Banco mundial (World Development Indicators, WDI) y la muestra de trabajo se extiende desde 1980 al 2011.

Cabe señalar que, el criterio para que un país sea incluido en el panel es tener al menos 30 observaciones anuales consecutivas sobre todos los componentes.

Los términos de intercambio de un país determinado se definen como el precio relativo de sus exportaciones en términos de sus importaciones. Dejando que P_t^x y P_t^m denotan, respectivamente, los índices de los precios de las exportaciones e importaciones del país en cuestión, los términos de intercambio para ese país están dados por

$$tot_t \equiv \frac{P_t^x}{P_t^m}$$

Al construir los términos de intercambio para un país en particular, la base WDI utiliza índices de valor unitario de exportación e importación ponderados por el comercio. La medida empírica del tipo de cambio real es el tipo de cambio real bilateral en dólares estadounidenses definido como

$$RER_t \equiv \frac{\mathcal{E}_t P_t^{US}}{P_t}$$

donde ε_t indica el tipo de cambio nominal en dólares, dado por el precio en moneda nacional de un dólar estadounidense, P_t^{US} denota el índice de precios al consumidor de EE. UU. y P_t denota el índice de precios al consumidor doméstico.

Todas las variables han sido separadas de su tendencia de forma cuadrática, para tratar la posibilidad de la no estacionariedad de las variables en niveles. Esta técnica permite separar el componente permanente del transitorio, más específicamente la serie separada de su tendencia representa el componente transitorio de la variable económica. La técnica de separación de la tendencia de forma cuadrática, es robusta ante otras técnicas como la del filtro de Hodrick-Prescott (HP) o el de las primeras diferencias. En el caso de la balanza comercial se divide primero por el componente de tendencia del producto interno bruto y luego se filtra de forma cuadrática.

3.2 Metodología empírica del modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR)

3.2.1 Estructura básica del modelo SVAR

Los modelos estructurales a gran escala se utilizaron ampliamente para el análisis de las interacciones entre las variables macroeconómicas hasta la década de 1970. En estos modelos estructurales simultáneos, la teoría económica y el conocimiento institucional son necesarios para explicar los supuestos subyacentes al comportamiento conjunto de las variables macroeconómicas. La metodología de especificación y estimación de estos modelos macroeconómicos a gran escala fue muy criticada, especialmente por Sims (1980, 1982), quien enfatizó dos deficiencias principales de estos modelos: 1) la teoría económica no es lo suficientemente rica como para proporcionar una especificación dinámica que identifique todas las relaciones subyacentes, y 2) la estimación y la inferencia son complicadas porque las variables endógenas pueden aparecer en ambos lados de las ecuaciones, causando problemas de simultaneidad.

Sobre la base de estas críticas, Sims sugirió modelos de vectores autorregresivos (VAR) cuya especificación se basa en el análisis de las propiedades estadísticas de los datos en estudio, es decir, el método es teórico (Amisano y

Giannini, 1997). En la práctica, los modelos VAR son la base del trabajo más aplicado en macroeconomía teórica (Cooley y LeRoy, 1985). De esta forma, los vectores autorregresivos (VAR) se ha convertido en una herramienta de trabajo estándar en macroeconomía aplicada (Walsh, 2010; Christiano, Eichenbaum y Evans, 1998). Básicamente, se justifica la aplicación de un modelo VAR, debido a que la mayoría de las variables macroeconómicas fundamentales se determinan de manera endógena (es decir, son mutuamente interdependientes), con lo cual, los shocks a una variable, normalmente ponen en movimiento un proceso de respuesta dinámica en todo el sistema de variables. Una de las ventajas de los VAR es que se puede modelar este proceso aprovechando los retardos de las variables en análisis.

En un VAR, un conjunto de n variables de series de tiempo económicas se representa utilizando un vector de columna que posee una representación autorregresiva de orden finito (p). Cada serie de tiempos (n) posee un número finito de rezagos (p) de todas las series consideradas conjuntamente. Claramente, los VAR evitan el problema con la simultaneidad entre variables, ya que las variables del lado izquierdo dependen de los retrasos de sí mismas y de las otras variables incluidas. El problema de la simultaneidad es, como lo señalan Amisano y Giannini (1997), "escondido" en la estructura de correlación instantánea de los términos de error.

Sin embargo, la interpretación de estas correlaciones instantáneas "escondidas" naturalmente entre los términos de error y, por lo tanto, entre las variables observables, es el principal problema conceptual en el uso de VAR. Un modelo VAR de esta clase, donde no se proporcionan explicaciones de las relaciones instantáneas entre variables, debe considerarse como un modelo de forma reducida. Por lo tanto, un modelo VAR de forma reducida solo se puede usar correctamente para simulaciones dinámicas si se proporciona una interpretación de las correlaciones instantáneas entre los términos de error.

La interpretación impuesta sobre las correlaciones instantáneas entre los términos de error en un VAR (forma reducida) se denomina estructuralización del

VAR, con lo cual, el VAR resultante se denomina VAR estructural (SVAR) (Amisano y Giannini, 1997). Para una presentación general y formal del modelo VAR / SVAR, una referencia estándar está en Favero (2001), y particularmente para la presentación de los SVAR y el problema de identificación se puede ver detalles en Hamilton (1994), Christiano, Eichenbaum y Evans (1998) y Liu (2007).

El modelo aplicado en esta investigación es un SVAR, que sigue la estructura dada en Schmitt-Grohe y Uribe (2018). Para presentar el modelo SVAR, partimos de un modelo VAR (1), donde $p=1$ significa el número de retrasos incluidos, que adopta la siguiente forma

$$x_t = C_1 x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Donde x_t es un vector que contiene a las variables macroeconómicas a analizar y la variable u_t es un vector aleatorio con media 0 y una matriz de varianzas y covarianzas diagonal Σ . Un VAR, como el que se presenta en la ecuación (1), es un modelo estructural en el sentido de que proporciona estimaciones del comportamiento y la interacción entre variables que siguen las perturbaciones exógenas (indefinidas) del sistema. Sin embargo, los VAR estructurales (SVAR) deben denotar shocks específicos para darles una interpretación económica válida y significativa (Sims, 2002). En otras palabras, lo que distingue a un SVAR de un VAR clásico es que los shocks se identifican, en el sentido estadístico, a través de ciertas restricciones en los parámetros.

Esto se hace con la intención de hacer predicciones válidas sobre el comportamiento del sistema endógeno después de cada shock específico. Estas restricciones, a su vez, equivalen a suposiciones subyacentes con respecto a la respuesta de ciertas variables a cada shock. Por lo tanto, deben estar basados en evidencia empírica teórica y / o previa robusta. En la literatura de SVAR, la ecuación (1) se conoce como el VAR de forma reducida de un modelo estructural subyacente.

En esta investigación el modelo empírico SVAR tiene la forma

$$A_0 x_t = A_1 x_{t-1} + \pi \epsilon_t \quad (2)$$

Donde el vector x_t está dado por

$$x_t \equiv \begin{bmatrix} \widehat{t\hat{o}t}_t \\ \widehat{t\hat{b}}_t \\ \hat{y}_t \\ \hat{c}_t \\ \hat{i}_t \\ \widehat{RER}_t \end{bmatrix}$$

Las variables $\widehat{t\hat{o}t}_t$, \hat{y}_t , \hat{c}_t , \hat{i}_t y \widehat{RER}_t denota las log-desviaciones con respecto a su respectiva tendencia de los términos de intercambio, producto real per cápita, consumo real per cápita, inversión bruta real per cápita, y el tipo de cambio real. La variable $\widehat{t\hat{b}}_t$ denota la desviación con respecto a la tendencia del ratio de la balanza comercial a la tendencia del producto.

Las matrices A_0 y A_1 tienen dimensiones de 6-por-6 coeficientes, y A_0 debe ser triangular inferior con unos en la diagonal principal. El vector aleatorio $\pi\epsilon_t$ es de 6-por-1 con media 0 y una matriz de varianzas y covarianzas diagonal Σ . Así, en principio, lo que distingue a un SVAR de un VAR clásico, primero es la inclusión de la matriz A_0 en el lado izquierdo que describe la relación contemporánea entre las variables endógenas, y segundo, la sustitución de los errores u_t con los shocks no anticipados estructurales no observables ϵ_t y una matriz de impacto (shock) contemporánea π . Los shocks estructurales no son directamente observables a partir de los datos, y para evaluar cada shock de manera independiente es una condición necesaria que sean ortogonales (es decir, no se correlacionan).

De esta forma, los residuos estimados, es decir, las estimaciones de u_t en la ecuación (1), no tienen interpretación económica, y pueden estar correlacionados. Para resolver este problema, la metodología SVAR asume que las innovaciones u_t son funciones de los shocks estructurales subyacentes, ϵ_t . Por lo tanto, las respuestas a los shocks no anticipados se calculan a partir de los residuos obtenidos después de la estimación mediante la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la forma reducida del VAR.

3.2.2 Objetivo y estrategias de identificación en un SVAR

El objetivo de la identificación es mapear cada shock no observado y no anticipado, ϵ_t , a partir de cada residual observado respectivo. La identificación es estructurada al formalizar las restricciones de ciertas variables a cada shock no anticipado, con lo cual, se puede determinar el sistema SVAR. En particular, se imponen restricciones a un conjunto de parámetros para calificar una respuesta a un shock específico. Esto se hace para (al menos) argumentar de manera plausible que los shocks no anticipados están, de hecho, capturando el concepto deseado. Por lo tanto, las restricciones son cruciales y un tema controvertido en la literatura de SVAR.

Para identificar los shocks, hay al menos tres formas para realizarlo. Hasta los últimos años, el enfoque más popular ha sido las restricciones cero a corto plazo, según lo propuesto por Sims (1980), quien sugirió la denominada descomposición de Choleski y la clasificación de las variables de acuerdo con la supuesta dependencia entre las variables. Esta dependencia entre las variables endógenas, a su vez, se modela mediante la aplicación de restricciones de ceros en el corto plazo, lo que impide que una variable responda en el período inmediato luego de un shock no anticipado. Este esquema conduce a un sistema identificado, con un conjunto de $k(k-1) / 2$ restricciones cero, es decir, los elementos en una matriz triangular superior de $k \times k$ se establecen en cero. Esto equivale a restringir una variable del vector x_t para no responder a shocks contemporáneos de otra misma variable de dicho vector.

El segundo enfoque de identificación, restricciones de cero a largo plazo, implica que, después de un shock, la respuesta acumulativa de la variable en cuestión durante todo el período de análisis es cero. El tercer enfoque de identificación, restricciones de signo, se ha popularizado solo en los últimos quince años (ver, por ejemplo, Faust 1998, Canova y De Nicolò 2002 y Uhlig 2005). La restricción de signos implica imponer una cierta respuesta de variables, ya sea positiva o negativa, durante un período determinado después del shock.

El enfoque por signos tiene el beneficio de que no es necesario identificar todos los shocks en el sistema, y por lo tanto evita hacer suposiciones demasiado estrictas. Además, como lo destacó Uhlig (2005), las restricciones de signo son atractivas porque dejan en claro los criterios de selección del analista para elegir entre los modelos en competencia. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que un esquema de identificación sólido siempre debe identificar de manera única cada shock, es decir: cada shock debe tener un conjunto único de restricciones para evitar un problema de shock múltiple (Fry y Pagan, 2011).

3.2.3 Identificación de shocks no anticipados TOT con tasa de interés mundial

En la revisión de la literatura, fue mostrado que hay evidencia de que las tasas de interés internacionales desempeñan un papel en impulsar los ciclos económicos en economías emergentes. Ahora bien, por motivos metodológicos, iniciamos el proceso de identificación de los shocks no anticipados y transitorios de los términos de intercambio, sin ninguna otra fuente externa relevante, y luego se presenta el proceso que se sigue en esta investigación, más específicamente agregando al spread de la tasa de interés mundial en la identificación de los shocks no anticipados de los términos de intercambio para denotar las diferencias metodológicas. Así, pre-multiplicamos el sistema (2) por A_0^{-1} , de manera que podemos escribir el sistema como

$$x_t = Ax_{t-1} + \pi\epsilon_t \quad (3)$$

Donde $A \equiv A_0^{-1}A_1$, $\pi \equiv A_0^{-1}\Sigma^{1/2}$, y $\epsilon_t \equiv \Sigma^{-1/2}\mu_t$

El vector ϵ_t es un vector aleatorio con media de 0 y matriz identidad de varianzas y covarianzas. El país en desarrollo típico es un pequeño jugador en los mercados mundiales de los bienes que exporta o importa. Por lo tanto, nosotros, como gran parte de la literatura relacionada, asumimos que el país emergente toma los términos de intercambio como exógenamente dados, con lo cual, se supone que los términos de intercambio siguen un proceso autorregresivo univariado.

Para tener evidencia de que los términos de intercambio pueden considerarse exógenos, fue estimado un modelo econométrico uniecuacional,

donde se expone una prueba de hipótesis nula que los términos de intercambio no dependen de los valores rezagados de la balanza comercial, el producto, el consumo y la inversión. El resultado fue no rechazar la hipótesis nula en el nivel del 5% para todos los países centroamericanos en análisis. De esta forma, se impone la restricción de que todos los elementos de la primera fila de A_1 , excepto el primero, es 0. Por lo tanto, la primera ecuación del sistema SVAR en (3) representa el proceso de movimiento de los términos de intercambio y está dada por

$$tot_t = a_{11}\widehat{tot}_{t-1} + \pi_{11}\epsilon_t^1 \quad (4)$$

Donde a_{11} y π_{11} denota los elementos (1,1) de A y π , respectivamente.

Como resultado, el primer elemento de ϵ_t , denotado ϵ_t^1 , tiene la interpretación de los shocks no anticipados de términos de intercambio, porque esta es la única innovación que afecta contemporáneamente a los términos de intercambio. El supuesto que A_0 es triangular inferior, no es necesario para la identificación de los shocks no anticipados de términos de intercambio. Todo lo que se requiere es que los elementos de la primera fila de A_0 , excepto el primero, sean 0. Además, debido a que nuestro análisis se centra en los efectos de los shocks de los términos de intercambio, el orden de los elementos 2 a 6 de x_t en el SVAR es irrelevante. Las matrices A_0 , A_1 y Σ país por país fueron estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Ahora bien, la presente investigación agrega al proceso de identificación de un shock no anticipado de los términos de intercambio el spread de la tasa de interés, siguiendo la estructura de Schmitt-Grohe y Uribe (2018), para lo cual, se requiere expandir dicho proceso de identificación en el sistema SVAR. En este sentido, como medida de las tasas de interés internacional, se sigue a Akinci (2013), debido a que demuestra que el margen de bonos corporativos de Baa es una variable más relevante para los países emergentes que las medidas de tasa de interés global menos riesgosas, como la tasa de los Fondos Federales de los Estados Unidos. El diferencial corporativo de Baa se define como la diferencia entre el rendimiento del bono corporativo Baa experimentado de Moody y la tasa de fondos federales. Como antes, el sistema SVAR toma la forma dada en la Ecuación

(3), donde el vector x_t ahora incluye, además de las seis variables consideradas en la sección 3.2, el margen de tasa de interés, denotado por s_t y expresado en desviaciones de la tendencia.

Suponemos que las economías centroamericanas toman exógenamente a los términos de intercambio y la tasa de interés internacional, tal y como se considera en la literatura convencional para economías emergentes. Hay dos esquemas de identificación para los shocks no anticipados de los términos de intercambio, dependiendo la ubicación de los términos de intercambio en el modelo. En esta investigación se sigue la estrategia de identificación de la Sección 3.2, donde se supone que los shocks no anticipados de los términos de intercambio afectan el spread de tasa de interés contemporáneamente (al mismo tiempo), pero los shocks no anticipados en el spread afectan a los términos de intercambio solo con un retardo de un período.

Formalmente, se supone que las dos primeras ecuaciones del modelo SVAR toman la forma de la identificación de (3.2)

$$\begin{bmatrix} \widehat{t\hat{o}t}_t \\ \widehat{s}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \widehat{t\hat{o}t}_{t-1} \\ \widehat{s}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Este esquema implica que la innovación de la ecuación de los términos de intercambio, ϵ_t^1 , es el shock no anticipado de los términos de intercambio. Además, la innovación a la ecuación de propagación, ϵ_t^2 , tiene la interpretación de un shock del spread de tasas de interés. Esta ordenación otorga a los términos de intercambio la mayor posibilidad de ser una fuente importante de fluctuaciones en las variables domésticas, ya que atribuye cualquier innovación de los términos de intercambio a los shocks de intercambio.² En esta investigación se usa la especificación de la ecuación (5), y estimamos el sistema SVAR usando MCO.

² Una estrategia de especificación alternativa es que los términos de intercambio se colocan en segundo lugar en el SVAR, es decir,

$$\begin{bmatrix} \widehat{s}_t \\ \widehat{t\hat{o}t}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \widehat{s}_{t-1} \\ \widehat{t\hat{o}t}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \end{bmatrix}$$

En este caso, ϵ_t^1 representa un shock de tasas de interés mundial y ϵ_t^2 un shock no anticipado de términos de intercambio.

3.3 Metodología teórica del modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE)

Previamente, se presentó la estructura del modelo empírico SVAR, ahora estudiaremos la estructura del modelo teórico a utilizar, particularmente los modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos (DSGE, por sus siglas en inglés). En el desarrollo del modelo macroeconómico teórico seguimos a Schmitt-Grohe y Uribe (2018), el cual incluye tres sectores: a) un sector importable (el sector m), b) un sector exportable (el sector x) y, c) un sector no transable (el sector n), con lo cual, nos referimos al modelo DSGE como modelo MXN. El modelo que también es similar al de Mendoza (1995), posee tres generalizaciones:

1. Suponemos que el empleo en los sectores importables y exportables no es fijo, con lo cual, puede variar de manera endógena a lo largo del ciclo económico. Esta característica agrega realismo al modelo, ya que estos sectores representan una fuente no flexible de fluctuaciones en el empleo.
2. Se permite la acumulación de capital en el sector no transable. Esta suposición se guía por el hecho de que la inversión en el sector no transable muestra una volatilidad considerable durante el ciclo económico (McIntyre, 2003).
3. Finalmente, asumimos que los bienes de inversión no se importan completamente y pueden tener componentes no comerciados. Nuevamente, esta modificación se introduce para hacer que el modelo sea más realista, ya que una gran parte de la inversión está formada por bienes no transables (Bems, 2008).

La razón por la que se elige estudiar este modelo en particular es que, en buena medida, ha dado forma a la idea convencional de que los shocks de los términos de intercambio son uno de los principales impulsores de los ciclos económicos reales, una evidencia que deseamos contrastar para el caso centroamericano. El trabajo de Schmitt-Grohe y Uribe (2018), tiene como contribución parametrizar el modelo de una manera que le da una mayor oportunidad de coincidir con los datos. En particular, hacen el siguiente trabajo (i)

utilizan estimaciones específicas por país de las fuerzas exógenas, (ii) estiman parámetros estructurales clave del modelo por país, y (iii) ponen especial énfasis en expresar las variables en las mismas unidades en el MXN (DSGE) y en los modelos empíricos mediante el uso de deflatores definidos de manera consistente.

3.3.1 Caracterización de los hogares

La economía del modelo está poblada por un gran número de hogares idénticos con preferencias descritas por la función de utilidad

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) \quad (6)$$

donde c_t denota consumo, h_t^m horas trabajadas en el sector importable, h_t^x horas trabajadas en el sector exportable, y h_t^n horas trabajadas en el sector no transable. Los hogares maximizan su utilidad de por vida sujeto a la restricción de presupuesto secuencial

$$\begin{aligned} c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) + p_t^r d_t \\ = \frac{p_t^r d_t}{1 + r_t} + w_t^m h_t^m + w_t^x h_t^x + w_t^n h_t^n + u_t^m k_t^m + u_t^x k_t^x + u_t^n k_t^n \end{aligned} \quad (7)$$

donde i_t^j , k_t^j , w_t^j y u_t^j denotan, respectivamente, la inversión bruta, el stock de capital, el salario real y la tasa de alquiler del capital en el sector j , para $j = m, x, n$ con los superíndices $m, x, y n$ denota el sector que produce, respectivamente, bienes importados, exportables y no transables. Las funciones $\Phi_j(\cdot)$, $j = m, x, n$, introducen los costos de ajuste de capital y se supone que son no negativas y convexas y que satisfacen $\Phi_j(0) = \Phi_j'(0) = 0$. La variable p_t^r denota el precio relativo de los bienes compuestos transables en términos de bienes finales (a ser definido formalmente a continuación), d_t denota el saldo de la deuda en el período t , expresado en unidades de los bienes compuestos transables, y r_t denota la tasa de interés de la deuda mantenida del período t a $t + 1$. El consumo, inversión, salarios, tasas de alquiler, deuda y el costo del ajuste de capital son expresados en unidades de bienes finales.

El stock del capital para cada sector obedece la siguiente ley de movimiento

$$k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m \quad (8)$$

$$k_{t+1}^x = (1 - \delta)k_t^x + i_t^x \quad (9)$$

$$k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n \quad (10)$$

Las leyes de movimiento se utilizan para eliminar i_t^j para para $j = m, x, n$ de la restricción de presupuesto del hogar y dejando que $\lambda_t \beta^t$ denote el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción de presupuesto, tenemos que las condiciones de optimalidad de primer orden con respecto a $c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n, d_t, k_t^m, k_t^x, y k_t^n$ son respectivamente

$$U_1(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t \quad (11)$$

$$-U_2(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^m \quad (12)$$

$$-U_3(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^x \quad (13)$$

$$-U_4(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \lambda_t w_t^n \quad (14)$$

$$\lambda_t p_t^\tau = \beta(1 + r_t)E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^\tau \quad (15)$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \Phi'_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)] \quad (16)$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_x(k_{t+1}^x - k_t^x)] = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^x + 1 - \delta + \Phi'_x(k_{t+2}^x - k_{t+1}^x)] \quad (17)$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \Phi'_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)] \quad (18)$$

De estas expresiones queda claro que las tasas de rendimiento del capital pueden mostrar diferencias cíclicas entre sectores, pero se igualan en el estado estacionario. Por el contrario, las diferencias salariales sectoriales pueden persistir incluso en el estado estacionario.

3.3.2 Empresas productoras de bienes finales

Los bienes finales se producen utilizando bienes no transables y bienes compuestos transables a través de la tecnología $B(a_t^\tau, a_t^n)$, donde a_t^τ denota la absorción interna de los bienes compuestos transables y una a_t^n denota la absorción interna de bienes no transables. Se supone que la función agregadora $B(\dots)$ es creciente, cóncava y homogénea de grado uno. Los bienes finales se venden a

los hogares, que luego los asignan para fines de consumo o inversión. Los productores de bienes finales se comportan competitivamente. Sus beneficios son dados por

$$B(a_t^{\tau}, a_t^n) - p_t^{\tau} a_t^{\tau} - p_t^n a_t^n \quad (19)$$

donde p_t^n denota el precio relativo de los bienes no transables en términos de bienes finales. Las condiciones de maximización de beneficios de la empresa son

$$B_1(a_t^{\tau}, a_t^n) = p_t^{\tau} \quad (20)$$

$$B_2(a_t^{\tau}, a_t^n) = p_t^n \quad (21)$$

Estas expresiones definen las funciones de demanda doméstica para los bienes no transables y los bienes compuestos transables.

3.3.3 Empresas que producen el bien compuesto transable

Los bienes compuestos transables se producen utilizando bienes importados y exportables como insumos intermedios, a través de la siguiente tecnología

$$a_t^{\tau} = A(a_t^m, a_t^x) \quad (22)$$

donde a_t^m y a_t^x denotan las absorciones internas de bienes importables y exportables, respectivamente. La función agregadora $A(\cdot, \cdot)$ es creciente, cóncava y linealmente homogénea. Los beneficios son dados por

$$p_t^{\tau} A(a_t^m, a_t^x) - p_t^m a_t^m - p_t^x a_t^x \quad (23)$$

donde p_t^m denota el precio relativo de los bienes importados en términos de bienes finales y p_t^x denota el precio relativo de los bienes exportables en términos de bienes finales. Se supone que las empresas de este sector se comportan competitivamente en los mercados de bienes intermedios y finales. Entonces, la maximización del beneficio implica que

$$p_t^{\tau} A_1(a_t^m, a_t^x) = p_t^m \quad (24)$$

$$p_t^{\tau} A_2(a_t^m, a_t^x) = p_t^x \quad (25)$$

Estas dos expresiones representan las funciones de demanda doméstica para bienes de importación y exportables.

3.3.4 Empresas que producen bienes importables, exportables y no transables

Los bienes importantes, exportables y no transables se producen con capital y mano de obra a través de las siguientes tecnologías

$$y_t^m = A^m F^m(k_t^m, h_t^m) \quad (26)$$

$$y_t^x = A^x F^x(k_t^x, h_t^x) \quad (27)$$

$$y_t^n = A^n F^n(k_t^n, h_t^n) \quad (28)$$

donde y_t^j y A^j denotan, respectivamente, el producto y un factor de productividad en el sector $j = m, x, n$. Las funciones de producción $F^j(.,.)$, $j = m, x, n$, se supone que aumentan en ambos argumentos, cóncavas y homogéneas de grado 1. Las ganancias de las empresas que producen bienes exportables, importables o no transables están dadas por

$$p_t^j F^j(k_t^j, h_t^j) - w_t^j h_t^j - u_t^j k_t^j \quad (29)$$

para $j = m, x, n$. Se supone que las empresas se comportan competitivamente en los mercados de productos y factores. Entonces, las condiciones de maximización de ganancias de primer orden son

$$p_t^m A^m F_1^m(k_t^m, h_t^m) = u_t^m \quad (30)$$

$$p_t^m A^m F_2^m(k_t^m, h_t^m) = w_t^m \quad (31)$$

$$p_t^x A^x F_1^x(k_t^x, h_t^x) = u_t^x \quad (32)$$

$$p_t^x A^x F_2^x(k_t^x, h_t^x) = w_t^x \quad (33)$$

$$p_t^n A^n F_1^n(k_t^n, h_t^n) = u_t^n \quad (34)$$

$$p_t^n A^n F_2^n(k_t^n, h_t^n) = w_t^n \quad (35)$$

Estas condiciones de eficiencia representan las funciones de la demanda sectorial del capital y la mano de obra. Junto con el supuesto de homogeneidad

lineal de las tecnologías de producción, implican que las empresas obtienen cero ganancias en todo momento.

3.3.5 Equilibrio competitivo

En equilibrio, la demanda de bienes finales debe ser igual a la oferta de este tipo de bienes:

$$\begin{aligned} c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) \\ = B(a_t^r, a_t^n) \end{aligned} \quad (36)$$

Además, la demanda de productos no transables debe ser igual a la producción de productos no transables:

$$a_t^n = y_t^n \quad (37)$$

Las importaciones, denotadas como m_t , se definen como la diferencia entre la absorción interna de importables, a_t^m y la producción importable, y_t^m , o

$$m_t = p_t^m(a_t^m - y_t^m) \quad (38)$$

El precio de los importables aparece en el lado derecho de esta definición porque m_t se expresa en unidades de bienes finales, mientras que y_t^m y a_t^m se expresan en unidades de bienes importables. De manera similar, las exportaciones, denotadas x_t , están dadas por la diferencia entre la producción exportable, y_t^x , y la absorción interna de exportables, a_t^x ,

$$x_t = p_t^x(y_t^x - a_t^x) \quad (39)$$

Al igual que las importaciones, las exportaciones se miden en términos de bienes finales. Combinando las dos definiciones anteriores, la restricción presupuestaria del hogar y las funciones de beneficios en los mercados de bienes finales e intermedios, y teniendo en cuenta que las empresas obtienen ganancias nulas en todo momento, se obtiene la siguiente restricción de recursos en toda la economía:

$$\frac{p_t^r d_t}{1 + r_t} = p_t^r d_t + m_t - x_t \quad (40)$$

Para garantizar un proceso de equilibrio estacionario para la deuda externa, se sigue a Schmitt-Grohe y Uribe (2003) y asumimos que la tasa de interés del país es elástica con respecto a la deuda:

$$r_t = r^* + s_t + p(d_{t+1}) \quad (41)$$

donde r^* denota la tasa de interés mundial libre de riesgo, s_t denota el componente global del diferencial de la tasa de interés, y $p(d_t)$ representa el componente nacional del diferencial de la tasa de interés. Suponemos que $p(\bar{d}) = 0$ y $p''(\bar{d}) > 0$, para alguna constante \bar{d} . Dada la definición de los términos de intercambio como el precio relativo de los bienes exportables en términos de bienes importables, tenemos que

$$tot_t = \frac{p_t^x}{p_t^m} \quad (42)$$

Al igual que en el análisis empírico, asumimos que el país es pequeño en los mercados internacionales de productos y activos y, por lo tanto, toma la evolución de los términos de intercambio, tot_t , y el componente global del diferencial de la tasa de interés, como exógenamente dado. También en línea con el análisis empírico realizado previamente, asumimos que tot_t y s_t siguen la ley de movimiento conjunta que se da en la ecuación (5), con $\widehat{tot}_t \equiv \ln\left(\frac{tot_t}{\bar{tot}}\right)$, $s_t = s_t - \bar{s}$, donde \bar{tot} y \bar{s} denotan los valores determinísticos del estado estacionario de tot_t y s_t , respectivamente.

Como se explicó anteriormente, el tipo de cambio real se define como la relación entre el índice de precios al consumidor extranjero y el índice de precios al consumidor doméstico. Formalmente,

$$RER_t \equiv \frac{\mathcal{E}_t P_t^*}{P_t}$$

donde \mathcal{E}_t denota el tipo de cambio nominal, definido como el precio en moneda nacional de una unidad de moneda extranjera, P_t^* denota el índice de precios externo del consumo y P_t denota el índice de precio consumo del consumo.

Al dividir el numerador y el denominador por el precio en moneda nacional de los bienes compuestos transables, denotado P_t^τ , se obtiene un

$$RER_t \equiv \frac{\left(\varepsilon_t P_t^* / P_t^\tau\right)}{\left(P_t / P_t^\tau\right)}$$

Supongamos que la ley del precio único se aplica a los bienes importables y exportables y que la tecnología para agregar productos importables y exportables a los bienes compuestos comerciables, $A(\cdot, \cdot)$, es común en todos los países centroamericanos. Así, la ley de un precio también debe ser válida para los productos compuestos transables, es decir, $\varepsilon_t P_t^* = P_t^\tau$, donde P_t^* denota el precio en el extranjero de los productos compuestos transables.

Esto permite derivar $RER_t \equiv \frac{\left(P_t^* / P_t^{\tau*}\right)}{\left(P_t / P_t^\tau\right)}$. Suponemos que los shocks no anticipados de los términos de intercambio son relevantes para economías pequeñas y abiertas, como las centroamericanas, no afectan el precio relativo de los bienes compuestos transables en términos de bienes de consumo en el resto del mundo. Por lo tanto, suponemos que $P_t^* / P_t^{\tau*}$ es constante, y sin pérdida de generalidad, normalizamos $P_t^* / P_t^{\tau*}$ a la unidad. Ahora definimos a $p_t^\tau \equiv P_t^\tau / P_t$, con lo cual, obtenemos

$$RER_t \equiv p_t^\tau \quad (43)$$

La ecuación (44) dice que el tipo de cambio real es igual al precio relativo de los bienes compuestos transables en términos de bienes finales. Se puede mostrar que existe una relación negativa de uno a uno entre p_t^τ y p_t^n , es decir, los bienes transables se vuelven más caros en relación con los bienes de consumo final si y solo si los bienes no transables se vuelven más baratos en relación con los bienes de consumo final. Esto significa que podemos expresar el tipo de cambio real como una función decreciente del precio relativo de los bienes no transables, $RER_t = \gamma(p_t^n)$, $\gamma' < 0$.

Por definición, un equilibrio competitivo para esta economía es un set de 33 variables

$$k_t^m, i_t^m, k_t^x, i_t^x, k_t^n, i_t^n, c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n, \lambda_t, w_t^m, w_t^x, w_t^n, p_t^r, RER_t, r_t, u_t^m, u_t^x, u_t^n, a_t^m, a_t^x, a_t^n,$$

$p_t^m, p_t^x, p_t^n, y_t^m, y_t^x, y_t^n, m_t, x_t, d_{t+1}$ satisfaciendo las ecuaciones (8) hasta la (43), dadas las condiciones iniciales k_0^m, k_0^x, k_0^n, d_0 , y un proceso estocástico conjunto o para tot_t y s_t dada en (5)

3.3.6 Ajuste uniforme de variables observables

En el modelo desarrollado, c_t denota el consumo expresado en unidades de bienes finales (consumo). El PIB, la inversión y la balanza comercial expresada en unidades de bienes de consumo final, denotados y_t, i_t y tb_t , respectivamente, están dadas por

$$y_t = p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n \quad (44)$$

$$i_t = i_t^m + i_t^x + i_t^n$$

$$tb_t = x_t - m_t$$

Ahora bien, un elemento que se debe analizar es que los datos que se utilizarán en el análisis empírico (modelo SVAR) no se expresan en términos de bienes de consumo final, lo cual, requiere un ajuste, ya que una comparación significativa de las predicciones del modelo con datos requiere expresar variables teóricas y empíricas en las mismas unidades. En el análisis SVAR de la siguiente Sección 4, los datos sobre el PIB, el consumo, la inversión y la balanza comercial están deflactados por un deflactor del PIB de Paasche.

De esta forma, realizamos ajustes de las variables en el modelo teórico. En el modelo teórico, el PIB a precios corrientes está dado por

$$P_t^m y_t^m + P_t^x y_t^x + P_t^n y_t^n$$

donde p_t^j denota el precio nominal de los bienes en el período t , para $i = m, x, n$. La fuente de datos (WDI) utiliza un índice de Paasche para el deflactor del PIB,

definido como la relación entre el precio actual y el PIB a precio constante. Es decir, el deflactor del PIB en el periodo t viene dado por

$$\frac{P_t^m y_t^m + P_t^x y_t^x + P_t^n y_t^n}{P_0^m y_t^m + P_0^x y_t^x + P_0^n y_t^n}$$

donde t = 0 indica el año base. El PIB real es el PIB nominal dividido por el deflactor del PIB, es decir,

$$P_0^m y_t^m + P_0^x y_t^x + P_0^n y_t^n$$

Los precios nominales en el año base, P_0^m , P_0^x y P_0^n , así como todos los demás precios nominales en el período 0, son índices sin una unidad real. Por lo tanto, sin pérdida de generalidad, podemos establecer un precio base nominal arbitrariamente. Por lo tanto, establecemos el precio nominal de consumo en el período 0 igual a 1, $P_0 = 1$. Esto significa que $P_0^j = p_0^j$ para $i = m, x, n$ (recuerde que p_0^i es el precio relativo de los bienes i en términos de consumo final de bienes para $i = m, x, n$). El producto real en el período t viene dada por

$$p_0^m y_t^m + p_0^x y_t^x + p_0^n y_t^n$$

Finalmente, debemos adoptar una postura sobre el estado de la economía en el período base. Suponemos que en el período base la economía estaba en el estado estacionario determinístico, de modo que $p_0^m = p^i =$ para $i = m, x, n$. Entonces, análogamente la medida uniforme en el modelo teórico para el PIB real observado, que denotamos por y_t^0 , está dada por

$$y_t^0 = p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n \quad (45)$$

En el SVAR, las variables reales se expresan en términos per cápita. En el modelo teórico, no hay crecimiento de la población, por lo que el PIB real y el PIB per cápita real son los mismos.

Análogamente para el consumo real es el ratio del consumo nominal, $P_t c_t$, sobre el deflactor del PIB, o

$$c_t^0 = P_t c_t \frac{P_0^m y_t^m + P_0^x y_t^x + P_0^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}$$

Recordando que $p_t^i = P_t^i / P_t \equiv y$ y que $P_t^i = p^i =$ para $i = m, x, n$, podemos escribir la contraparte teórica del consumo real observado como

$$c_t^0 = c_t \frac{p_0^m y_t^m + p_0^x y_t^x + p_0^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}$$

Similarmente, se obtiene la inversión y la balanza comercial

$$i_t^0 = i_t \frac{p_0^m y_t^m + p_0^x y_t^x + p_0^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}$$

$$tb_t^0 = tb_t \frac{p_0^m y_t^m + p_0^x y_t^x + p_0^n y_t^n}{p_t^m y_t^m + p_t^x y_t^x + p_t^n y_t^n}$$

Al comparar las predicciones del modelo teórico con los datos, utilizamos las predicciones con respecto a y_t^0 , c_t^0 y tb_t^0 en oposición a las medidas correspondientes en términos de bienes finales, c_t , i_t y tb_t . Esto asegura la congruencia de los datos con el modelo en la definición de variables.

3.3.7 Formas funcionales

Suponemos que la función de utilidad del período muestra una aversión al riesgo relativo constante (CRRA) en una función cuasi lineal de consumo y trabajo.

$$U(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \frac{[c - G(h_t^m, h_t^x, h_t^n)]^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma}$$

$$\text{Donde } G(h_t^m, h_t^x, h_t^n) = \frac{(h_t^m)^{w_m}}{w_m} + \frac{(h_t^x)^{w_x}}{w_x} + \frac{(h_t^n)^{w_n}}{w_n}$$

con $\sigma, w_m, w_x, w_n > 0$. Esta especificación implica que las ofertas de mano de obra sectoriales son inelásticas a la riqueza. Se supone que todas las tecnologías para producir importables, exportables y no transables son Cobb – Douglas,

$$F^m(k^m, h^m) = (k^m)^{\alpha_m} (h^m)^{\alpha_m}$$

$$F^x(k^x, h^x) = (k^x)^{\alpha_x} (h^x)^{\alpha_x}$$

$$F^n(k^n, h^n) = (k^n)^{\alpha_n} (h^n)^{\alpha_n}$$

Donde $\alpha_m, \alpha_x, \alpha_n \in (0,1)$. Suponemos que los agregadores de Armington utilizados en la producción de los bienes compuestos transables y los bienes finales toman formas CES, es decir,

$$A(a_t^m, a_t^x) = \left[\chi_m (a_t^m)^{1-\frac{1}{u_{mx}}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{1-\frac{1}{u_{mx}}} \right]^{\frac{1}{u_{mx}}}$$

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

Donde $\chi_m, \chi_n \in (0,1)$. $u_{mx}, u_{\tau n} > 0$. La especificación de la prima de la tasa de interés y los costos de ajuste de capital son, respectivamente,

$$p(d) = \psi(e^{d-\bar{d}} - 1)$$

$$\phi_j = \frac{\phi_j}{2} x^2$$

Con ψ y $\phi_j > 0$ para $j=m,x,n$.

4. ESTIMACION DEL MODELO SVAR

4.1 Identificación de los términos de intercambio con tasa de interés mundial

La Tabla 1 muestra las medianas del corte transversal de países y las estimaciones específicas por país de los parámetros estimados usando la identificación de la ecuación (5), ubicando primero los términos de intercambio en el sistema SVAR. La mediana del corte transversal de países centroamericanos del coeficiente de autocorrelación estimado o grado de persistencia de los términos de intercambio, a_{11} , es de 0.45. Esto significa que si los shocks inesperados y transitorios de los términos de intercambio aumentan hoy también incrementarán mañana, y en cierta medida, se desvanecen relativamente rápido, teniendo una vida media de alrededor de un año.

De forma individual, el país con mayor persistencia en el proceso de los términos de intercambio es Honduras (los shocks tardan más tiempo en

desvanecer), seguido de Costa Rica, y el Salvador. La desviación estándar media incondicional de la innovación de los términos de intercambio para el conjunto de países centroamericanos, π_{11} , es 0.1.

Tabla 1. Parámetros estimados de la identificación del SVAR con spread

Coefficientes	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Mediana
a_{11}	0.5664	0.342	-0.4348	0.584	0.4542
a_{12}	1.3821	0.4381	-0.19	1.8694	0.9101
a_{21}	-0.0457	-0.0235	-0.0268	-0.0249	-0.02585
a_{22}	0.4918	0.4384	0.5015	0.499	0.4954
π_{11}	0.0695	0.1306	0.1079	0.0925	0.1002
π_{21}	-0.0007	-0.0037	-0.0036	-0.0011	-0.00235
π_{22}	0.0126	0.0123	0.0124	0.0129	0.0125

Fuente: Elaboración propia. La variable tot_t denota las log-desviaciones de los términos de intercambio respecto a la tendencia. Los datos son anuales y abarcan el período 1980-2011, con las excepción de Nicaragua.

En el caso del spread de las tasas de interés, la persistencia para el conjunto de países centroamericanos, a_{22} , es de 0.495, donde el país con mayor persistencia en el proceso de los términos de intercambio, Guatemala (los shocks tardan más tiempo en desvanecer), seguido de Honduras, Costa Rica, y el Salvador. La desviación estándar media incondicional de la innovación de los spread de las tasas de interés, π_{22} , es de 0.0125. Las estimaciones en el modelo cumplen con los criterios de normalidad, ausencia de autocorrelación entre residuos, y presencia de estabilidad, lo cual nos permite hacer inferencia estadística.

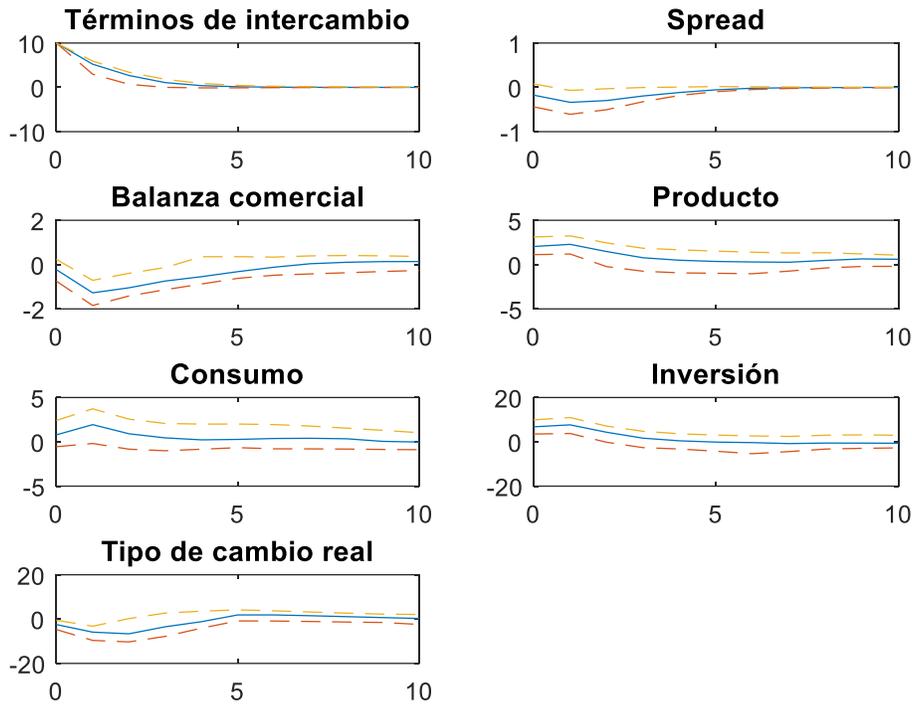
4.2 Efectos de un shock no anticipado TOT en el SVAR

En esta sección se analizan las funciones impulso respuesta del modelo después de un shock no anticipado y transitorio de los términos de intercambio. Elegimos una mejora del 10% porque es un número redondo y porque está cerca de la desviación estándar mediana de la innovación de los términos de intercambio, π_{11} , de 10%.

La figura 2, representa las medianas de las funciones impulso respuesta mostradas del corte transversal del conjunto de países centroamericanos. Se observa que un shock positivo transitorio y no anticipado del 10% de los términos

de intercambio provoca una expansión en la actividad agregada explicado por una mayor expansión simultánea en la inversión y en el consumo privado, un resultado que en general es consistente con Schmitt-Grohe y Uribe (2018).

Figura 2. Impulso respuesta ToT de países centroamericanos en modelo SVAR



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial.

Además, un shock transitorio y no anticipado del 10% de los términos de intercambio está asociado con una apreciación del tipo de cambio real, y como consecuencia se obtiene un deterioro de la balanza comercial, este resultado en particular, contrasta con el resultado, de Schmitt-Grohe y Uribe (2018), así como con Otto (2003), quien encuentra una respuesta positiva en la balanza comercial debido a una mejora de los términos de intercambio en 36 países en desarrollo de una muestra de 40 que abarcan el período 1960–1996.

Sin embargo, se puede observar en promedio para el conjunto de todos los países, que un shock positivo inesperado y transitorio de los términos de intercambio tiene algunas funciones impulso respuesta que no son estadísticamente

significativas (medida por las bandas de error, que incluyen el 0, es decir el eje x). Esto es un anticipo al resultado principal de esta sección, más específicamente la evidencia SVAR sugiere que los shocks no anticipados y transitorios de los términos de intercambio no son una fuente con un peso relevante de las fluctuaciones en los países emergentes y pobres durante el período de muestra considerado. Las funciones de impulso respuesta de cada país centroamericano están reportadas en anexos, más específicamente desde la 8.1 hasta la 8.4.

4.3 Estimación de la descomposición de la varianza

Una forma común de evaluar la importancia de un shock particular en la conducción de los ciclos económicos es calcular la fracción de la varianza que es explicado por las variables en cuestión. Se debe señalar que, sobre la base de las funciones de impulso respuesta del modelo SVAR analizadas previamente, se calcula la descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD, por sus siglas en inglés) para cada variable en análisis. La descomposición de la varianza arroja luz sobre la importancia relativa de los shocks para cada variable. Así, el objetivo aquí es investigar la importancia relativa de los términos de intercambio.

Utilizando los parámetros estimados en la tabla 1 (recordemos que los términos de intercambio se ordenan primero en la identificación) obtenemos en la tabla 2, la descomposición de la varianza del SVAR de las siete variables explicadas por los shocks de los términos de intercambio. Los resultados muestran que en el modelo SVAR incluyendo spread de tasas de interés, un shock inesperado y transitorio de los términos de intercambio, en promedio, para el corte transversal de países centroamericanos en cuestión, explican aproximadamente el 2.5% de la varianza del producto, un 4% de la varianza del consumo, un 4% de inversión, un 7.5% de la balanza comercial, y un 12% de la varianza del tipo de cambio real.

Estos resultados, brindan más evidencia acerca de que la contribución de los shocks de los términos de intercambio en las fluctuaciones del ciclo económico en

las economías centroamericanas es modesta basados en un modelo SVAR con spread de las interés internacional.³

Tabla 2. Porcentaje de la varianza explicada por un shock ToT en el SVAR con spread

Coeficientes	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Mediana
\widehat{tot}_t	88	100	100	86	94
\hat{s}_t	14	21	16	10	15
\widehat{tb}_t	17	11	4	3	7.5
\hat{y}_t	2	4	2	3	2.5
\hat{c}_t	2	4	5	4	4
\hat{i}_t	2	6	2	6	4
\widehat{RER}_t	1	27	17	7	12

Fuente: Elaboración propia

Existe cierta diferencia entre países, el mayor efecto de un shock inesperado y transitorio de los tot_t sobre la balanza comercial se registra en Costa Rica, seguido de el Salvador, Guatemala, y Honduras. En el caso del mayor efecto de un shock de los tot_t sobre el producto se registra en El Salvador seguido de Honduras, Costa Rica, y Guatemala. De igual forma, sobre el consumo el mayor impacto se observa en Guatemala, Honduras, El Salvador, y Costa Rica. En inversión el mayor peso se cuantifica en Honduras, El Salvador, Costa Rica, y Guatemala. Finalmente, sobre el tipo de cambio real se registra el mayor efecto en El Salvador, Guatemala, Honduras, y Costa Rica.

En cualquier caso, ya sea a nivel del corte transversal o país por país de la región centroamericana, la magnitud de la varianza explicada por un shock inesperado y transitorio de los términos de intercambio es relativamente pequeña (excepto individualmente en el Salvador sobre el tipo de cambio real), y por ende los resultados del modelo SVAR predicen un rol relativamente modesto de los shocks de los términos de intercambio como una fuente de las fluctuaciones agregadas de los países centroamericanos durante el lapso en análisis.

³ Independientemente de si los términos de intercambio se ordenan primero o segundo en el SVAR, se obtienen las mismas conclusiones.

5. CALIBRACIÓN Y SIMULACIÓN DEL MODELO TEORICO

5.1 Calibración

El modelo MXN (DSGE) es de tamaño mediano y se encuentra en la intersección del comercio y el análisis del ciclo de negocios, y de la misma forma, la caracterización del estado estacionario es compleja, incluso numérica. La calibración del modelo se divide en dos partes, la primera es tomada de estudios y es común al conjunto de los países centroamericanos, y la segunda, son estimaciones individuales por país.

5.1.1 Calibración del conjunto de países

La unidad de tiempo son años y el valor de estado estacionario de una variable se obtiene al eliminar el subíndice de tiempo. Las condiciones de equilibrio (9) - (42) evaluadas en el estado estacionario y adoptando las formas funcionales asumidas representan un sistema de 33 ecuaciones en 52 incógnitas, donde hay 33 variables endógenas enumeradas en la definición de equilibrio y 19 parámetros estructurales.

Como en Schmitt-Grohe y Uribe (2018), establecemos $\sigma = 2$, que es un valor común en el análisis del ciclo económico. Luego, se fija $\omega_m, \omega_x, \omega_n = 1.455$, al carecer de información a nivel de sector sobre esta elasticidad de Frisch de la oferta de trabajo, asumimos el mismo valor en los tres sectores, asumiendo el valor de un sector estudiado en Mendoza (1991). Suponemos una tasa de depreciación del capital físico de $\delta = 0.1$, que es un valor usual. Luego siguiendo a Uribe y Yue (2006) se toma $r^* + \bar{s} = 0.11$ y refleja la tasa de interés promedio relativamente alta que enfrentan los países pobres y emergentes en los mercados financieros mundiales (la división de este valor entre r^* y s es irrelevante).

Con respecto, a la estimación de la elasticidad de sustitución entre bienes exportables e importados, u_{mx} , Corsetti y otros (2008), Gust y otros (2009), y Justiniano y Preston (2010) estiman que se encuentra entre 0.8 y 0.86; Miyamoto y Nguyen (2014) estiman que es 0.4. Una segunda rama de la literatura deduce el

valor de u_{mx} de los episodios de liberalización comercial utilizando cambios promedio en cantidades y precios observados durante períodos de 5 a 10 años, el cual produce valores mayores que 1, en la vecindad de 1.5 (ver, por ejemplo, Whalley, 1985). Es intuitivo que los estudios basados en datos de baja frecuencia entreguen valores de u_{mx} más altos que los estudios basados en datos trimestrales.

En otras palabras, es natural esperar que los agentes puedan ajustarse más completamente a los cambios de precios relativos a largo plazo que a corto plazo. Debido a que la sección del análisis SVAR utiliza datos anuales, es sensato adoptar un valor de u_{mx} entre los que se derivan de los dos cuerpos de trabajo mencionados anteriormente. En consecuencia, establecemos u_{mx} igual a 1.

El promedio de la relación entre el valor agregado de las exportaciones y el PIB en los países pobres y emergentes calculados con datos de la base de datos de la OCDE es del 20%, con lo cual, se impone $\frac{x}{p^m y^m + p^x y^x + p^n y^n} = 0.2$. Seguimos la práctica habitual de calcular la participación de la producción no transable en la producción total usando la participación observada del sector de servicios en el PIB. Al utilizar los datos del Manual de estadísticas de la UNCTAD sobre el PIB sectorial para los países pobres y emergentes durante el período 1995 a 2012, se obtiene una participación media de los servicios en el PIB ligeramente superior al 50%.

Así, imponemos la restricción $\frac{p^n y^n}{p^m y^m + p^x y^x + p^n y^n} = 0.5$. Utilizando datos de la UNCTAD, se estima que en los países emergentes y pobres los sectores exportables e importantes son de aproximadamente el mismo tamaño, con lo cual, imponemos la restricción $p^m y^m = p^x y^x$. Finalmente, Akinci (2011) examina la literatura sobre estimaciones de la elasticidad de sustitución entre transables y no transables en países emergentes y pobres y llega a un valor cercano a 0.5, por lo que, fijamos $u_{\tau n} = 0.5$.

La tabla 3 resume los resultados de calibración común para todos los países centroamericanos:

Tabla 3. Porcentaje de la varianza explicado por los shocks de los ToT

Parámetros estructurales										
σ	δ	$r^* + \bar{s}$	α_m, α_x	α_n	$\omega_m, \omega_x, \omega_n$	u_{mx}	$u_{\tau n}$	\bar{tot}	A^m, A^n	β
2	0.1	0.11	0.35	0.25	1.455	1	0.5	1	1	$1/1 + r^* + \bar{s}$
Restricciones en los momentos										
S_n	S_x	S_{tb}	$\frac{p^m y^m}{p^x y^x}$							
0.5	0.2	0.01	1							
Valores implícitos de los parámetros estructurales										
χ_m	χ_τ	\bar{d}	A^x	β						
0.898	0.436	0.0078	1	0.9009						

Fuente: Elaboración propia siguiendo a Schmitt-Grohe y Uribe (2018)

5.1.2 Calibración de parámetros particulares por país

Los parámetros a_{ij} , π_{ij} para $i, j = 1, 2$, ϕ_j para $j = m, x, n$, y ψ no aparecen en las condiciones de equilibrio de estado estacionario, pero desempeñan un papel en la dinámica del equilibrio. Los valores de a_{ij} y π_{ij} para $i, j = 1, 2$ país por país en la región centroamericana se obtienen usando las estimaciones econométricas presentadas en la tabla 1.

En el caso de la estimación de los parámetros de costo de ajuste de capital, ϕ_m , ϕ_x , ϕ_n , y el parámetro ψ que ajusta la elasticidad de la deuda de la prima del país, se utilizan un método de información parcial. En este sentido, establecemos estos parámetros para minimizar una diferencia ponderada entre las respuestas de impulso del producto, el consumo, la inversión, la balanza comercial y el tipo de cambio real implícito de los modelos empírico (SVAR) y el teórico MXN (DSGE) ante los shocks no anticipados y transitorios de los términos de intercambio y la tasa de interés.

Así, se consideran los primeros cinco años de cada función de impulso respuesta y utilizamos como ponderaciones el recíproco del ancho del intervalo de confianza del 66% asociado con las respuestas al impulso del modelo SVAR. Formalmente, esto es, $\theta \equiv [\phi_m, \phi_x, \phi_n, \psi]$, y se obtiene de resolver el siguiente problema

$$\min_{\theta} \sum_{h=tot,s} \sum_{i=0}^4 \sum_{j=y^0,c^0,i^0,tb^0,RER} \frac{|IR_{hij}^{SVAR} - IR_{hij}^{MXN}|}{\Delta_{hij}}$$

donde IR_{hij}^{SVAR} e $IR_{hij}^{MXN}(\theta)$ denotan la impulso respuesta de periodos ji variables después de un shock h implícito para los modelos SVAR y MXN, respectivamente, y hij denota el ancho de la banda de confianza del 66% asociada con la IR_{hij}^{SVAR} . La tabla 4 muestra los parámetros estimados país por país,

Tabla 4. Estimaciones de los parámetros de costos de ajuste de capital y la elasticidad de la deuda de la tasa de interés para modelo DSGE

Coeficientes	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Mediana
ϕ_m	45.07	77.66	70.2	3.62	57.64
ϕ_x	33.13	2.18	77.67	2.44	17.79
ϕ_n	78.24	79.87	45.93	9.46	62.09
ψ	0.02	2.09	0.01	0.00	0.015

Fuente: Elaboración propia

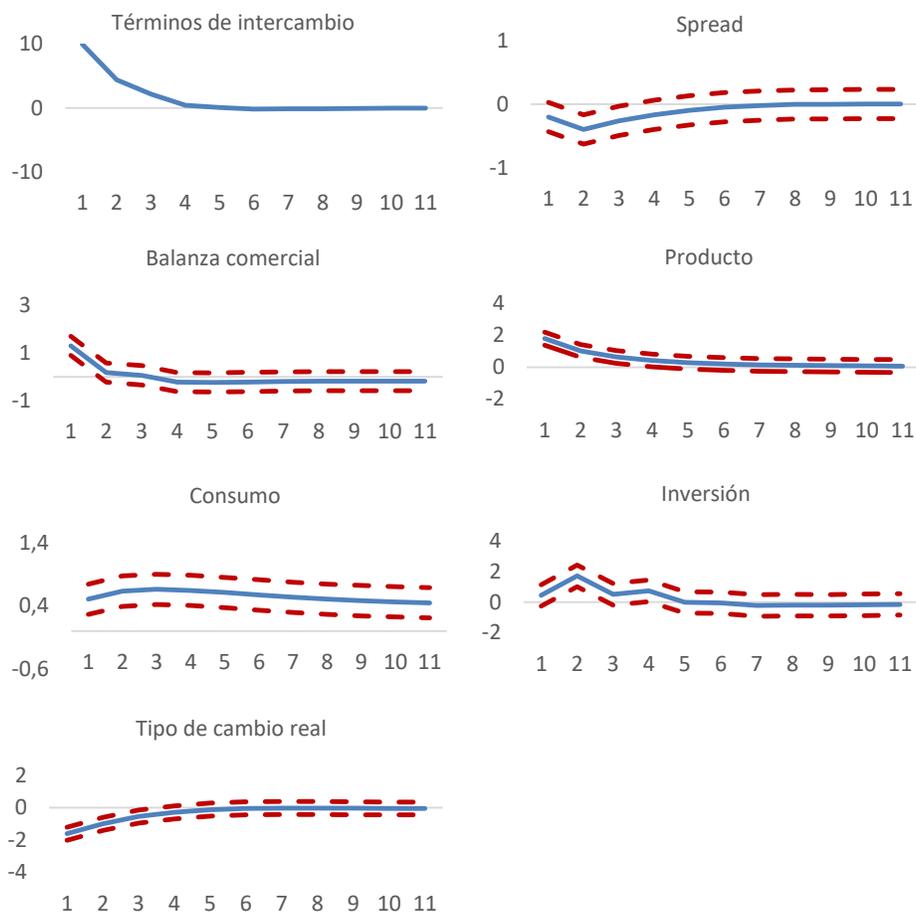
5.2 Efectos un shock no anticipado de los términos de intercambio en el DSGE

La simulación del modelo teórico MXN (DSGE) de esta sección, analiza la transmisión de los shocks no anticipados de los términos de intercambio, más específicamente la figura 3 presenta las respuestas de las variables que también fueron incluidas en la figura 2 del modelo SVAR. En este sentido, la figura 3 muestra las medianas de las respuestas para el corte transversal de países centroamericanos debido a una mejora no anticipada del 10% de los términos de intercambio implícitos en el modelo MXN (DSGE).

En línea con los datos, el modelo MXN implica que una mejora de los términos de intercambio aprecia el tipo de cambio real, es decir, los bienes de exportaciones del país se encarecen en comparación con el resto del mundo. La Figura 3 muestra que, después del shock positivo no anticipado de los términos de intercambio los bienes no transables se vuelven más caros. De igual forma, el aumento en el precio de los bienes no transables se traduce en un aumento en el

precio de los bienes finales en relación con el precio de los bienes compuestos transables.

Figura 3. Impulso respuesta ToT de países centroamericanos en modelo DSGE



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial.

Además, una mejora no anticipada de los términos de intercambio provoca un efecto neto positivo en la balanza comercial, explicado a que un aumento de los términos de intercambio induce un incremento en las exportaciones e importaciones. La intuición es que las importaciones aumentan porque, a medida que estos bienes se abaratan en comparación con los bienes exportables, los consumidores aumentan la demanda y los productores nacionales, y como consecuencia reducen la oferta. Un aumento en el precio relativo de los exportables induce una caída en la producción importada (así como la inversión de bienes importados) y un aumento de la producción exportable.

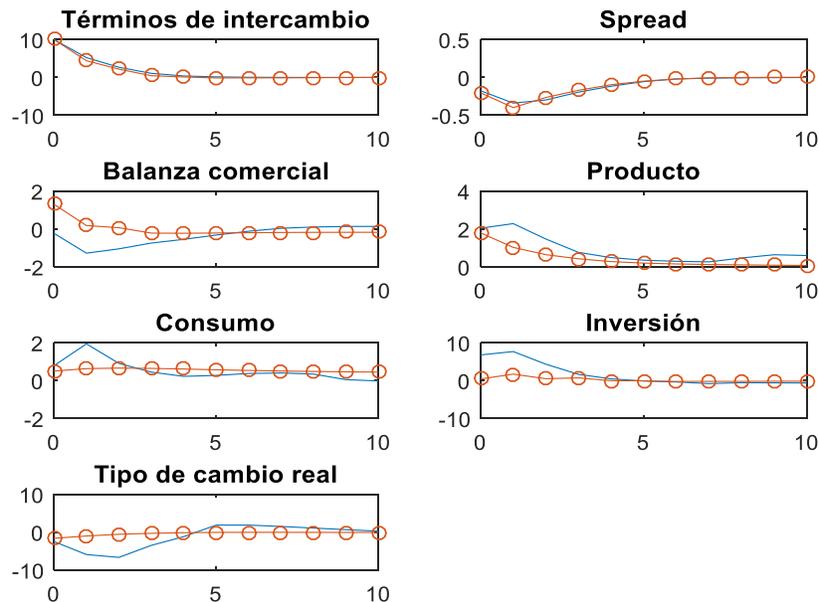
Al mismo tiempo, el aumento en el precio relativo de los exportables produce un efecto positivo en la demanda interna de todo tipo de bienes (consumo, inversiones, e importaciones). En consecuencia, los resultados del modelo MXN son consistentes con Schmitt-Grohe y Uribe (2018).

6. COMPARATIVO ENTRE EL MODELO EMPIRICO Y TEORICO

6.1 Comparativo para la región centroamericana

La figura 4 muestra un comparativo de las funciones de impulso respuesta medianas del modelo teórico MXN (DSGE) y el modelo empírico SVAR (línea negra continua) para la región centroamericana, y denota que el modelo se ajusta bien a los datos, es decir es consistente con el modelo SVAR.

Figura 4. Modelo empírico vrs Modelo teórico para región centroamericana



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial

Las impulso respuesta del producto, el consumo, la inversión, tipo de cambio real, y el spread de la tasa de interés, predicho por el modelo MXN son similares en magnitud y forma a los implícitos en el modelo SVAR. Además, el modelo MXN

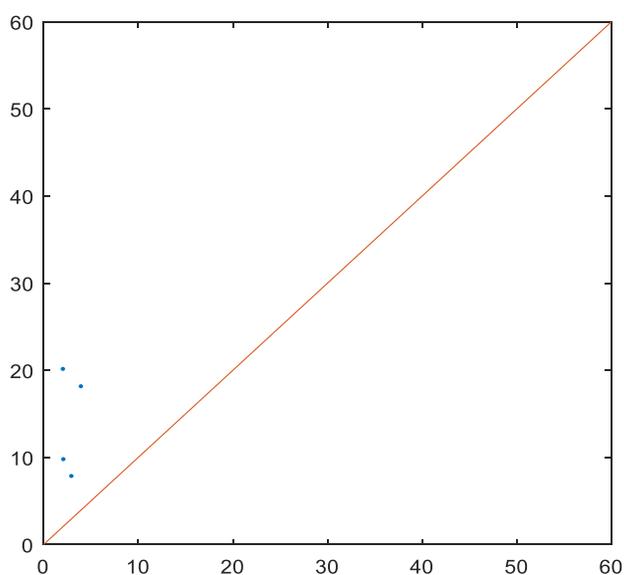
predice una respuesta mediana mucho mayor de la producción, el consumo y la inversión que lo observado en los datos. Sin embargo, el resultado entre ambos modelos es distinto en la balanza comercial.

Cabe señalar que en anexos se presentan individualmente los comparativos de ambos modelos para cada país de la región centroamericana.

6.2 Comparativo por país

La Figura 5 representa la participación de la varianza del producto explicada por los términos de intercambio de acuerdo con el modelo empírico SVAR de la Sección 4 (eje horizontal) contra la participación correspondiente de acuerdo con el modelo MXN (eje vertical). Los puntos en la figura representan cada uno de los 4 países centroamericanos. Si las predicciones del modelo teórico DSGE estuvieran en línea con el modelo empírico o los datos, los puntos estarían en la línea de 45°.

Figura 5. Modelo empírico vrs Modelo teórico para cada país centroamericano



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial

Esto significa que el ajuste comparativo de las predicciones entre el DSGE y el SVAR, son distintas país por país, esto es, están desconectados, lo cual implica que, no hay relación entre la importancia asignada a los shocks no anticipado y

transitorios de los términos de intercambio en los dos modelos, a pesar del hecho de que ambos comparten el mismo proceso de términos de intercambio específico del país y se estiman con los mismos datos, un resultado consistente con Schmitt-Grohe y Uribe (2018).

7. CONCLUSIONES

El ciclo económico de pequeñas economías abiertas de países en desarrollo, como los centroamericanos, tiene características distintivas que son relevantes estudiar, particularmente requieren un análisis de sus fuentes externas de fluctuación por su papel crucial para los ciclos económicos nacionales, y por ende para diseñar políticas macroeconómicas y macroprudenciales. Uno de esos factores son los términos de intercambio y los spreads de las tasas de interés internacional, sin embargo, no hay evidencia abundante usando modelos macroeconómicos para economías en desarrollo, y casi nula para los países centroamericanos.

De esta forma, esta investigación brinda evidencia de los efectos de los términos de intercambio (incluyendo el spread de las tasas de interés internacional) sobre la base del análisis empírico y teórico para los países centroamericanos. En particular, este estudio presenta evidencia macroeconómica empírica y teórica para la región centroamericana, un vacío encontrado en la revisión de la literatura, más específicamente mediante un modelo empírico (SVAR), los shocks no anticipados y transitorios de los términos de intercambio para los 4 países centroamericanos con datos anuales de 1980 a 2011.

Las funciones impulso respuesta del modelo SVAR para el corte transversal del conjunto de países centroamericanos, muestran que un aumento del 10% de los términos de intercambio provoca una expansión en la actividad agregada explicado por una mayor expansión simultánea en la inversión y en el consumo privado, un resultado que en general es consistente con Schmitt-Grohe y Uribe (2018). Además, un shock no anticipado y transitorio del 10% de los términos de intercambio está asociado con una apreciación del tipo de cambio real, y como consecuencia se

obtiene un deterioro de la balanza comercial. Sin embargo, algunos resultados no son estadísticamente significativos, un anticipo de que los shocks anticipados de los términos de intercambio no son una fuente con un peso relevante de las fluctuaciones en los países en desarrollo.

Así, en términos de su contribución relativa, un shock inesperado y temporal de los términos de intercambio, en promedio, para el corte transversal de países centroamericanos en cuestión, explican aproximadamente el 2.5% de la varianza del producto, un 4% de la varianza del consumo, un 4% de inversión, un 7.5% de la balanza comercial, y un 12% de la varianza del tipo de cambio real. Como resultado, el modelo SVAR predice que los términos de intercambio explican modestamente las fluctuaciones del ciclo económico en las economías centroamericanas.

En el caso del modelo teórico (DSGE), los artículos de la revisión de literatura encuentran que un shock inesperado y temporal de los términos de intercambio explica al menos el 30% de los movimientos en la actividad agregada basado en el modelo teórico microfundamentado de ciclo económico dinámico calibrado. Esta investigación sigue la especificación dada en Schmitt-Grohe y Uribe (2018), donde se estiman parámetros estructurales utilizando datos a nivel de país.

En este contexto en el modelo teórico MXN se encuentra que, en el corte transversal de países centroamericanos, en promedio, se predice que los shocks no anticipados y temporales de los términos son consistentes con los datos, particularmente el modelo MXN implica que una mejora de los términos de intercambio mejora la balanza comercial e induce un mayor consumo e inversión, y por ende un mayor producto. En forma intuitiva, la apreciación del tipo de cambio real hace que los bienes no transables se vuelvan más caros. De la misma forma, el aumento de los términos de intercambio induce un incremento en las exportaciones e importaciones. Como resultado, el efecto neto en la balanza comercial resulta positivo.

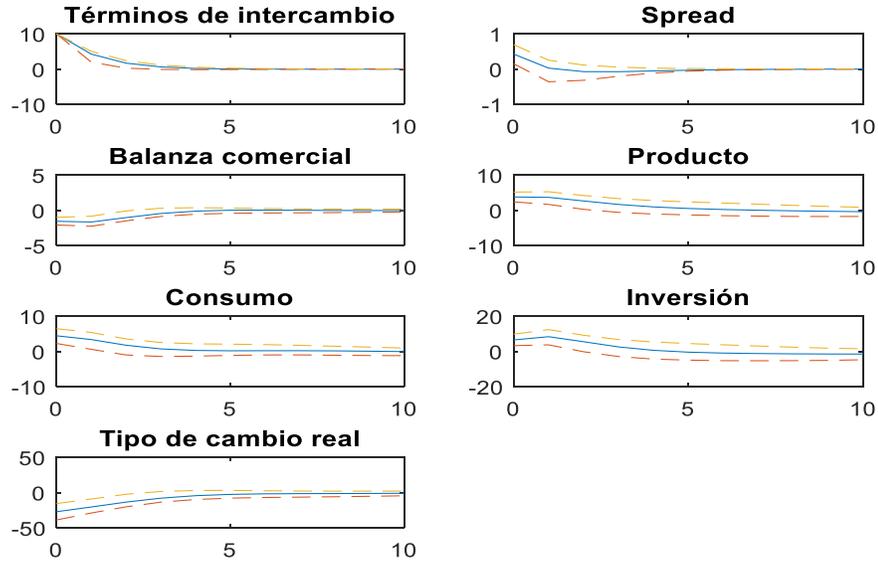
Los resultados muestran que los shocks no anticipados y transitorios de términos de intercambio en la región centroamericana obtenidos por medio del modelo teórico (DSGE), en promedio, se ajusta bien a los datos pero tienen

diferencias significativas con el modelo empírico (SVAR) en los efectos de variables como la balanza comercial. Además, el ajuste comparativo de las predicciones entre el DSGE y el SVAR, son distintas país por país, esto es, están desconectados, lo cual implica que, no hay relación entre la importancia asignada a los shocks no anticipados de los términos de intercambio en los dos modelos, a pesar del hecho de que ambos comparten el mismo proceso de términos de intercambio específico del país y se estiman con los mismos datos, un resultado consistente con Schmitt-Grohe y Uribe (2018). Particularmente, se observa que un shock no anticipado de los términos de intercambio, es modesto, como una fuente de las fluctuaciones agregadas en los países centroamericanos en análisis, lo cual contrasta con la literatura estándar.

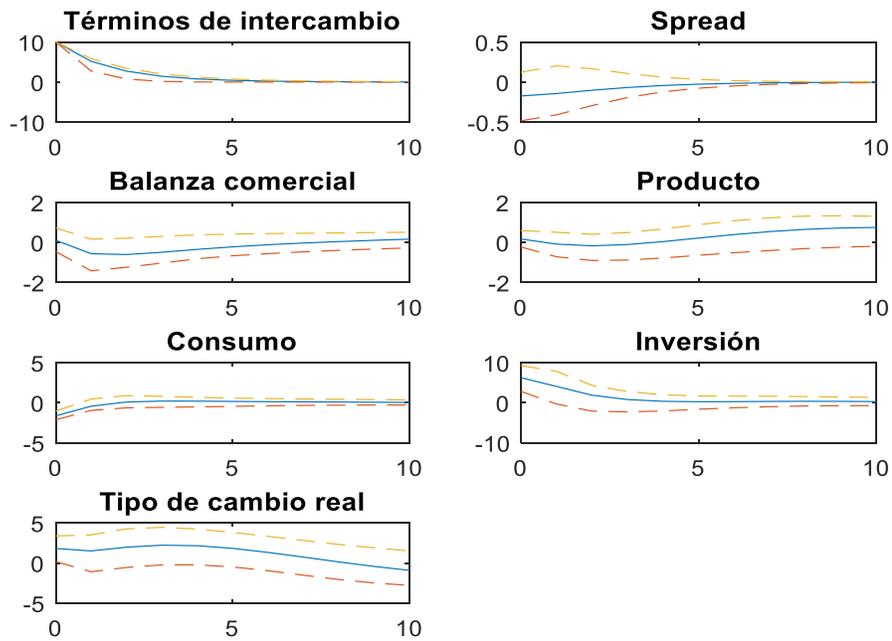
Cabe señalar que, algo secundario teóricamente, pero distintivo de forma instrumental es que la investigación presentó la aplicación del filtro de la tendencia con ajuste cuadrático con el objetivo tratar la posible no estacionariedad de todas las variables en niveles. La técnica de separación de la tendencia de forma cuadrática, permite separar el componente permanente del transitorio, más específicamente la serie separada de su tendencia representa el componente transitorio de la variable económica. Además, es robusta ante otras técnicas como la del filtro de Hodrick-Prescott (HP) o el de las primeras diferencias. En el caso de la balanza comercial se divide primero por el componente de tendencia del producto interno bruto y luego se filtra de forma cuadrática.

8. ANEXOS

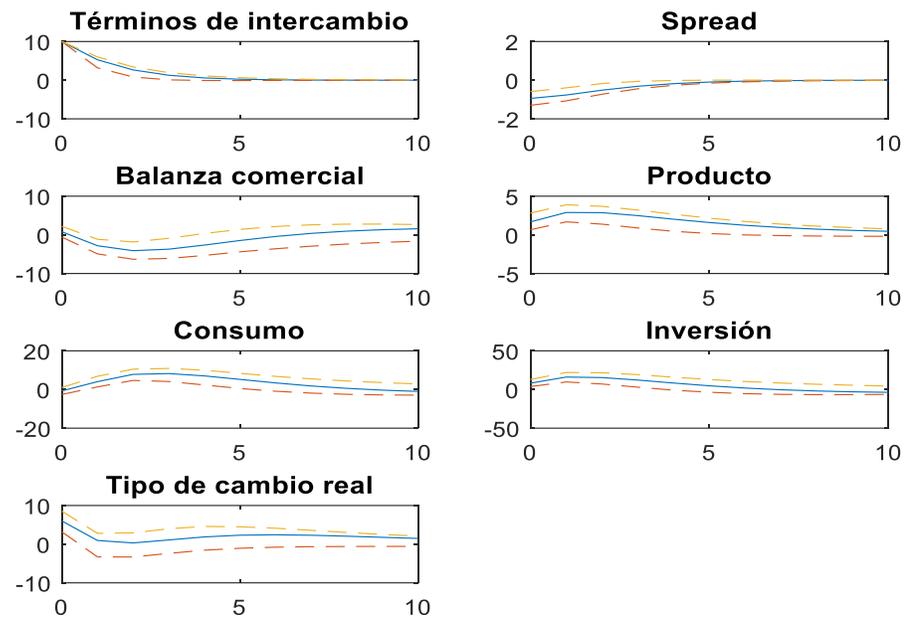
8.1 Impulso respuesta del SVAR de Costa Rica



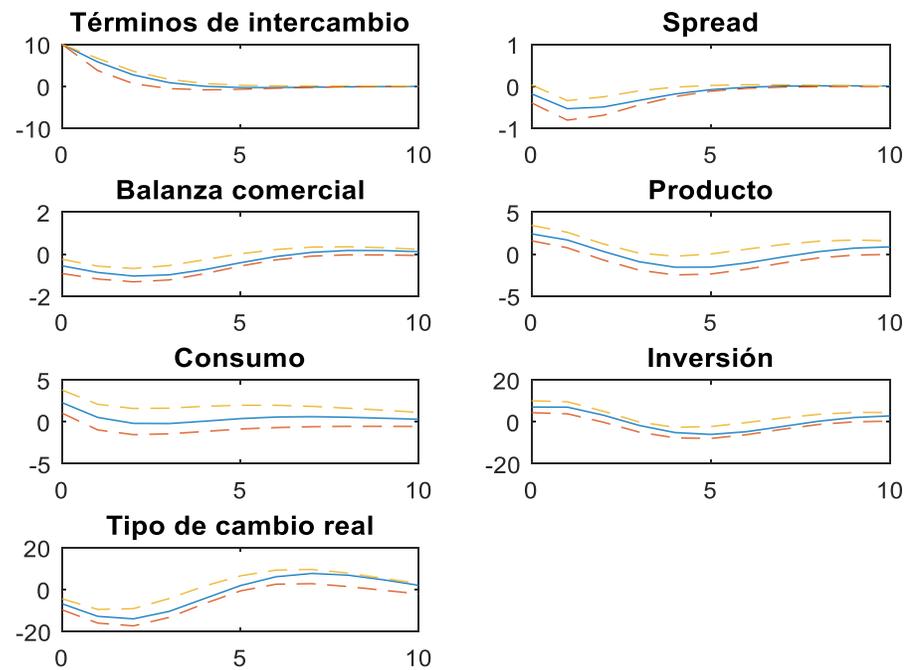
8.2 Impulso respuesta del SVAR de El Salvador



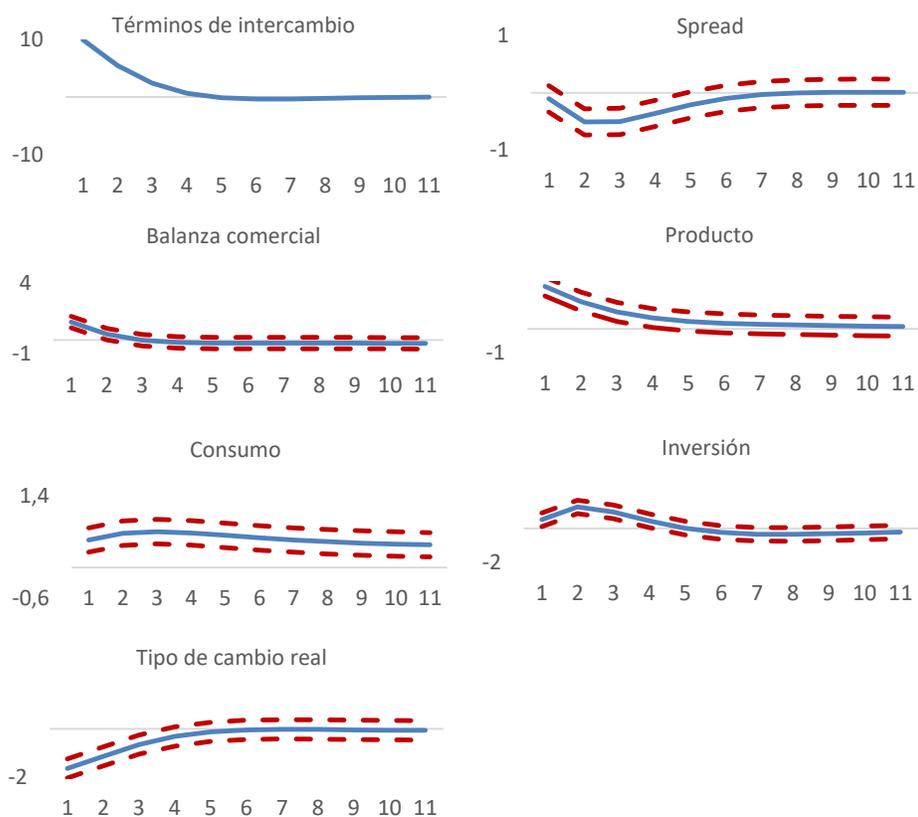
8.3 Impulso respuesta del SVAR de Guatemala



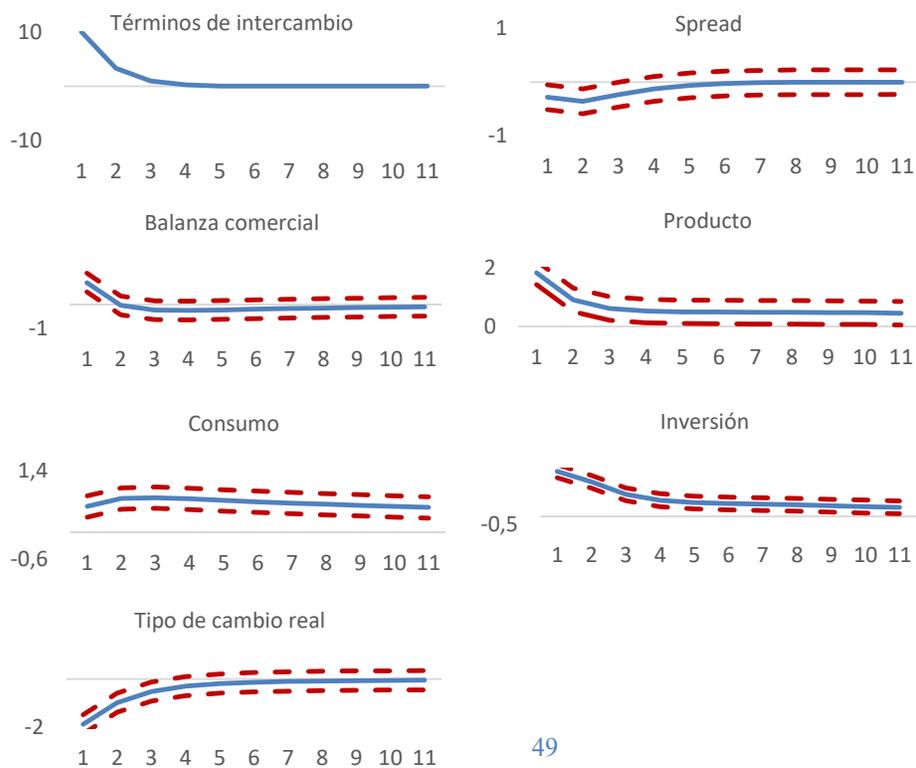
8.4 Impulso respuesta del SVAR de Honduras



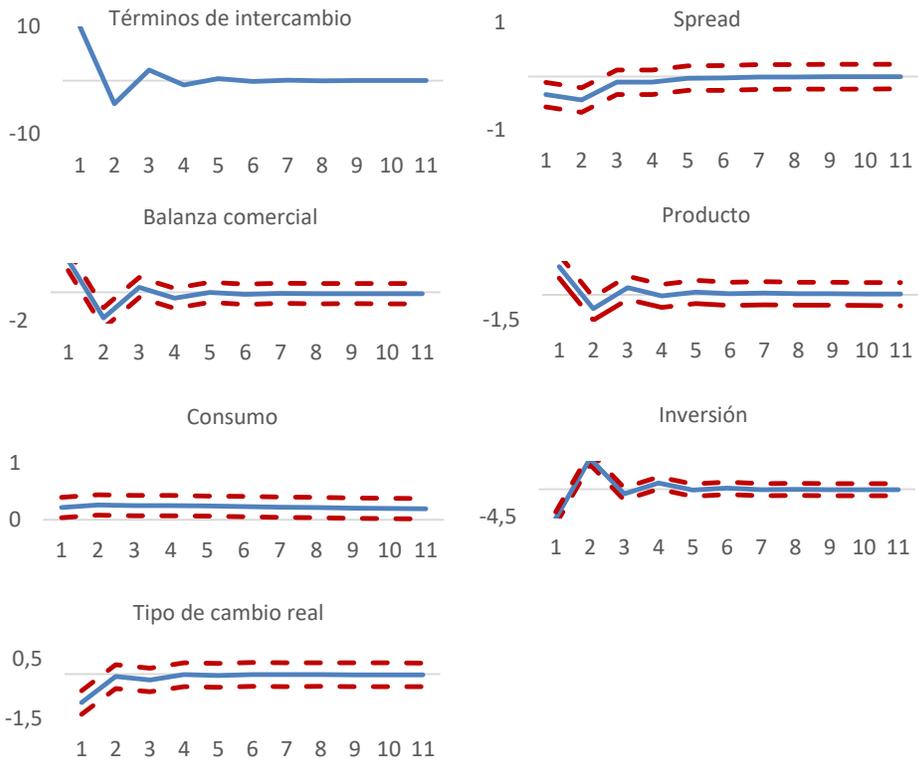
8.5 Impulso respuesta del DSGE de Costa Rica



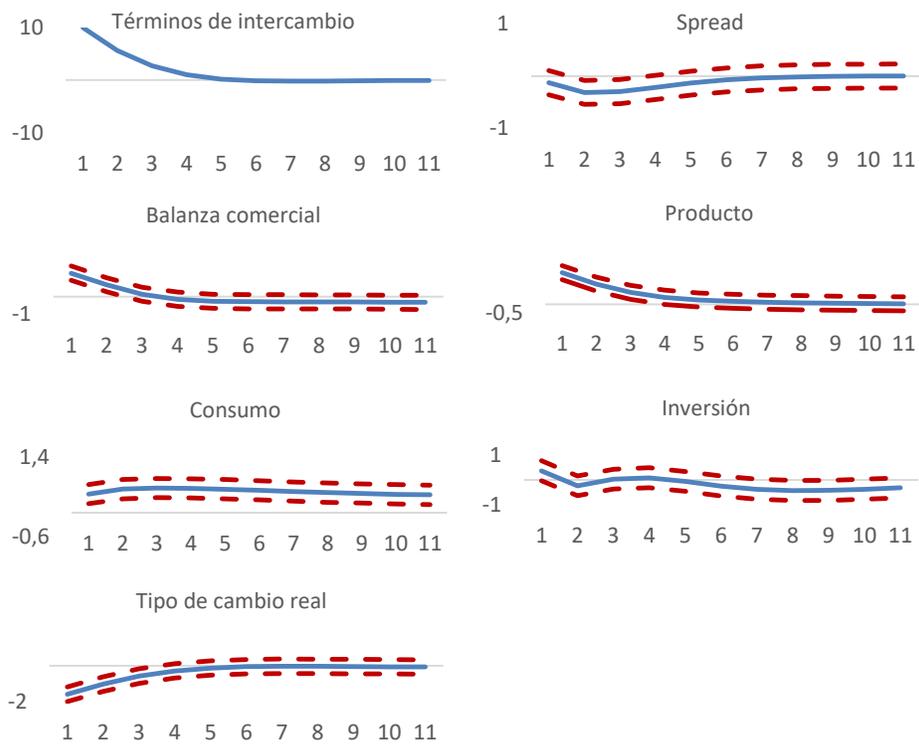
8.6 Impulso respuesta del DSGE de El Salvador



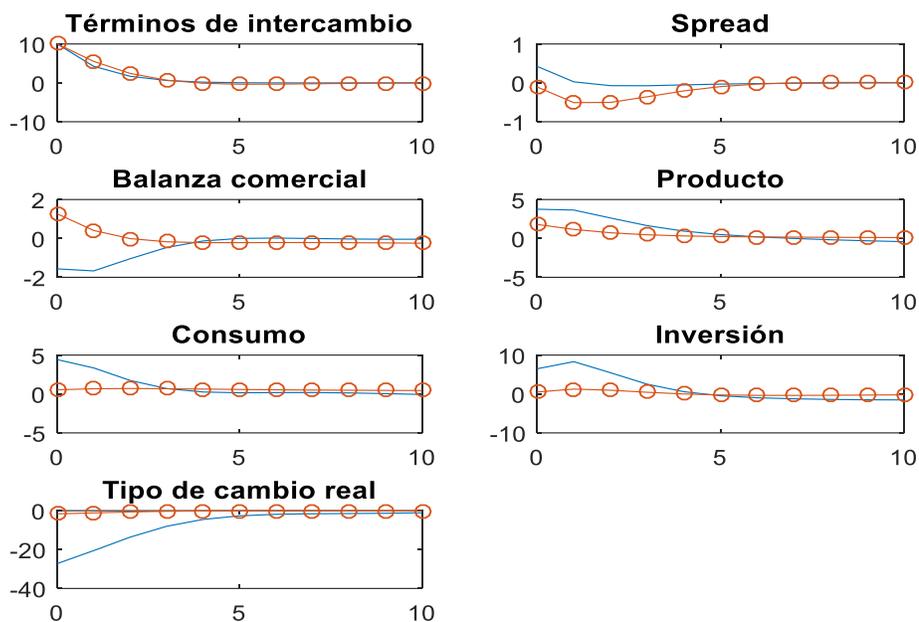
8.7 Impulso respuesta del DSGE de Guatemala



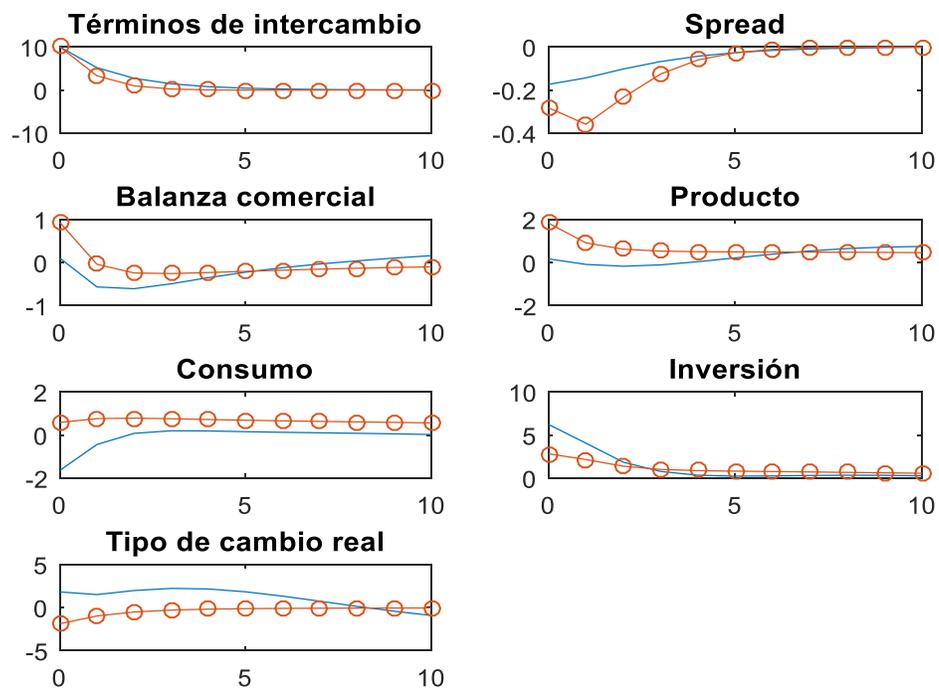
8.8 Impulso respuesta del DSGE de Honduras



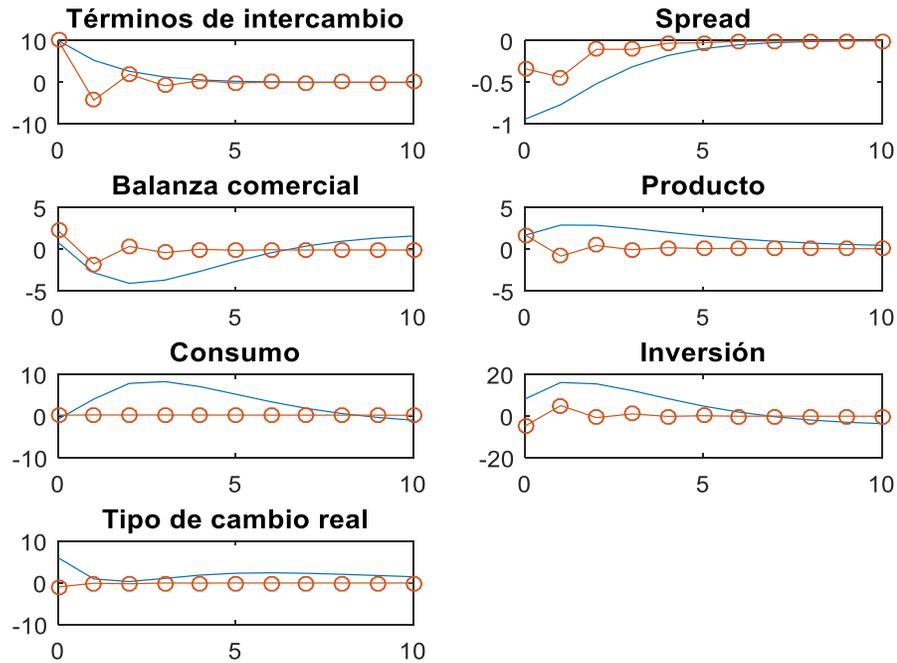
8.9 Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de Costa Rica



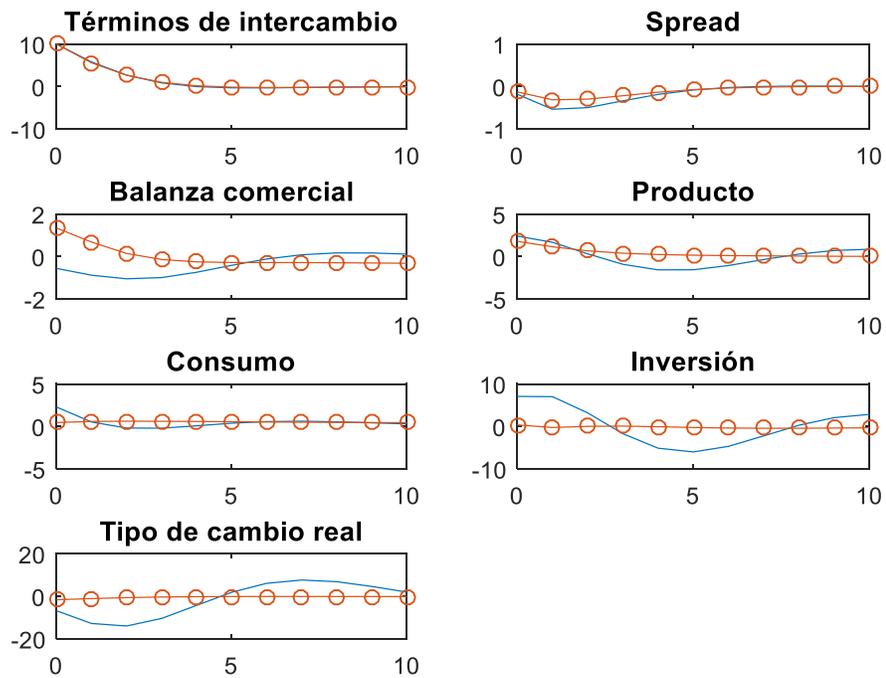
8.10 Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de El Salvador



8.11 Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de Guatemala



8.12 Comparativo Impulso respuesta del DSGE-SVAR de Honduras



9. REFERENCIAS

- Aguirre, E. (2011): "Essays on exchange rates and emerging markets," Ph.D. thesis, Columbia University.
- Akinci, O.(2011): "A Note on the Estimation of the Atemporal Elasticity of Substitution Between Tradable and " Nontradable Goods," mimeo, Columbia University.
- Akinci, O. (2013): "Global Financial Conditions, Country Spreads and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Countries," *Journal of International Economics* 91, 358–71.
- Amisano, G. & C. Giannini (1997): "Topics in Structural VAR Econometrics 2nd edition", Springer-Verlag Berlin, Heidelberg.
- Bems, R., "Aggregate Investment Expenditures on Tradable and Nontradable Goods (2008)" *Review of Economic Dynamics* 11, 852–83.
- Broda, C.(2004): "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries," *Journal of International Economics*, 31–58.
- Canova, F. and G. D. Nicolo (2002, September). Monetary disturbances matter for business _uctuations in the g-7. *Journal of Monetary Economics* 49 (6), 1131-1159.
- Céspedes, L. F., and A. Velasco (2014): "Was this Time Different?: Fiscal Policy in Commodity Republics," *Journal of Development Economics*, 106(C), 92–106.
- Chari, V. V., P. J. Kehoe, and E. R. McGrattan (2008): "Are structural VARs with longrun restrictions useful in developing business cycle theory?," *Journal of Monetary Economics*, 55(8), 1337–1352.
- Cheng, I.-H., and W. Xiong (2014): "Financialization of Commodity Markets," *Annual Review of Financial Economics*, 6(1), 419–441.
- Chinn, M. D., and O. Coibion (2014): "The Predictive Content of Commodity Futures," *Journal of Futures Markets*, 34(7), 607–636.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans (1998, February): "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?" NBER Working Papers 6400, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and R. Vigfusson (2007): "Assessing structural vars," in *NBER Macroeconomics Annual 2006*, Volume 21, pp. 1–106. MIT Press.
- Cooley, T. F. & S. F. LeRoy (1985): "Atheoretic Macroeconometrics", *Journal of Monetary Economics*", Vol. 16, 283-308.
- Corsetti, G., L. Dedola, and S. Leduc (2008): "International Risk Sharing and the Transmission of Productivity Shocks," *Review of Economic Studies* 75, 443–73.
- Favero, C. A. (2001, September). *Applied Macroeconometrics*. Number 9780198296850 in OUP Catalogue. Oxford University Press.
- Faust, J. (1998): "The robustness of identified var conclusions about money", *International Finance Discussion Papers* 610, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Fernandez, A., A. Gonzalez, and D. Rodriguez (2015): "Sharing a Ride on the Commodities Roller Coaster: Common Factors in Business Cycles of Emerging Economies," .
- Fernandez, Villaverde, J., P. Guerron -Quintana, J. Rubio-Ramirez, and M. Uribe (2011): "Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks," *American Economic Review* 101, 2530–61.

- Francis, N., M. T. Owyang, J. E. Roush, and R. DiCecio (2014): “A flexible finite-horizon alternative to long-run restrictions with an application to technology shocks,” *Review of Economics and Statistics*, 96(4), 638–647.
- Fry, R. and A. Pagan (2011): “Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review”, *Journal of Economic Literature* 49 (4), 938-60.
- Garcia-Cicco, J., R. Pancrazi, and M. Uribe (2010): “Real Business Cycles in Emerging Countries?” *American Economic Review* 100, 2510–31.
- Hamilton, J. D. (1994, June). *TIME SERIES ANALYSIS*, 1994, Volume 11. Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics* 113 (2), 363 -398.
- Harberger, A. C. (1950). Currency depreciation, income, and the balance of trade. *Journal of Political Economy* 58 (1), pp. 47_60.
- Ilzetzki, E., and C. A. Vegh (2008): “Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?,” .
- Jaimovich, N., and S. Rebelo (2009): “Can News About the Future Drive the Business Cycle?,” *American Economic Review*, 99(4), 1097–1118.
- Justiniano, A., and B. Preston (2010): “Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?” *Journal of International Economics* 81, 61–74.
- Kilian, L., and B. Hicks (2013): “Did Unexpectedly Strong Economic Growth Cause the Oil Price Shock of 20032008?,” *Journal of Forecasting*, 32(5), 385–394.
- Kose, M. (2002): “Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter?,” *Journal of International Economics*, 56(2), 299 – 327.
- Liu, P. (2007, November). Stabilizing the australian business cycle: Good luck or good policy? CAMA Working Papers 2007-24, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Lubik, T., and W. L. Teo (2005): “Do Terms of Trade Shocks Drive Business Cycles? Some Evidence from Structural Estimation,” *Computing in Economics and Finance* 2005 377, Society for Computational Economics.
- Mendoza, E. G. (1995): “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations,” *International Economic Review*, 36(1), 101–37.
- Miyamoto, W., and T. L. Nguyen, “Understanding the Cross Country Effects of U.S. Technology Shocks,” mimeo, Bank of Canada, 2014.
- NA, S.(2015): “Business Cycles and Labor Income Shares in Emerging Economies,” mimeo, Columbia University.
- Neumeyer, P. A., and F. Perri (2005): “Business Cycles in Emerging Markets: The Role of Interest Rates,” *Journal of Monetary Economics* 52, 345–80.
- 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, 155–84.
- Sánchez, E. 2016. Evidencia de un ciclo común en la Integración Económica Centroamericana: Estimación y caracterización mediante un modelo dinámico factorial con cambios de regímenes de Markov. *Ciencia Económica* 5(9), 43-74.
- Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe (2003): “Closing Small Open Economy Models,” *Journal of International Economics* 61, 163–85.
- Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe (2012): “What’s News in Business Cycle?,” *Econometrica* (forthcoming).

- Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe (2018): “How Important Are Terms Of Trade Shocks?,” *International Economic Review* 59
- Shousha, S. (2016): “Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions,” Unpublished Manuscript.
- Sims, C. (1980):” Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, Vol. 48, 1–48.
- Sims, C. (1982):” Policy Analysis with Econometric Models”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, 1–48.
- Sims, E. R. (2012): “News, Non-Invertibility, and Structural VARs,” *Advances in Econometrics*.
- Spatafora, N., and I. Tytell (2009): “Commodity terms of trade: The history of booms and busts,” *IMF Working Papers*, pp. 1–34.
- Uhlig, H. (2003): “What Moves Real GNP?,” Unpublished manuscript.
- Uhlig, H. (2005, March): “What are the effects of monetary policy on output? results from an agnostic identification procedure”, *Journal of Monetary Economics* 52 (2), 381_419.
- Uribe, M., and V. Z. Yue (2006): “Country spreads and emerging countries: Who drives whom?,” *Journal of international Economics*, 69(1), 6–36.
- Walsh, C. E. (2010): “Monetary Theory and Policy”, Third Edition, Volume 1 of MIT Press Books. The MIT Press.
- Whalley, J. (1985): *Trade Liberalization Among Major World Trading Areas* (Cambridge: MIT Press).
- Zeev, N., Pappa, E. & Vicondoa, A. (2017): “Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news”. *Journal of International Economics*.