



¿QUÉ TAN IMPORTANTES SON LOS SHOCKS A
LOS TÉRMINOS DE INTERCAMBIO EN PAÍSES
ALTAMENTE DEPENDIENTES DE SUS
COMMODITIES?

TESIS MAGÍSTER EN ECONOMÍA

Autor: Jorge Jara Espinoza

Profesora Guía: Eugenia Andreasen

Profesor Co-guía: David Coble

Santiago, Octubre 2022

Tesis Magíster en Economía: ¿Qué tan Importantes son los Shocks a los Términos de Intercambio en Países Altamente Dependientes de sus Commodities?¹

Jorge Jara Espinoza²

Octubre, 2022

Resumen: Los shocks de Términos de Intercambio (TOT) generan gran interés en economías altamente dependientes de sus materias primas. Estos guían decisiones de inversión, afectan a la balanza comercial, el tipo de cambio real, y el producto. Sin embargo, literatura reciente ha puesto en cuestionamiento su verdadera relevancia mostrando que tan solo un 10 % de las fluctuaciones del producto se explican por estos shocks. Esta investigación muestra que estos resultados estarían subestimando el verdadero efecto para economías altamente dependientes de sus materias primas. Para comprender los mecanismos subyacentes se desarrolla un modelo de tres sectores: importables, exportables, y no transables, permitiendo que los TOT sigan un proceso que logre capturar una alta persistencia en esta variable, aspecto que no se había incorporado anteriormente en este tipo de modelos. Se analizan los resultados para el caso de Chile, mostrando que cuando se incorpora esta observación, un 67 % de las fluctuaciones del producto son explicadas por estos shocks. Además, se logra capturar una correlación negativa entre TOT y ratio balanza comercial a producto, lo que tiene sentido si se considera que un shock positivo de esta variable -altamente persistente- representa un aumento en el ingreso permanente para países altamente dependientes de sus exportaciones de materias primas, lo que aumenta el consumo en una magnitud mayor a lo que aumenta el ingreso corriente. Se encuentra que el principal mecanismo mediante el cual los TOT afectan al producto es mediante la inversión (guiada por la inversión en el sector exportador), lo que también contribuye al deterioro de la balanza comercial frente a un shock positivo de TOT.

¹Agradezco a la profesora Eugenia Andreassen, al profesor David Coble, y al profesor Rómulo Chumacero por sus valiosos comentarios que aportaron las ideas principales de esta investigación. También a Alberto Undurraga y Valeria Ulloa por sus comentarios a versiones anteriores de este trabajo. Un agradecimiento especial a Alberto Naudon, Sebastián Claro, y Juan Pablo Xandri por sus valiosos comentarios previos a la defensa de esta tesis, y a David Kohn por sus comentarios y participación en el comité de tesis. Finalmente agradezco el financiamiento de ANID-Subdirección de Capital Humano/Magíster Nacional/2020-22200263. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

²Candidato a Magíster en Economía, Universidad de Chile. Contacto: jjarae@fen.uchile.cl

I. Introducción

Los movimientos en precios de exportaciones relativos a precios de importaciones (Términos de Intercambio, o TOT por sus siglas en inglés) son objeto de gran interés para economías pequeñas, abiertas, y altamente dependientes de sus exportaciones de materias primas. Esto ocurre debido a que los TOT guían decisiones de inversión en el sector de bienes exportables, importables, e influyen en otras variables como el tipo de cambio real, la balanza comercial, y el producto agregado. Siendo la magnitud de estos efectos una pregunta aún abierta por responder en la literatura. Así, la comprensión de cuánto y cómo esta variable afecta a las fluctuaciones del ciclo económico resulta sumamente relevante para diseñar políticas que permitan proteger a estos países de enfrentar una alta volatilidad. Muestra de esto es que en países como Chile incluso se han adoptado medidas de suavización del ciclo en base al precio de sus exportaciones (ver Marcel et al., 2001).

Hasta hace poco, la idea de que los shocks de TOT son uno de los principales conductores de las fluctuaciones en el ciclo de economías emergentes estaba bien documentada. Por ejemplo, Mendoza (1995) y Kose (2002) encuentran que una gran parte de las fluctuaciones en el ciclo de economías pequeñas y abiertas se explican por este tipo de shocks (cerca del 50% y el 90% respectivamente). Sin embargo, literatura reciente ha rebatido esta idea. En particular, Schmitt-Grohé & Uribe (2018) (a partir de ahora SGU) muestran mediante evidencia VAR que, para una muestra de 38 economías pobres y emergentes, tan solo cerca del 10% de las fluctuaciones en el ciclo económico son explicadas por estos shocks. Este resultado tiene poco sentido si se analiza a la luz de los fundamentales en países altamente dependientes de sus materias primas, donde los precios de commodities parecieran guiar gran parte de la actividad económica. Por ello, en esta investigación se busca reconciliar la literatura anterior con esta nueva evidencia incorporando la posibilidad de que los TOT experimenten shocks altamente persistentes, lo que permite reflejar la existencia de super ciclos de commodities, particularmente importantes para países latinoamericanos. Los resultados cuantitativos se obtienen mediante la estimación de un modelo teórico que permite comprender los mecanismos subyacentes de estos shocks analizando el caso de Chile, que resulta de interés, ya que cumple con la característica de ser un país en desarrollo altamente dependiente de sus materias primas.

El objetivo de esta investigación es aportar a la discusión que busca responder ¿qué tan importantes son los shocks a los TOT en países altamente dependientes de sus materias primas?. Para responder esta pregunta, primero se identificarán algunos hechos estilizados mediante evidencia empírica tipo VAR con datos anuales, aplicada a una selección de países altamente dependientes de sus materias primas como son Bolivia, Brasil, y Chile. Con fines comparativos también se presentan resultados para Australia, Noruega, y Nueva Zelanda, países que también dependen altamente de sus materias primas pero que se consideran desarrollados, lo que permitirá notar que las diferencias en persistencia serían importantes para explicar por qué los países de Latinoamérica se ven más expuestos a las fluctuaciones del precio de sus exportaciones. La distinción entre estos países está motivada por las investigaciones de Kohn et al. (2018) y Shousha (2016). También se realiza el mismo ejercicio para Chile con datos trimestrales a partir del año 2000, lo que permite poner especial atención al periodo de inicio del super ciclo de commodities con datos de mayor frecuencia, que resultan más informativos, siguiendo las recomendaciones de Fernández et al. (2020).

En segundo lugar, se utilizará el modelo teórico desarrollado por SGU (2018) para comprender los mecanismos de cómo los TOT afectan a las fluctuaciones del ciclo y obtener medidas cuantitativas de esta descomposición de varianzas. El modelo utiliza tres sectores: exportables, importables, y no transables. Cuenta con productores de un bien final, que utiliza absorción de bienes transables y no transables. Los bienes transables se producen por un productor intermedio, que utiliza absorción de bienes exportables e importables. Al mismo tiempo, existen tres tipos de productores de estos bienes iniciales: exportables, importables, y no transables; firmas que son propiedad de los hogares. A diferencia del modelo de SGU (2018), quienes calibran su modelo teórico buscando replicar las funciones de impulso-respuesta de su modelo empírico VAR(1), el aporte a la literatura se realiza mediante la modificación del proceso que siguen los TOT para permitir shocks de memoria larga, incorporando este importante factor al modelamiento teórico. Los parámetros de interés se estiman mediante técnicas bayesianas. Este tipo de estimación tiene algunas ventajas frente a la estimación por Máxima Verosimilitud cuando no hay seguridad sobre si el modelo es el verdadero proceso generador de datos de la información disponible (Canova, 2007). Adicionalmente, Fernández-Villaverde (2010) realiza un análisis exhaustivo de las ventajas de la estimación bayesiana en modelos Dinámicos Estocásticos de Equilibrio General (DSGE), por ejemplo, permite trabajar más fácilmente ante problemas de alta dimensionalidad en parámetros, y usa eficientemente toda la información disponible tanto en muestras grandes como pequeñas. Por supuesto, cuando hay parámetros de difícil identificación a partir de los datos, simplemente se fijan siguiendo literatura asociada (Pfifer, 2014). Por último,

este tipo de estimación permite que los resultados del modelo teórico no dependan de momentos específicos de los datos ni del modelo empírico tipo VAR, que a su vez puede resultar inadecuado para capturar shocks en TOT con memoria larga. En este sentido, la estimación bayesiana se considera un método de información completa, ya que no depende solo de una fracción de los datos. Chumacero (2005) documenta algunas otras debilidades de la estimación VAR, por lo que resulta deseable buscar un mejor método de calibración como lo permiten las técnicas bayesianas.

El motivo de centrarse en la persistencia de los shocks a los TOT, es que existe una discusión de larga data sobre porqué esta puede ser importante a la hora de analizar cómo los movimientos en precios de commodities afectan al ciclo u otras variables de interés como la balanza comercial, pero ha recibido poca atención en modelos DSGE más recientes. Por ejemplo, Cashin et al. (2000) plantean que conocer sobre este aspecto resulta fundamental para el diseño de esquemas de estabilización, sobre todo en países en desarrollo. Sus resultados encuentran que muchos de los shocks mundiales a precios de commodities son de larga duración, pero con amplia variedad en persistencia entre commodities. En la misma línea, Bello et al. (2011) muestran que los shocks de precios en la mayoría de los principales bienes de exportación de Latinoamérica muestran una alta persistencia, sobre todo después del año 2000, donde se ha experimentado un superciclo de commodities. Estos resultados se obtienen mediante modelos estadísticos de memoria larga, como el Proceso Autorregresivo de Media Móvil Fraccionalmente Integrado (ARFIMA). Previamente Deaton & Laroque (1992) habían encontrado un alto grado de autocorrelación en precios de commodities, lo que también sugiere cierto grado de alta persistencia. De lo anterior, se concluye que el modelo teórico debería incorporar estas observaciones atinentes para economías altamente dependientes de sus materias primas, que permitan capturar esta alta persistencia para shocks de precios. Por esto, se incorpora un ARFIMA en los TOT en el modelo teórico siguiendo la evidencia de Bello et al. (2011), a diferencia de SGU (2018) quienes utilizan un proceso autorregresivo de primer orden (AR(1)). Otros autores que han incorporado alternativas al modelamiento teórico de shocks mediante AR(1) son Fernández-Villaverde et al. (2011), quienes trabajan con procesos tipo ARCH en la tasa de interés dentro de un DSGE. Recientemente, Fornero & Kirchner (2018) también analizan el problema de la persistencia en precios de commodities bajo el marco de un modelo dinámico multisectorial neokeynesiano, con aprendizaje sobre la persistencia de estos shocks utilizando técnicas de filtro y estimación bayesiana.

Los resultados obtenidos se encuentran acorde a lo esperado y permiten inferir tres grandes conclusiones. Primero, a partir de la sección empírica se identifica que los tres países latinoamericanos poseen TOT con una persistencia notoriamente mayor a la que se encuentra en los tres países desarrollados de la muestra utilizada. A su vez, esto tiene relación con una mayor exposición de este primer grupo frente a shocks de TOT. Esta observación es consistente con los resultados de Kohn et al. (2018) y Shousha (2016). En segundo lugar, se concluye que al incorporar la posibilidad de que los shocks en TOT sean altamente persistentes, el modelo teórico logra capturar que un 67% de las fluctuaciones del ciclo económico son explicadas por este tipo de shocks en una economía altamente dependiente de sus materias primas como Chile. Esto se debe a que, al permitirle al modelo incorporar la posibilidad de existencia de super ciclos mediante shocks con memoria larga, se está capturando una mayor influencia de TOT en la actividad económica, principalmente mediante el canal de inversión exportadora e importadora. De acuerdo al modelo utilizado, un aumento en el precio de exportaciones tendría un efecto simétrico a una disminución en el precio de importaciones, y viceversa. Los agentes observan que TOT altos, por un largo periodo de tiempo, les permite que invertir más hoy les haga aprovechar este mayor capital mañana. En este sentido, un shock de TOT positivo con alta persistencia actúa de forma similar a un shock de productividad positivo altamente persistente en un modelo de un sector. En tercer lugar, cuando se incorpora este proceso generador de datos se cuenta con una balanza comercial contracíclica a los TOT, es decir, que responderá negativamente ante shocks positivos altamente persistentes de TOT. Estos resultados coinciden con los de Fornero & Kirchner (2018), incluso aunque se utilice un modelo diferente para capturar alta persistencia en shocks de precios. Los resultados anteriores resultan razonables si se piensa en este tipo de shocks como un aumento en el ingreso permanente para países exportadores de commodities. Así, los agentes observan que si ocurre un shock positivo de TOT, este tendrá una larga duración antes de disiparse, por lo que aumenta la inversión en el sector exportador, además del aumento en el consumo debido al incremento en el ingreso permanente, lo que explica el deterioro en la balanza comercial. Finalmente, también se encuentra una correlación negativa entre los TOT y el Tipo de Cambio Real. Los resultados son robustos a distintos priors para el parámetro de interés en el proceso de TOT. Adicionalmente, cuando se estiman estos resultados con un AR(1) se recuperan resultados similares a los de SGU (2018), es decir, menos de un 10% de las fluctuaciones del producto se explican por este tipo de shocks. Tampoco se obtiene una relación negativa entre la balanza comercial y los TOT.

Estos hallazgos ofrecen una alternativa razonable a las nuevas respuestas que ha buscado la literatura a los resultados

de SGU (2018), por ejemplo, mediante el análisis de shocks de precios de commodities desagregados, shocks de TOT con componentes de noticias, o shocks de precios de commodities en países intensivos en manufactura versus bienes primarios (ver Fernández, 2017; Zeev et al., 2017; Kohn et al., 2018). Además, los resultados permiten conciliar hallazgos empíricos/teóricos recientes con literatura anterior que apuntaba en una dirección contraria, incorporando un hecho estilizado particularmente importante para países altamente dependientes de sus materias primas. Como limitación de los resultados es que no se está considerando nueva evidencia que plantea que en realidad, uno de los motivos por los que la nueva literatura podría estar subestimando el efecto que tienen los shocks de TOT sobre las fluctuaciones del ciclo, es que un shock de precios de exportaciones no actúa de forma simétrica a un shock en precios de importaciones, por lo que se hace necesario analizar estos efectos por separado (Di Pace et al., 2020). Aún así, el objetivo de esta investigación es explorar el mecanismo de la persistencia, por lo que esta observación se puede incorporar en futuras investigaciones.

El resto de este documento se estructura de la siguiente forma. En la sección II, se realiza una revisión de la literatura relevante relacionada a la pregunta de esta investigación. En la sección III, se muestran los datos, estadística descriptiva para Bolivia, Brasil, y Chile, y se intentan identificar algunos hechos estilizados que permiten motivar la hipótesis de esta investigación. En la sección IV, se plantea la metodología y estrategia de identificación. En la sección V, se presentan los resultados empíricos. En la sección VI, se establece el modelo teórico junto a la estrategia de estimación. En la sección VII, se exponen y discuten los resultados teóricos. Finalmente, en la sección VIII, se obtienen algunas conclusiones y orientaciones para futura investigación.

II. Revisión de Literatura

La presente investigación se enmarca en el grupo de literatura que busca identificar y comprender los principales conductores del ciclo en economías en desarrollo o emergentes (EMEs de ahora en adelante), que tienen una importancia fundamental en el avance de la aplicación de políticas que permitan suavizar la volatilidad del producto en estos países. Se busca aportar a la literatura mediante la incorporación de una observación que tiene sentido para economías exportadoras de commodities y que, hasta el conocimiento del autor, no había sido incorporada en este tipo de modelos, es decir, con la posibilidad de que los TOT experimenten shocks con memoria larga. A modo de contexto, desde el trabajo de Mendoza (1991) se han desarrollado varios avances en esta literatura. Por ejemplo, SGU (2003) se hacen cargo del problema de no estacionariedad que surge en estos modelos proponiendo varias aproximaciones alternativas, como la inclusión de un factor endógeno de descuento o una prima de interés elástica a la deuda. Por su parte, Aguiar y Gopinath (2007) estudian la importancia que tienen los shocks a la tendencia (y no solo shocks de productividad estacionarios) como un conductor del ciclo en EMEs. Su inclusión permitiría replicar hechos estilizados en estas economías, como un exceso de volatilidad del consumo respecto al producto, y una balanza comercial contracíclica. Sin embargo, la importancia de estos shocks es cuestionada por García-Cicco et al. (2010), quienes encuentran que cuando se analiza un periodo más largo, los shocks de productividad estacionarios tienen un rol mucho más importante para predecir fluctuaciones del producto. Otros shocks que se han estudiado como importantes para estos países son los shocks a la tasa de interés (ver Neumeyer & Perri, 2005) o el rol de las fricciones financieras en la amplificación del ciclo (Bianchi, 2011; SGU, 2016).

El estudio de la importancia de los shocks de TOT no es nuevo. Desde los trabajos de Prebisch (1949) y Singer (1975) se ha discutido sobre el rol que tendría un supuesto deterioro secular en esta variable, lo que pondría a países latinoamericanos en una posición vulnerable frente a países industrializados, dada su alta dependencia de materias primas. La intuición es simple, y es que si un país posee una matriz exportadora intensiva en materias primas, un deterioro de sus precios respecto de bienes más sofisticados también irá deteriorando sus ingresos en el tiempo. Si bien, la historia y la evidencia han mostrado que, por el contrario, en lugar de experimentar un deterioro secular en sus TOT los países de Latinoamérica han pasado por largos periodos donde sus precios de exportaciones han estado en un alto nivel (a lo que se conoce como superciclo de commodities), también existen “malos tiempos” que potencialmente pueden influir negativamente en su ciclo. Por esto, se hace necesario entender cómo y en qué medida los shocks de TOT y precios de commodities afectan a las fluctuaciones del ciclo, tanto del PIB como de otras variables de interés macroeconómico.

Algunas discusiones predecesoras importantes al debate actual en TOT tienen que ver, de acuerdo a Uribe y Schmitt-Grohé (2017) (a partir de ahora USG), con la conclusión de Harberger (1950) y Laursen & Metzler (1950), quienes planteaban que un aumento en los TOT debería estar directamente asociado con una mejora en la balanza comercial, visión que se mantuvo relativamente inalterada hasta que Obstfeld (1982) y Svensson & Razin (1983) concluyen que en

realidad este efecto dependería de la persistencia percibida en los TOT, donde un deterioro permanente en estos podría implicar una balanza comercial superavitaria. Luego, Mendoza (1995) realiza un análisis pionero y más sofisticado del efecto que tienen los TOT sobre el ciclo económico, desarrollando un modelo dinámico estocástico de tres sectores: importables, exportables, y no transables, donde se cuenta con un mecanismo de transmisión que incorpora movilidad internacional de capital, costo de bienes importados, y poder adquisitivo de las exportaciones. Así, en sus resultados encuentra que shocks en TOT explican cerca de la mitad de las variaciones en el PIB. Posteriormente, Kose (2002) construye un modelo estocástico dinámico multisectorial (con bienes transables y no transables) para una economía pequeña y abierta. Se busca calcular la importancia de shocks de precios mundiales (precios de capital, intermedios, bienes primarios, y tasa de interés) en el ciclo económico, extendiendo el modelo de Mendoza (1995). Este incluye bienes de capital importados, insumos intermedios importados, bienes no transables, y capital ofertado inelásticamente (tierra). La inclusión del factor tierra y bienes importados permite limitar el efecto sustitución entre factores y reducir la volatilidad del producto. Así, se encuentra que los shocks de precios mundiales juegan un rol aún mayor que en Mendoza (1995). Esto se debería a que estos shocks afectan tanto al sector primario como al de no transables finales, ya que ambos usan factores de producción importados en el modelo, al igual que una fracción importante de bienes de capital e insumos intermedios. Además, los shocks de precios relativos serían más volátiles que los shocks de TOT y de productividad.

Más recientemente, SGU (2018) estiman un SVAR de primer orden, que utiliza las variables: TOT, Ratio Balanza Comercial/Producto, PIB, Consumo, Inversión, y Tipo de Cambio Real, con el que muestran que en realidad estos shocks de TOT explicarían solo cerca de un 10% de las fluctuaciones del producto. Resultado que motiva la pregunta de la presente investigación. Esta conclusión se obtiene mediante descomposición de varianzas para una muestra de 38 economías pobres y emergentes (el 10% es la mediana para los 38 países). En el modelo se impone que todos los parámetros de la primera fila de la matriz de coeficientes del SVAR sean cero, excepto el primero, y se usa una estrategia de identificación de Cholesky. Con esto se está imponiendo que los TOT sigan un AR(1) dentro del VAR, que se debe al supuesto de que economías pequeñas no afectan a precios internacionales. Además, se busca confirmar estos hallazgos empíricos con un modelo teórico que busca replicar los primeros periodos de las funciones de impulso respuesta empíricas (IRF por sus siglas en inglés), para lo que se desarrolla un modelo de tres sectores (importables, exportables, y no transables). Este modelo teórico logra acercarse bastante a su evidencia empírica, lo que tiene sentido, ya que se calibra con ese objetivo, aunque es sensible a si el producto se mide en unidades del bien final o utilizando un deflactor de Paasche.

Como respuesta a estos resultados se han desarrollado varias investigaciones. Por ejemplo, Fernández et al. (2017) plantean que la baja fracción de la volatilidad del ciclo económico explicada por shocks a los TOT que encuentran SGU (2018) se debe a considerar un solo precio mundial. En cambio, si se utilizan múltiples precios de commodities los shocks mundiales explicarían, en promedio, un 33% de las fluctuaciones en la actividad para economías individuales, cifra que se duplica cuando se estiman los resultados para el periodo posterior al año 2000. Esto implica que utilizar un único precio relativo subestimaría el efecto de los shocks de precios sobre el ciclo económico, incluso en aquellos países donde sus exportaciones están altamente concentradas en un solo bien como ocurre en Chile. Por su parte, Fernández et al. (2018) encuentran que shocks de precios de commodities explican más de un 40% de las fluctuaciones agregadas para Brasil, Chile, Colombia y Perú en el periodo 2000-2014. En la misma línea, Fernández et al. (2020) muestran que el conjunto de shocks mundiales, tanto permanentes como estacionarios, que afectan al precio de commodities (causando superciclos) y a la tasa de interés mundial, explican más de la mitad de la varianza del crecimiento del producto en el promedio de países entre 1960 y 2018.

Otro enfoque reciente de la literatura viene de Zeev et al. (2017), quienes plantean que el resultado de SGU (2018) solo es válido cuando se ignora el componente de noticias en los shocks a los TOT. Su punto de partida es que muchos de los movimientos en los TOT son anticipados, como el aumento de los TOT en los 2000 que se debió en gran parte al aumento en el precio de los commodities guiado por el rápido crecimiento en China e India (Kilian & Hicks, 2013). Si los agentes son capaces de reconocer este componente pueden predecir ciertas fluctuaciones y modificar sus acciones en respuesta a estas. Mediante un modelo aumentado con shocks de noticias muestran que los shocks a los TOT explicarían, en promedio, un 49% de las fluctuaciones cíclicas. Una respuesta distinta viene a partir de Kohn et al. (2018), quienes plantean que las diferencias en estructura productiva/exportadora entre economías emergentes y desarrolladas serían fundamentales para explicar cómo la volatilidad de su ciclo económico se ve afectada de distinta forma frente a shocks en los TOT. Desarrollando un modelo multisectorial en una economía pequeña y abierta encuentran que los shocks a los TOT en economías en desarrollo (con superávits comercial en commodities, y déficits en manufacturas)

explican un 26,1 % de la varianza de su PIB real, mientras que en economías desarrolladas (con estos dos sectores más balanceados) solo sería un 10,7 %.

Otros trabajos que han incursionado en los shocks de precios son los de Shousha (2016) y Dreschel & Tenreyro (2018). El primero estima un Panel VAR para dos grupos de países dependientes de sus exportaciones de commodities (uno de avanzados y otro de emergentes). Los shocks de precios de commodities serían mucho más importantes en este segundo grupo. Además, desarrolla un modelo multisectorial donde se incluye al sector bancario para estudiar el mecanismo mediante el cual fricciones financieras (restricciones al apalancamiento) pueden amplificar el efecto de estos shocks. Encuentra que innovaciones en los precios de exportación de commodities en EMEs explicarían un 23 % de los movimientos en el producto, mientras que en economías avanzadas solo sería el 7 %. Anteriormente Céspedes y Velasco (2012) habían estudiado este problema con un modelo de economía abierta, rigideces financieras, y nominales. Encuentran que productores de commodities se ven muy expuestos a episodios de boom/bust de sus precios, pero puede ser amortiguado por un mercado financiero más desarrollado (el producto responde a precios con forma de joroba según el grado de desarrollo financiero) y tipo de cambio más flexible (en línea con Broda (2004) y Edwards & Yeyati (2003)). Dreschel & Tenreyro (2018), por su parte, en un ambiente similar a García-Cicco et al. (2010), añaden un segundo sector para capturar el rol de commodities, encontrando que cerca del 38 % de las variaciones del producto en Argentina se deben a estos shocks para el periodo post-1950. Por último, Fornero & Kirchner (2018) desarrollan un modelo de economía pequeña y abierta neokeynesiano con tres sectores: bien doméstico transable, combustible (bien intermedio), y commodity. Incluye gobierno y dinero. El modelo cuenta con información imperfecta y aprendizaje mediante técnicas de filtro sobre la persistencia del shock de precios de commodities usando errores de predicción pasados. Se encuentra que los agentes van aprendiendo sobre la mayor persistencia de estos shocks, provocando que la inversión crezca guiada por el sector de commodities, disminuyendo el ahorro doméstico, y deteriorando la balanza comercial frente a shocks positivos en precios de commodities.

La literatura revisada anteriormente muestra que el debate sobre cómo afectan los TOT a las fluctuaciones del ciclo económico no es una discusión cerrada y, por lo tanto, es necesario seguir indagando en nuevas formas de responder a esta pregunta. Para avanzar en esta dirección a continuación se presentan algunos hechos estilizados identificados a partir de datos disponibles.

III. Datos y Hechos Estilizados

En esta sección se busca resumir el comportamiento a grandes rasgos de las principales variables de interés de esta investigación. Estas son los TOT y la desviación porcentual del PIB Per Cápita de su tendencia para economías latinoamericanas altamente dependientes de sus commodities. Se trabaja con una muestra seleccionada de tres países: Bolivia, Brasil, y Chile. Esta elección se basa principalmente en la disponibilidad de series relativamente largas que se obtuvieron del Banco Mundial, y que se ajusten bien al objeto de interés de este estudio debido a su alta dependencia de materias primas. Para motivar la hipótesis de esta investigación, y entregar algo de evidencia respecto a la importancia de la persistencia que pueden presentar los shocks a TOT, en la siguiente sección se incluirá una comparación de resultados con los de Australia, Noruega, y Nueva Zelanda, tres países altamente dependientes de sus materias primas pero que cuentan con la característica de ser desarrollados. Por último, con el fin de tener evidencia con series de frecuencia más alta (datos trimestrales) también se incluyen algunos resultados a partir de datos del Banco Central de Chile. Estos datos son Índice TOT (2013=100), Índice de Tipo de Cambio Real (1986=100), Formación Bruta de Capital Fijo, Consumo Total, Exportaciones Netas, y PIB. Todas las series son en frecuencia trimestral, y para aquellas que correspondía desestacionalizadas y empalmadas.

Para los resultados empíricos principales los datos con los que se trabaja son los siguientes: Índice de TOT (2000 = 100), Balanza Comercial -medida como exportaciones menos importaciones dividido por el componente tendencial del PIB, con su tendencia cuadrática extraída-, PIB Real Per Cápita, Consumo Real Per Cápita, Inversión Real Per Cápita (medida como formación de capital bruta), e Índice de Tipo de Cambio Real Efectivo (2010 = 100). Todas las variables están medidas como desviación porcentual de su tendencia cuadrática, excepto por los TOT y el Tipo de Cambio Real Efectivo que solo se transforman en logaritmo natural ya que no tiene sentido económico que estos datos presenten tendencia a largo plazo (en caso contrario, por ejemplo, se cumpliría la hipótesis Prebisch-Singer que ha mostrado no ser cierta). Esta es una diferencia adicional con los resultados de SGU (2018). Las variables reales están medidas en dólares constantes del año 2010.

Para tener una idea general acerca del comportamiento de estos datos, el cuadro 1 muestra la estadística descriptiva de estas variables de interés para cada país en el periodo 1995-2019. Este periodo comienza algunos años antes del inicio del superciclo de materias primas experimentado en Chile.

Cuadro 1: Estadística Descriptiva para el periodo 1995-2019

Estadística	Bolivia	Brasil	Chile
Promedio PIB PC	1.916	10.124	11.886
Desv. Est. log (natural) PIB PC	0,18	0,12	0,21
Desv. Est. desviación % PIB PC	0,02	0,05	0,03
Promedio TOT	120,30	110,36	160,07
Desviación Estándar log (natural) TOT	0,22	0,09	0,32
Autocorrelación log (natural) TOT	0,88	0,81	0,94
Correlación log (natural) TOT y desviación % PIB PC	0,19	0,75	0,30

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Mundial.

Una primera observación es que en Chile se observa la mayor volatilidad en los TOT, lo que tiene sentido si se considera que este país tiene una dependencia particularmente alta del cobre, el que se ve expuesto a la fluctuación en sus precios internacionales. Por otra parte, los TOT presentan una alta autocorrelación en todos los países, entre 0,81 y 0,94 en los tres países de la muestra. Por último, se observa que la correlación entre los TOT y la desviación tendencial del PIB PC es relativamente modesta pero sin ser necesariamente baja para Bolivia y Chile, siendo bastante más alta en Brasil.

Dos aspectos relevantes que se deben notar es que en los tres países la desviación estándar de los TOT es bastante más alta que la desviación estándar del PIB PC, y los TOT presentan una alta autocorrelación, sobre todo para Chile. Para tener una idea más visual y detallada de estos dos aspectos, en la figura 1 se presenta la serie de TOT junto a la desviación porcentual de la tendencia cuadrática del PIB PC de Chile con datos trimestrales. Mientras que en la figura 2 se muestra la función de autocorrelación de la serie de TOT trimestral de Chile. Un simple análisis visual permite observar que pareciera que los TOT reaccionan antes que los movimientos en el PIB PC, siendo bastante notorio en el periodo de la crisis de 2008. Mientras que en la figura 2 se observa que la serie de TOT presenta autocorrelación incluso con más de 20 trimestres de desfase, lo que permite motivar con mayor fuerza la utilización de un proceso de memoria larga como el que se propone en esta investigación.

De esta forma, la Figura 1 pareciera sugerir que los TOT son un indicador líder o predictor de como se comportará el producto. Por ejemplo, se puede ver que cerca del 2004 mientras los términos de intercambio subían lo mismo ocurrió con el producto, mientras que en el 2008 antes de caer fuertemente el producto esto ya estaba de cierta forma anticipado por una fuerte caída en los TOT. Esta relación se vuelve menos clara en los últimos cinco años de datos disponibles. Lo anterior sugiere que para un país como Chile el movimiento de los TOT deberían estar muy relacionados a lo que ocurre con el ciclo económico.

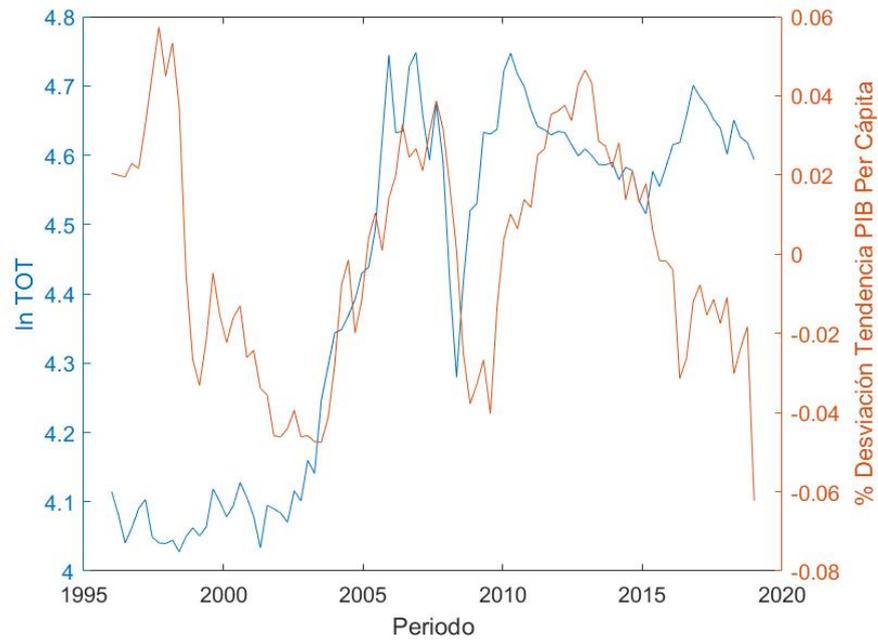
Todo esto da pie para explicar la metodología y estrategia de identificación en la siguiente sección.

IV. Metodología y Estrategia de Identificación

Respecto a la metodología de esta investigación, por una parte se estimará un modelo empírico siguiendo a SGU (2018). Este se basa en la estimación de un SVAR de primer orden, con estrategia de identificación de Cholesky. Además, se impone en el modelo que los TOT sigan un AR(1). Esto se puede ver de la siguiente forma:

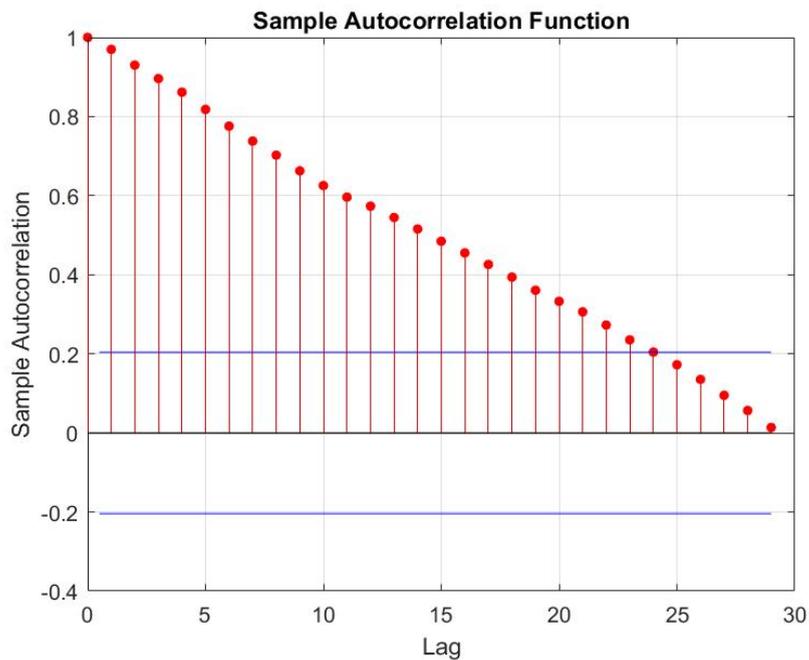
$y_t = Hy_{t-1} + Bu_t$, donde $y_t = (tot_t, tb_t, ypc_t, c_t, i_t, rer_t)'$, estas variables representan a los TOT, balanza comercial, PIB PC, consumo per cápita, inversión per cápita, y tipo de cambio real efectivo, cada variable en la especificación según se describió en la sección anterior. H es una matriz de coeficientes que captura los efectos del primer rezago de las variables sobre las variables en el periodo contemporáneo, mientras que B captura los efectos de los shocks estructurales, u_t . Siguiendo a SGU (2018) se utiliza como supuesto de identificación que la matriz B sigue una forma triangular inferior (Cholesky). También se asume que todos los componentes de la primera fila, excepto el primero, de

Figura 1: Series de logaritmo Natural TOT y desviación tendencial PIB PC Chile con Datos Trimestrales 1996-2019



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Banco Central de Chile.

Figura 2: Función de Autocorrelación para TOT Chile con Datos Trimestrales 1996-2019



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Banco Central de Chile.

la matriz H son cero. Esto significa que los TOT simplemente siguen un proceso AR(1). Este resultado es razonable

para una economía pequeña y abierta como la chilena, ya que significa que variables locales no afectan a los precios internacionales. Con estos resultados se realiza una descomposición de varianzas que permite tener una estimación de cuanto aportan los shocks a los TOT a la variabilidad del producto per cápita.

$$\begin{pmatrix} \text{tot}_t \\ \text{tb}_t \\ y_t \\ c_t \\ i_t \\ \text{rer}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} & \phi_{25} & \phi_{26} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} & \phi_{36} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} & \phi_{46} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} & \phi_{54} & \phi_{55} & \phi_{56} \\ \phi_{61} & \phi_{62} & \phi_{63} & \phi_{64} & \phi_{65} & \phi_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{tot}_{t-1} \\ \text{tb}_{t-1} \\ y_{t-1} \\ c_{t-1} \\ i_{t-1} \\ \text{rer}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & 0 & 0 \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} & 0 \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & \beta_{65} & \beta_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \\ \epsilon_{5t} \\ \epsilon_{6t} \end{pmatrix}$$

La segunda parte de esta investigación es teórica. Para esto se desarrollará el mismo modelo de SGU (2018) pero con un cambio en el proceso que siguen los TOT. Otra diferencia con su modelo es que la estimación de los parámetros se realiza mediante métodos bayesianos, mientras otros parámetros se escogen a partir de datos y literatura para Chile. Adicionalmente se incorpora en el Anexo una estimación permitiendo que el PIB de Chile si afecte a los términos de intercambio (ver Figura 4 y Cuadro 20).

V. Resultados Estimación Empírica

A continuación, en el cuadro 2, se presentan los resultados de la estimación del proceso AR(1) de los TOT para Chile utilizando datos trimestrales. Notar que el proceso estimado tiene la forma $\log TOT_t = h_{11} \log TOT_{t-1} + b_{11} u_t$. Bastante acorde a la estadística descriptiva de la sección anterior se observa que este coeficiente es muy alto. En el cuadro 3 se presenta el ejercicio de descomposición de varianza (con horizonte de un periodo adelante), donde se obtiene que para Chile (utilizando datos trimestrales) los shocks a los TOT explicarían un 65 % de los movimientos en el PIB PC en el periodo 1996-2019, y un 35 % en el periodo 2000-2019. El resto de las variables se verían afectadas en al menos un 50 % por estos shocks en el primer periodo, y en al menos un 30 % para el segundo.

Cuadro 2: Estimación Empírica para Proceso ln TOT AR(1) Chile con Datos Trimestrales

	Coef. AR(1) TOT (\hat{h}_{11})	Desv. Est. Error TOT (\hat{b}_{11})	R ²
Chile (1996-2019)	0,9748	0,0507	0,9601
Chile (2000-2019)	0,9533	0,0534	0,9394

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

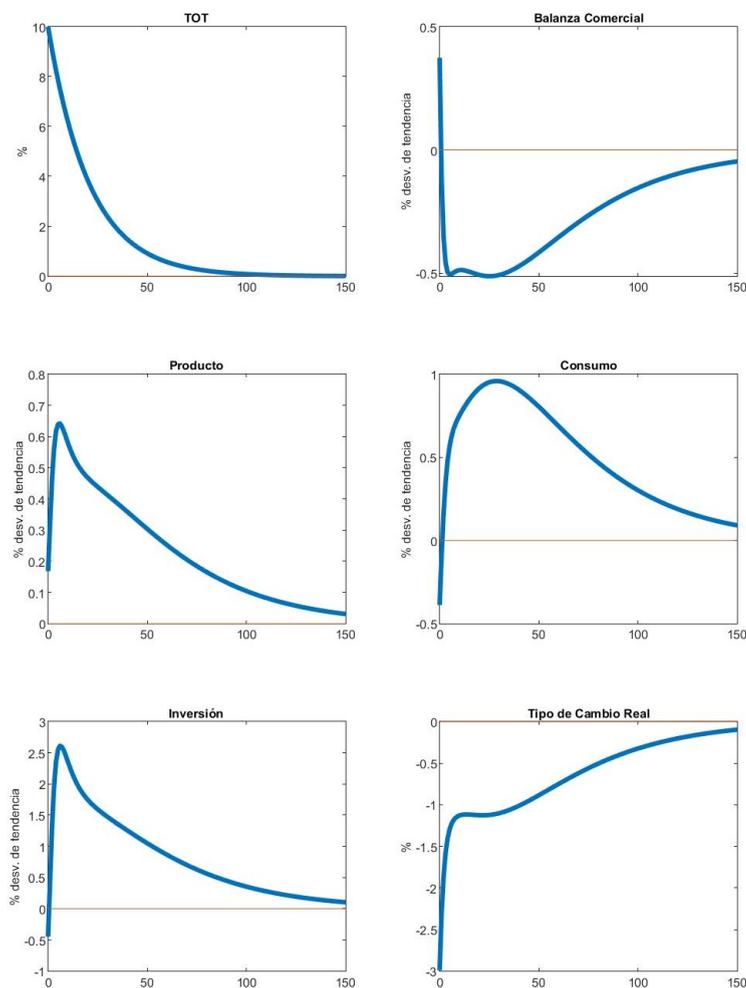
Cuadro 3: Porcentaje Varianza Explicada por Shocks a ln TOT Chile con Datos Trimestrales

	tot	tb	y	c	i	rer
Chile (1996-2019)	100	60	65	69	56	74
Chile (2000-2019)	100	32	35	31	42	35

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Las funciones de impulso respuesta (IRF por sus siglas en inglés) que surgen a partir de las estimaciones anteriores con datos trimestrales para el periodo 2000-2019 se presentan en la figura 3. De esta se observa que los shocks son muy persistentes, de hecho incluso luego de 50 trimestres seguiría persistiendo parte del efecto del shock inicial, lo que también se traspa al resto de las variables. Las IRF permiten observar que la correlación sugerida entre TOT con el producto, inversión, y consumo será positiva. Mientras que la correlación entre la balanza comercial y los TOT será negativa. El tipo de cambio real también muestra una correlación negativa con los TOT. El consumo también responde más fuerte que el producto frente a este shock de TOT. En la sección del modelo y resultados teóricos se verá que estas relaciones logran ser explicadas satisfactoriamente por el modelo, incluso sin forzar la calibración buscando replicar las IRF empíricas, sino que mediante estimación bayesiana.

Figura 3: IRF para Chile con Datos Trimestrales (periodo 2000-2019)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Banco Central de Chile.

En el cuadro 20 del anexo y en la figura 4 se presentan estimaciones similares, pero permitiendo que el producto afecte a los TOT, es decir, levantando el supuesto de que la tercera columna en la primera fila de la matriz de coeficientes del VAR sea cero. Esto se realiza para probar que ocurriría si se dejara de cumplir la ley de un solo precio y la economía chilena tuviese la capacidad de afectar a sus TOT. Si se realiza esto, entonces entre el periodo del año 2000 al 2019 solo un 14% de las fluctuaciones del producto se explican por shocks a TOT. Este resultado podría ser una observación relevante para futuras investigaciones, sin embargo, para fines de esta investigación se considerará que el supuesto estándar de ley de un solo precio se cumple.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones AR(1) para el logaritmo natural de los TOT para los tres países latinoamericanos seleccionados con datos anuales, junto a los tres países desarrollados en el periodo 1995-2019. Se observa que en los tres países latinoamericanos la persistencia de los TOT es comparativamente más alta que la de países desarrollados, siendo esto bastante más notorio para Chile. Los resultados de descomposición de varianza para cada país y cada variable se presentan en el cuadro 5. Para los tres países latinoamericanos los resultados de descomposición de varianza muestran que el porcentaje de los movimientos en PIB PC explicado por shocks a los TOT es bastante alto y cercano al 60%, mientras que en los desarrollados es de entre 8 y 20 por ciento. Lo que da un primer acercamiento a responder la pregunta de esta investigación, es decir, para aquellos países no desarrollados altamente dependientes de sus exportaciones de materias primas los TOT serían en realidad muy importantes, mientras que en países desarrollados altamente dependientes de sus materias primas estos shocks tendrían menos poder explicativo.

Resultado consistente con Kohn et al. (2018). Esto puede tener varias posibles explicaciones que escapan al objetivo de esta investigación, por ejemplo, mayor diversificación, un sector de servicios más sofisticado, mejores reglas fiscales, entre otros. Lo relevante acá es que los resultados empíricos parecen sugerir una evidencia fuerte a favor de que países con mayor persistencia en sus TOT son más vulnerables frente a este tipo de shocks.

En el cuadro 21 del anexo se presentan resultados de estimaciones empíricas AR(1) para un periodo más largo (entre 1983 y 2019) con datos anuales extrayendo su tendencia cuadrática en todas las variables (excepto el ratio de balanza comercial a producto que se construye como se explicó anteriormente). Esto se realiza para tener una comparación más directa con los resultados de USG (2018) quienes realizan esta técnica, sin embargo, para fines de esta investigación se trabajará con el logaritmo natural de los TOT debido a la falta de evidencia de la existencia de un deterioro secular en los TOT (o un aumento permanente de este a lo largo del tiempo). El cuadro 22 presenta resultados de descomposición de varianza para el mismo periodo sin quitar la tendencia a los TOT. Incluso con estas modificaciones, estos resultados del anexo muestran resultados similares a los que se presentaron anteriormente. Lo anterior no cambia, salvo diferencias en magnitud, si se estima para un periodo más corto de tiempo entre los años 2000 y 2019 que considera el periodo de inicio de super ciclo de commodities. Estos resultados se muestran en el cuadro 23 del anexo.

Cuadro 4: Estimaciones Empíricas para Proceso ln TOT AR(1) por País con Datos Anuales (1995-2019)

		Coef. AR(1) TOT (\hat{h}_{11})	Desv. Est. Error TOT (\hat{b}_{11})	R ²
Desarrollados	Australia	0,5230	0,0269	0,2599
	Noruega	0,6146	0,0315	0,3870
	Nueva Zelanda	0,6283	0,0177	0,3921
No Desarrollados	Bolivia	0,8565	0,0991	0,7800
	Brasil	0,8094	0,0530	0,6495
	Chile	0,9600	0,1098	0,8826

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Cuadro 5: Porcentaje de la Varianza Explicada por Shocks a los ln TOT (1995-2019)

		tot	tb	y	c	i	rer
Desarrollados	Australia	100	2	10	7	6	3
	Noruega	100	23	8	17	16	8
	Nueva Zelanda	100	23	20	22	22	79
No Desarrollados	Bolivia	100	60	65	69	56	74
	Brasil	100	58	63	61	64	46
	Chile	100	66	63	65	66	58

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Un último punto de esta sección son los resultados de las estimaciones de las series de TOT con un modelo ARFIMA, atendiendo a la hipótesis de que los shocks para países latinoamericanos altamente dependientes de sus materias primas serían altamente persistentes (pero estacionarios y/o con reversión a la media). Estos modelos surgen a partir de Granger (1980), Granger & Joyeux (1980), y Hosking (1981). Siguiendo a Bhardwaj & Swanson (2006) un ARFIMA se define, de forma clásica, como:

$\Phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\epsilon_t$, donde d es el parámetro de diferencia fraccionaria, ϵ_t es un ruido blanco, y el proceso es estacionario cuando $d \in (-0,5, 0,5)$, y presenta reversión a la media cuando $-0,5 < d < 1$. De acuerdo a Bhardwaj & Swanson (2006), debido a que muchas series exhiben una lenta caída en sus autocorrelaciones existe una ventaja al trabajar con modelo ARFIMA con patrones de caída hiperbólica en sus autocorrelaciones frente a procesos como el ARMA que exhiben caída exponencial o geométrica. Una forma funcional que permite trabajar con este tipo de modelo es la siguiente:

$$(1 - L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j \binom{d}{j} = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} b_j(d) \text{ para cualquier } d > -1$$

Bhardwaj & Swanson (2006) resumen distintas técnicas con las que se pueden estimar los parámetros de interés, por ejemplo, con métodos de máxima verosimilitud (ver Sowell, 1992) o métodos semiparamétricos (ver Geweke & Porter-Hudak, 1983; Robinson, 1995).

Los resultados con estimación mediante ARFIMA se presentan en el cuadro 6. En este se puede notar que los resultados señalan que para los tres países de Latinoamérica los TOT presentan evidencia de memoria larga y estacionariedad. De hecho serían muy persistentes ya que el coeficiente se encuentra cerca del límite 0,5 para que esta conclusión sea válida. Los resultados son robustos para el caso de Chile cuando se estima con datos trimestrales entre 1996 y 2019. Como punto de comparación se observa que para Australia y Nueva Zelanda esto no sería cierto, de hecho el coeficiente d no sería significativo para estos países, solo Noruega presenta cierta evidencia de memoria larga, aunque sus TOT siguen siendo bastante menos persistentes que los de Bolivia, Brasil, y Chile.

Cuadro 6: Estimación Modelo ARFIMA con componente por País 1983-2019

	Bolivia	Brasil	Chile	Chile (Trimestral 1996-2019)	Australia	Noruega	Nueva Zelanda
constante	4,529	4,802	5,094	4,325	4,517	4,465	4,613
valor-p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
d	0,487	0,483	0,488	0,495	0,006	0,394	0,149
valor-p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,979	0,000	0,450

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Banco Mundial y Banco Central de Chile.

VI. Modelo Teórico

En esta sección se explica el modelo teórico siguiendo de cerca los trabajos de SGU (2018) y USG (2017), quienes a su vez siguen de cerca a Mendoza (1995). El modelo consiste de tres sectores: exportables, importables, y no transables, cada sector con un productor representativo, estas firmas son propiedad de los hogares. Existe un productor representativo de bienes transables, que utiliza absorción de bienes importables y exportables. Y finalmente existe un productor representativo del bien final, que utiliza absorción de bienes transables y no transables. Este bien final es demandado por un hogar representativo para consumo o inversión. El modelo teórico es como sigue:

VI.1. Hogares

En primer lugar, se considera un hogar representativo que vive infinitamente, que maximiza la utilidad a lo largo de su vida sujeto a su restricción presupuestaria secuencial, es decir, resuelve el siguiente problema de maximización:

$$\max_{\{c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n) \quad [1]$$

$$\text{s/a} \\ c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) + p_t^r d_t = \frac{p_t^r d_{t+1}}{1+r_t} + w_t^m h_t^m + w_t^x h_t^x + w_t^n h_t^n + u_t^m k_t^m + u_t^x k_t^x + u_t^n k_t^n \quad [2]$$

$$k_{t+1}^j = (1 - \delta)k_t^j + i_t^j, \quad j=x,m,n \text{ Ecuaciones [3], [4], y [5] respectivamente.}$$

donde c_t es el consumo, h_t^j es el trabajo, i_t^j es la inversión, k_t^j es el capital, w_t^j es el salario, u_t^j es la tasa de renta del capital, Φ_j son funciones de costos de ajuste del capital no negativas y convexas (además satisfacen $\Phi_j(0) = \Phi_j'(0) = 0$). Todo lo anterior en el sector j , donde $j = m, x, n$, estos índices representan al sector de importables, exportables, y no transables respectivamente. p_t^r es el precio relativo entre el compuesto de bienes transables en términos del bien final. d_t es el stock de deuda expresada en términos del compuesto de bienes transables, y r_t es la tasa de interés. Todo lo demás está expresado en unidades del bien final siguiendo a SGU (2018). Siguiendo este trabajo se utilizará la siguiente forma funcional, con oferta de trabajo inelástica a la riqueza:

$U(c, h^m, h^x, h^n) = \frac{[c - G(h^m, h^x, h^n)]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$, donde $G(h^m, h^x, h^n) = \frac{(h^m)^{\omega_m}}{\omega_m} + \frac{(h^x)^{\omega_x}}{\omega_x} + \frac{(h^n)^{\omega_n}}{\omega_n}$, donde $\sigma, \omega_m, \omega_x, \omega_n > 0$, mientras que para los costos de ajuste se utilizará la forma funcional cuadrática: $\Phi_j(x) = \frac{\phi_j}{2}x^2$, con $\phi_j > 0$.

Las condiciones de primer orden (CPO) son las siguientes:

$$\lambda_t = U_{c_t} \quad [6]$$

$$\lambda_t w_t^m = -U_{h_t^m} \quad [7]$$

$$\lambda_t w_t^x = -U_{h_t^x} \quad [8]$$

$$\lambda_t w_t^n = -U_{h_t^n} \quad [9]$$

$$\lambda_t p_t^r = \beta(1 + r_t) E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^r \quad [10]$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \Phi'_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)] \quad [11]$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_x(k_{t+1}^x - k_t^x)] = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^x + 1 - \delta + \Phi'_x(k_{t+2}^x - k_{t+1}^x)] \quad [12]$$

$$\lambda_t [1 + \Phi'_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \Phi'_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)] \quad [13]$$

VI.2. Producción del Bien Final

Por el lado de las firmas que producen el bien final el problema de maximización es el siguiente:

$$\max_{a_t^r, a_t^n} B(a_t^r, a_t^n) - p_t^r a_t^r - p_t^n a_t^n \quad [14],$$

donde a_t^r es la absorción doméstica del compuesto de bienes transables, y a_t^n es la absorción doméstica de bienes no transables. $B(\cdot)$ es una función de agregación creciente, cóncava, y homogénea de grado 1. p_t^n es el precio relativo de no transables en términos del bien final (Schmitt-Grohé & Uribe, 2018). Estos bienes finales son demandados por los hogares para asignarse entre consumo e inversión. Las CPO son:

$$B_{a_t^r} = p_t^r \quad [15]$$

$$B_{a_t^n} = p_t^n \quad [16]$$

La forma funcional que se utilizará para $B(\cdot)$ es una CES:

$$B(a_t^r, a_t^n) = [\chi_\tau (a_t^r)^{1-\frac{1}{\mu_{\tau n}}} + (1 - \chi_\tau) (a_t^n)^{1-\frac{1}{\mu_{\tau n}}}]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_{\tau n}}}}, \text{ donde } \chi_\tau \in (0, 1) \text{ y } \mu_{\tau n} > 0,$$

donde el compuesto de bienes transables se produce con importables y exportables (se usa la absorción de ambos tipos de bienes).

VI.3. Producción del Bien Transable

El compuesto de bienes transables, $a_t^r = A(a_t^m, a_t^x)$, con $A(\cdot)$ es creciente, convexa, y linealmente homogénea, se produce con absorción de bienes importables y exportables (Schmitt-Grohé & Uribe, 2018). En este caso el problema que resuelve la firma representativa que produce este compuesto es:

$$\max_{a_t^m, a_t^x} p_t^r A(a_t^m, a_t^x) - p_t^m a_t^m - p_t^x a_t^x \quad [17].$$

Las CPO son las siguientes:

$$p_t^r A_{a_t^m} = p_t^m \quad [18]$$

$$p_t^r A_{a_t^x} = p_t^x \quad [19]$$

Nuevamente la forma funcional que se utilizará para $A(\cdot)$ es una CES:

$$A(a_t^m, a_t^x) = [\chi_m (a_t^m)^{1-\frac{1}{\mu_{mx}}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{1-\frac{1}{\mu_{mx}}}]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_{mx}}}}, \text{ donde } \chi_m \in (0, 1) \text{ y } \mu_{mx} > 0$$

VI.4. Producción de Bienes Exportables, Importables, y No Transables

Por último, las firmas que producen bienes exportables, importables, y no transables resuelven (respectivamente):

$\max_{k_t^j, h_t^j} p_t^j A^j F^j(k_t^j, h_t^j) - w_t^j h_t^j - u_t^j k_t^j$, donde $y_t^j = A^j F^j(k_t^j, h_t^j)$, y $j=m, x, n$. Ecuaciones [20], [21], y [22] respectivamente.

Las CPO son (notar que son 6 en total):

$p_t^j A^j F_{k_t^j}^j = u_t^j$ Ecuaciones [23], [24], y [25] respectivamente.

$p_t^j A^j F_{h_t^j}^j = w_t^j$ Ecuaciones [26], [27], y [28] respectivamente.

La forma funcional es del tipo Cobb-Douglas:

$F^j(k^j, h^j) = (k^j)^{\alpha_j} (h^j)^{1-\alpha_j}$, con $\alpha_j \in (0, 1)$ y $j=m, x, n$

VI.5. Procesos de Productividad

Los procesos de productividad que se asumen para cada sector son los siguientes:

$\ln\left(\frac{A_t^j}{A^j}\right) = \phi^A \ln\left(\frac{A_{t-1}^j}{A^j}\right) + \pi^A \epsilon_t^{A^j}$, con $j=m, x, n$ (ecuaciones [29], [30], y [31] respectivamente). Donde $\epsilon_t^{A^j} \sim N(0, 1)$. Tanto la persistencia como la desviación estándar de los procesos de productividad se asumen iguales entre sí por falta de datos desagregados.

VI.6. Equilibrio Competitivo

Las condiciones del equilibrio competitivo son que la demanda de bienes finales es igual a la oferta. Esto es:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) + \Phi_x(k_{t+1}^x - k_t^x) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) = B(a_t^x, a_t^n) \quad [32]$$

Siguiendo a Schmitt-Grohé & Uribe (2018), la demanda por no transables debe igualar a su producción:

$$a_t^n = y_t^n \quad [33]$$

Las importaciones son:

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

Las exportaciones son:

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

Así, de las ecuaciones anteriores se tiene que, en equilibrio se cumple lo siguiente:

$$p_t^x \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = p_t^x d_t + m_t - x_t \quad [36]$$

VI.7. Precios

La tasa de interés se asume de la siguiente forma:

$r_t = r^* + p(d_{t+1})$ [37], donde r^* es la tasa de interés mundial, y $p(d_{t+1})$ es el componente elástico de la prima del interés respecto a la deuda. En estado estacionario este componente es cero. La forma funcional que se asumirá es la misma que utilizan SGU (2018): $p(d) = \psi(e^{d-\bar{d}} - 1)$, sin embargo, a diferencia de estos no se considera un componente global del spread, por lo que en este sentido se sigue más de cerca a Uribe & Schmitt-Grohé (2017). La razón de esto

es para no contaminar el análisis de persistencia que se busca mediante la incorporación del ARFIMA en los TOT.

De acuerdo a SGU (2018) los TOT se definen como:

$$tot_t = \frac{p_t^x}{p_t^m} \quad [38]$$

También muestran que el tipo de cambio real (RER por sus siglas en inglés) se puede reescribir como:

$RER_t = p_t^r = \gamma(p_t^n)$ (con $\gamma' < 0$) [39], bajo ciertos supuestos que también se van a asumir ciertos en este trabajo. En lugar de asumir que los TOT siguen un proceso del tipo $\ln(\frac{tot_t}{tot_{t-1}}) = \rho \ln(\frac{tot_{t-1}}{tot_{t-2}}) + \pi \epsilon_t^{tot}$ (donde ϵ_t es ruido blanco de media nula con varianza unitaria), se utilizará que los TOT siguen un proceso ARFIMA, utilizando el coeficiente de persistencia (diferencia fraccionaria) tal como se explicó en la sección V, es decir, se asume que el proceso que siguen los TOT es:

$(1-L)^d y_t = \pi^{tot} \epsilon_t$ [40]. Se quitan los componentes de media móvil y autorregresivo por simplicidad y para mantener el enfoque en el aspecto de la persistencia, que es el tema central de esta investigación. Además, para estimar los parámetros del modelo, tal que sea consistente con datos trimestrales de Chile se sigue a García-Cicco & Kawamura (2015). A diferencia de SGU (2018) se estimará el parámetro de diferencia fraccionaria y desviación estándar del proceso de los TOT (ARFIMA) dentro del modelo mediante métodos bayesianos. Al mismo tiempo, siguiendo a estos autores, se estiman los parámetros de costos de ajuste para cada sector. El resto de los parámetros se obtienen a partir de los datos y literatura relevante. Estos parámetros se observan en el cuadro 7.

VI.8. Definición del Equilibrio

Ya definido el modelo, con sus respectivas CPO y condiciones de equilibrio, siguiendo a SGU (2018) el equilibrio competitivo es un conjunto de 33 procesos $\{k_{t+1}^j, i_t^j, c_t, h_t^j, \lambda_t, w_t^j, p_t^r, RER_t, r_t, u_t^j, a_t^j, a_t^r, y_t^j, m_t, x_t, d_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ con $j = m, x, n$ que satisfacen las ecuaciones [6] a [40], dadas las condiciones iniciales k_0^m, k_0^x, k_0^n, d_0 y el proceso estocástico para tot_t .

VI.9. Mecanismo

Los principales mecanismos en el modelo acerca de como responde el ciclo económico frente a shocks de TOT son como sigue:

Frente a un shock positivo de TOT, ya sea mediante un aumento en el precio de exportaciones o una disminución en el precio de importaciones, se tiene que las decisiones de inversión se verán afectadas por esto. Las firmas productoras de bienes exportables, al percatarse de un shock de precios relativos altamente persistente, van a internalizar que invirtiendo más, es decir, contando con mayor capital futuro, podrán aprovechar este ingreso adicional por un largo periodo de tiempo. Por lo tanto, mediante esta vía también se afecta positivamente al producto. Notar que, a diferencia de un shock positivo de productividad, un shock de TOT no afecta de forma directa e inmediata al producto. Por su parte, el capital se puede incrementar recién en el siguiente periodo al shock inicial. El principal canal mediante el cual el shock puede afectar al producto contemporáneo es mediante el trabajo, por ejemplo, del sector exportador.

En segundo lugar, un shock positivo de TOT con memoria larga provocará que se tengan ingresos adicionales por un largo periodo de tiempo en países exportadores de materias primas, lo que sería el equivalente a un aumento en el ingreso permanente mayor al aumento en el ingreso corriente. Esto incrementará el consumo y debería deteriorar la balanza comercial. Este efecto es amplificado por el efecto que tienen los TOT sobre la inversión, contribuyendo aún más al deterioro de la balanza comercial.

En tercer lugar existe un mecanismo de reasignación de demanda frente a cambios en los precios relativos. Se tiene que, haciendo el ratio entre las ecuaciones [19] y [18] se llega a:

$$TOT = \frac{p_x}{p_m} = \frac{A_a^x}{A_a^m} \quad [41]$$

En este caso si aumentan los TOT, para mantener la igualdad se necesita que también aumente el lado derecho. Esto se logra disminuyendo la absorción de exportables (o aumentando la absorción de importables). Esto tiene sentido

Cuadro 7: Parámetros del modelo teórico

Parámetro	Valor	Fuente
ϕ_m	56.16	Estimación Bayesiana
ϕ_x	5.06	Estimación Bayesiana
ϕ_n	49.36	Estimación Bayesiana
ρ_{tot}	0.80	Estimación Bayesiana
σ_{tot}	0.28	Estimación Bayesiana
ψ	0.001	García-Cicco & Kawamura (2015)
σ	2	USG (2018)
δ	0.015	García-Cicco & Kawamura (2015)
\bar{r}	0.0148	García-Cicco & Kawamura (2015)
α_m	1 - 0.65	USG (2018)
α_x	1 - 0.65	USG (2018)
α_n	1 - 0.75	USG (2018)
ω_m	1.6	García-Cicco & Kawamura (2015)
ω_x	1.6	García-Cicco & Kawamura (2015)
ω_n	1.6	García-Cicco & Kawamura (2015)
μ_{mx}	1	USG (2018)
μ_{tn}	0.5	USG (2018)
$\bar{t}ot$	1	USG (2018)
ρ_{a_m}	0.5	USG (2018)
ρ_{a_x}	0.5	USG (2018)
ρ_{a_n}	0.5	USG (2018)
\bar{a}_m	1	USG (2018)
\bar{a}_x	1	USG (2018)
\bar{a}_n	1	USG (2018)
stb	0.04	García-Cicco & Kawamura (2015)
syn	0.5	Datos y USG (2018)
syx	0.25	USG (2018)
sx	0.2	USG (2018)

Fuente: Elaboración propia.

ya que un aumento en los TOT significa un mayor costo al comprar exportables para el productor de transables (relativo a los importables), por lo que tiene sentido que prefiera utilizar el bien que ahora le sale relativamente más barato.

Por otro lado, haciendo el ratio entre las ecuaciones [42] y [44], y entre las ecuaciones [43] y [45] (que vienen de las ecuaciones [23] a [28]), se llega a las ecuaciones [46] y [47]:

$$p_t^x A^x F_{k_t^x}^x = u_t^x \quad [42]$$

$$p_t^x A^x F_{h_t^x}^x = w_t^x \quad [43]$$

$$p_t^m A^m F_{k_t^m}^m = u_t^m \quad [44]$$

$$p_t^m A^m F_{h_t^m}^m = w_t^m \quad [45]$$

$$\frac{p_t^x A^x F_{k_t^x}^x}{p_t^m A^m F_{k_t^m}^m} = \frac{u_t^x}{u_t^m} \quad [46]; \quad \frac{p_t^x A^x F_{h_t^x}^x}{p_t^m A^m F_{h_t^m}^m} = \frac{w_t^x}{w_t^m} \quad [47]$$

De aquí se observa que si suben los TOT, para mantener la primera igualdad debe aumentar el capital en el sector de exportables. Esto tiene sentido ya que se invierte más en el sector que está siendo relativamente más rentable. Lo mismo ocurre con el trabajo en ese sector (de la segunda ecuación). Notar que tanto el salario como la renta del capital se toman como dados.

En cuarto lugar se tiene que shocks positivos de TOT deberían correlacionar negativamente con el tipo de cambio real.

Siguiendo a USG (2017) el tipo de cambio real se define como $RER_t = \epsilon_t \frac{P_t^*}{P_t}$, donde ϵ_t es el tipo de cambio nominal, definido como el precio en moneda doméstica de una unidad de moneda extranjera, P_t^* es el precio externo del consumo, y P_t denota al precio doméstico del consumo. Multiplicando por un uno conveniente (precio en moneda doméstica del compuesto de transables) se tiene: $RER_t = \epsilon_t \frac{P_t^*/P_t^\tau}{P_t/P_t^\tau}$. Se asume ley de un solo precio en bienes importables y exportables, y que la tecnología agregadora de importables y exportables en el compuesto de transables es común entre países. Así $\epsilon_t P_t^{\tau*} = P_t^\tau$, donde $P_t^{\tau*}$ es el precio externo del compuesto de bien transable. Luego, $RER_t = \frac{P_t^*/P_t^\tau}{P_t/P_t^\tau}$. Los TOT relevantes para esta economía pequeña y abierta no afectan a precios externos, por lo tanto, sin pérdida de generalidad, se puede normalizar $P_t^*/P_t^{\tau*}$ a 1. Así $RER_t = \frac{P_t^\tau}{P_t} = p_t^\tau$, precio relativo que, como se mencionó anteriormente, tiene una relación negativa uno a uno con p_t^n . Como se verá en la sección de resultados, un aumento en los TOT provocará un aumento en p_t^n y, por lo tanto, una apreciación del tipo de cambio real. Resultado directo a partir de la ecuación [39].

Finalmente, una observación relevante para el análisis de resultados que sigue es que, de acuerdo a USG (2017), cuando se tiene un modelo con más de un bien, es necesario tener medidas que se preocupen más de ser consistentes entre los datos reales y la teoría. Por eso, considerando que los datos de producto interno bruto real suelen usar un índice de Paasche, es decir, un ratio entre el producto medido a precios nominales dividido el producto medido a precios constantes, una medida más adecuada para el modelo teórico es utilizar la medida de producto a precios constantes. Esto es: $p_0^m y_t^m + p_0^x y_t^x + p_0^n y_t^n$, donde p_0^m , p_0^x , y p_0^n se pueden establecer como los respectivos precios del estado estacionario determinístico. De aquí en adelante se referirá a esta contraparte teórica del PIB real como la medida utilizando el índice de Paasche. Mientras que a la medida a precios que varían en el tiempo se indicará como: producto medido en unidades del bien final.

VII. Resultados Modelo Teórico

En los cuadros 8 y 9 se presentan los Priors y las Posteriors utilizados para la estimación de los parámetros fundamentales del modelo teórico utilizando un ARFIMA, con el producto utilizando deflactor de Paasche y en unidades del bien final respectivamente. Para los resultados principales se utilizaron priors uniformes (o no informativas) en los principales parámetros de interés. Para el parámetro de desviación estándar del proceso de TOT se utilizó una prior gamma. Tanto usando el deflactor de Paasche como el producto en unidades del bien final el parámetro del ARFIMA (la media de la posterior) resulta en 0,80, es decir, los shocks de TOT presentan reversión a la media y son de memoria larga. Los cuadros 10 y 11 contienen los mismos resultados (priors y posteriors) pero utilizando un AR(1) en lugar de un ARFIMA. En este caso la estimación de la media de la posterior para el parámetro de persistencia de los TOT depende de si el producto se mide utilizando el deflactor de Paasche o en unidades del bien final. En el primer caso resulta en 0,51, mientras en el segundo caso en 0,84.

Cuadro 8: Priors y Posteriors para Modelo Teórico ARFIMA usando Deflactor de Paasche

Parámetros	prior (media)	post. (media)	Intervalo 90% HPD		prior	pstdev
ϕ_m	52,50	5,06	5,00	5,15	unif	27,42
ϕ_x	52,50	5,03	5,01	5,06	unif	27,42
ϕ_n	52,50	51,85	51,84	51,86	unif	27,42
ρ_{tot}	0,60	0,80	0,80	0,80	unif	0,12
σ_{tot}	0,10	0,15	0,27	0,28	gamm	0,02

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Los resultados de la descomposición de varianza del modelo teórico con ARFIMA usando el deflactor de Paasche se presentan en el cuadro 12. De este se observa que un 67% de las fluctuaciones del producto son explicadas por shocks a los TOT. Esta cifra es notoriamente mayor a lo que encuentran SGU (2018), incluso cuando obtienen sus resultados con el producto en términos del bien final. Una segunda observación es que la mayor parte de los movimientos en la inversión están guiados por dos shocks principalmente. Estos son, los shocks de TOT (que explican un 43% de las fluctuaciones en la inversión) y los shocks de productividad en el sector no transable (que explican un 55% de las fluctuaciones en la inversión). Así, el principal canal mediante el cual los TOT afectan al producto sería mediante la inversión ya que, como se explicó en la sección anterior, un cambio en precios relativos va a influir en la decisión

Cuadro 9: Priors y Posteriors para Modelo Teórico con ARFIMA con Producto en Unidades de Bien Final

Parámetros	prior (media)	post. (media)	Intervalo 90% HPD		prior	pstdev
ϕ_m	52,50	56,16	53,28	59,27	unif	27,42
ϕ_x	52,50	5,06	5,00	5,14	unif	27,42
ϕ_n	52,50	49,36	48,27	50,67	unif	27,42
ρ_{tot}	0,60	0,80	0,80	0,80	unif	0,12
σ_{tot}	0,10	0,28	0,27	0,28	gamm	0,02

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 10: Priors y Posteriors para Modelo Teórico AR(1) usando Deflactor de Paasche

Parámetros	prior (media)	post. (media)	Intervalo 90% HPD		prior	pstdev
ϕ_m	52,50	5,01	5,00	5,02	unif	27,42
ϕ_x	52,50	51,47	51,34	51,61	unif	27,42
ϕ_n	52,50	38,27	38,14	38,40	unif	27,42
ρ_{tot}	0,49	0,51	0,51	0,51	unif	0,28
σ_{tot}	0,10	0,28	0,28	0,28	gamm	0,02

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 11: Priors y Posteriors para Modelo Teórico AR(1) con Producto en Unidades del Bien Final

Parámetros	prior (media)	post. (media)	Intervalo 90% HPD		prior	pstdev
ϕ_m	52,50	44,54	44,47	44,62	unif	27,42
ϕ_x	52,50	44,82	44,74	44,90	unif	27,42
ϕ_n	52,50	5,01	5,00	5,01	unif	27,42
ρ_{tot}	0,49	0,84	0,84	0,85	unif	0,28
σ_{tot}	0,10	0,28	0,28	0,28	gamm	0,02

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

de cuanto más o menos invertir en el sector exportable o importable. Por ejemplo, un shock positivo en TOT va a guiar a una mayor inversión en el sector exportador ya que, al ser altamente persistente, habrá un amplio horizonte para aprovechar un mayor capital futuro. En este sentido, un shock positivo de TOT se asemeja al efecto que tiene un shock de productividad con alta persistencia en modelos de un sector. El cuadro 13 muestra los resultados con el producto medido en unidades del bien final. Como es de esperar, esta cifra resulta en una sobreestimación del verdadero impacto que tienen los TOT sobre las fluctuaciones del ciclo económico, arrojando un resultado de 94%. Esta observación es consistente con los resultados de SGU (2018), quienes plantean que al utilizar esta medida se tiene una mayor varianza explicada por TOT debido a la varianza y correlación entre los precios que varían en el tiempo, a diferencia de la medida que utiliza el deflactor de Paasche que utiliza precios que no varían en el tiempo.

En contraposición, cuando se observan los resultados del modelo con un AR(1) y usando el deflactor de Paasche (ver cuadro 14) se recuperan resultados similares a los de SGU (2018), es decir, menos de un 10% de las fluctuaciones del producto se explican por shocks a los TOT. En este caso el principal conductor de las fluctuaciones del ciclo, tanto del producto como de la inversión y el consumo, están explicadas por shocks de productividad en el sector no transable. La única variable donde los TOT tienen una mayor influencia es en el ratio de balanza comercial al producto. El cuadro 15 presenta la descomposición de varianza con el producto en unidades del bien final. Nuevamente, la fracción de las fluctuaciones del producto explicada por estos shocks estaría sobreestimada, siendo esta un 44%. En este caso un 81% de las fluctuaciones de la inversión están explicadas por shocks de productividad en el sector de no transables. De acuerdo a SGU (2018) esta sería la razón por la cual la literatura anterior encuentra que una gran fracción de las fluctuaciones en el producto se explicarían por shocks a TOT como ocurre en los trabajos de Mendoza (1995) y Kose (2002).

Cuadro 12: Descomposición de Varianza Incondicional Modelo Teórico ARFIMA usando Deflactor de Paasche

VARIABLES	e_{tot}	e_{a_m}	e_{a_x}	e_{a_n}
tot	100	0	0	0
a_m	0	100	0	0
a_x	0	0	100	0
a_n	0	0	0	100
tb	33	32	32	3
rer	71	1	1	27
y	67	5	5	23
i	43	1	1	55
c	90	1	1	8

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 13: Descomposición de Varianza Incondicional Modelo Teórico ARFIMA con Producto en Unidades del Bien Final

VARIABLES	e_{tot}	e_{a_m}	e_{a_x}	e_{a_n}
tot	100	0	0	0
a_m	0	100	0	0
a_x	0	0	100	0
a_n	0	0	0	100
tb	68	15	15	2
rer	90	0	0	10
y	94	1	1	4
i	90	0	0	10
c	98	0	0	2

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 14: Descomposición de Varianza Incondicional Modelo Teórico AR(1) usando Deflactor de Paasche

VARIABLES	e_{tot}	e_{a_m}	e_{a_x}	e_{a_n}
tot	100	0	0	0
a_m	0	100	0	0
a_x	0	0	100	0
a_n	0	0	0	100
tb	50	23	24	3
rer	5	3	3	89
y	5	15	15	65
i	4	1	2	93
c	17	8	9	66

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Tiene sentido que si se considera la existencia de super ciclos de commodities la mayor parte de la inversión en el sector exportador esté guiada por shocks de precios en lugar de productividad en este sector, considerando que este no suele ser un sector con demasiados cambios tecnológicos. Por esto, resulta razonable que el segundo tipo de shock con mayor influencia en el ciclo sean los shocks de productividad en el sector de no transables, es decir, en la economía local. De hecho, tanto en el modelo que utiliza ARFIMA como en el que utiliza AR(1), ni los shocks de productividad en el

Cuadro 15: Descomposición de Varianza Incondicional Modelo Teórico AR(1) con Producto en Unidades del Bien Final

Variables	e_{tot}	e_{a_m}	e_{a_x}	e_{a_n}
tot	100	0	0	0
a_m	0	100	0	0
a_x	0	0	100	0
a_n	0	0	0	100
tb	64	17	17	2
rer	24	2	2	72
y	44	8	8	40
i	15	2	2	81
c	54	5	5	36

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

sector exportable ni los shocks de productividad en el sector importable presentan gran importancia para explicar las fluctuaciones en el ciclo de Chile.

Los cuadros 16 y 17 contienen la matriz de correlaciones de las variables del modelo teórico utilizando un ARFIMA con el producto usando el deflactor de Paasche y en unidades del bien final respectivamente. Se observa que, como es de esperar, los TOT tienen una correlación positiva con el producto, la inversión, y el consumo. Esto es directo de los mecanismos que surgen del modelo teórico. Además, se encuentra una relación negativa entre los TOT y el ratio balanza comercial a producto, resultado consistente con los de Fornero & Kirchner (2018). La razón es que, en un país altamente dependiente de sus materias primas, un shock de TOT (positivo) altamente persistente, significará que por un largo periodo de tiempo se tendrán ingresos adicionales, lo que se puede entender como un aumento en el ingreso permanente mayor al ingreso corriente, lo que explica el aumento en el consumo y, por lo tanto, el deterioro de la balanza comercial. Por supuesto, también hay un efecto en la inversión que amplifica aún más este deterioro. Esta intuición es aún más razonable para economías altamente dependientes de sus exportaciones de commodities como la chilena. Así, siguiendo el razonamiento clásico de balanza comercial contracíclica, hace sentido que la correlación entre los TOT y el ratio de balanza comercial a producto sea negativa (ver SGU, 2017). La observación anterior es consistente con los resultados de Obstfeld (1982) y Svensson & Razin (1983), a diferencia de los resultados de SGU (2018) quienes encuentran una correlación positiva entre TOT y balanza comercial, es decir, se cumple la hipótesis de Harberger (1950) y Laursen & Metzger (1950). Estos resultados se mantienen cuando se utiliza un AR(1) en lugar de un ARFIMA, y se puede observar tanto en el cuadro 18 como en el cuadro 19. Adicionalmente, también se encuentra una correlación negativa entre los TOT y el tipo de cambio real, lo que resulta razonable en una economía como la chilena donde un aumento en los TOT provoca que aumente el valor relativo de las exportaciones y, por lo tanto, se aprecie el tipo de cambio nominal, lo que se traspaasa al tipo de cambio real. Más formalmente, USG (2017) explican esta relación mediante un efecto ingreso y un efecto sustitución. Un aumento en el precio relativo de exportables induce sustitución de absorción de exportables por absorción de importables y no transables. Al mismo tiempo hay un efecto ingreso que aumenta la demanda por todo tipo de bienes. Esto genera un aumento en el precio de no transables, lo que provoca que aumente el precio del bien final relativo al precio del compuesto de transables, es decir, cae el tipo de cambio real. Lo anterior se debe a la relación negativa entre el precio de no transables y el precio relativo de transables.

Como prueba de robustez para el modelo con ARFIMA, en el anexo se presentan resultados cambiando el prior a una normal en lugar de una uniforme para el parámetro de persistencia (ver Cuadros 24 y 25). Los resultados apuntan en la misma dirección que los resultados con el prior uniforme, aunque la fracción de las fluctuaciones del producto explicada por shocks de TOT resulta algo mayor (83%). También se sigue capturando una relación contracíclica de la balanza comercial y el tipo de cambio real con los TOT.

Los resultados encontrados permiten confirmar la hipótesis de esta investigación, que plantea que al incorporar la posibilidad de shocks con memoria larga una mayor fracción de la volatilidad del producto se explica por los TOT. La razón es que esta alta persistencia hará que la presencia de un shock tenga mayor influencia en la inversión del sector exportador (o importador dependiendo de la fuente del shock). Así, se encuentra una alternativa razonable y novedosa

Cuadro 16: Matriz de Correlaciones Modelo Teórico ARFIMA usando Deflactor de Paasche

Variables	tot	a_m	a_x	a_n	tb	rer	y	i	c
tot	1.00	0.00	0.00	0.00	-0.37	-0.84	0.70	0.58	0.87
a_m	0.00	1.00	0.00	0.00	0.53	-0.09	0.22	-0.07	0.08
a_x	0.00	0.00	1.00	0.00	0.53	-0.09	0.22	-0.07	0.08
a_n	0.00	0.00	0.00	1.00	-0.05	0.51	0.48	0.74	0.26
tb	-0.37	0.53	0.53	-0.05	1.00	0.25	-0.23	-0.48	-0.44
rer	-0.84	-0.09	-0.09	0.51	0.25	1.00	-0.40	-0.10	-0.64
y	0.70	0.22	0.22	0.48	-0.23	-0.40	1.00	0.86	0.94
i	0.58	-0.07	-0.07	0.74	-0.48	-0.10	0.86	1.00	0.81
c	0.87	0.08	0.08	0.26	-0.44	-0.64	0.94	0.81	1.00

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 17: Matriz de Correlaciones Modelo Teórico ARFIMA con Producto en Unidades del Bien Final

Variables	tot	a_m	a_x	a_n	tb	rer	y	i	c
tot	1,00	0,00	0,00	0,00	-0,58	-0,94	0,92	0,92	0,91
a_m	0,00	1,00	0,00	0,00	0,36	-0,05	0,09	-0,03	0,04
a_x	0,00	0,00	1,00	0,00	0,35	-0,05	0,09	-0,02	0,04
a_n	0,00	0,00	0,00	1,00	0,12	0,31	0,20	0,31	0,14
tb	-0,58	0,36	0,35	0,12	1,00	0,55	-0,61	-0,65	-0,70
rer	-0,94	-0,05	-0,05	0,31	0,55	1,00	-0,81	-0,76	-0,82
y	0,92	0,09	0,09	0,20	-0,61	-0,81	1,00	0,96	0,99
i	0,92	-0,03	-0,02	0,31	-0,65	-0,76	0,96	1,00	0,95
c	0,91	0,04	0,04	0,14	-0,70	-0,82	0,99	0,95	1,00

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

a las respuestas que han generado los resultados de SGU (2018), incorporando un hecho estilizado en los precios que enfrentan países altamente dependientes de sus commodities. Los resultados teóricos apuntan en la misma dirección que los resultados empíricos mostrados en la sección V, en el sentido que se confirma la relación entre experimentar mayor persistencia en los TOT con una mayor vulnerabilidad frente a estos. Los resultados deberían ser principalmente válidos para países altamente dependientes de sus materias primas que se encuentran poco diversificados o tienen reglas fiscales débiles. El como proteger a estos países de una alta volatilidad es materia de futura investigación. Una extensión razonable sería incorporar impuestos en el sector exportador y evaluar los resultados a la luz de ahorro y gasto fiscal frente a ciclos positivos o negativos de ciclos de commodities.

Cuadro 18: Matriz de Correlaciones Modelo Teórico AR(1) usando Deflactor de Paasche

Variables	tot	a_m	a_x	a_n	tb	rer	y	i	c
tot	1.00	0.00	0.00	0.00	0.66	-0.20	0.22	-0.15	0.34
a_m	0.00	1.00	0.00	0.00	0.44	-0.15	0.38	-0.07	0.24
a_x	0.00	0.00	1.00	0.00	0.45	-0.15	0.38	-0.11	0.24
a_n	0.00	0.00	0.00	1.00	0.14	0.94	0.80	0.96	0.77
tb	0.66	0.44	0.45	0.14	1.00	-0.07	0.56	-0.11	0.42
rer	-0.20	-0.15	-0.15	0.94	-0.07	1.00	0.57	0.94	0.52
y	0.22	0.38	0.38	0.80	0.56	0.57	1.00	0.69	0.94
i	-0.15	-0.07	-0.11	0.96	-0.11	0.94	0.69	1.00	0.71
c	0.34	0.24	0.24	0.77	0.42	0.52	0.94	0.71	1.00

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 19: Matriz de Correlaciones Modelo Teórico AR(1) con Producto en Unidades del Bien Final

Variabes	tot	a_m	a_x	a_n	tb	rer	y	i	c
tot	1.00	0.00	0.00	0.00	0.59	-0.44	0.63	0.07	0.52
a_m	0.00	1.00	0.00	0.00	0.38	-0.14	0.28	-0.07	0.18
a_x	0.00	0.00	1.00	0.00	0.38	-0.14	0.28	-0.07	0.18
a_n	0.00	0.00	0.00	1.00	0.13	0.85	0.62	0.90	0.57
tb	0.59	0.38	0.38	0.13	1.00	-0.13	0.55	-0.15	0.19
rer	-0.44	-0.14	-0.14	0.85	-0.13	1.00	0.14	0.66	0.11
y	0.63	0.28	0.28	0.62	0.55	0.14	1.00	0.65	0.92
i	0.07	-0.07	-0.07	0.90	-0.15	0.66	0.65	1.00	0.76
c	0.52	0.18	0.18	0.57	0.19	0.11	0.92	0.76	1.00

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

VIII. Conclusiones

A partir de los resultados de esta investigación se pudo comprobar la importancia de los TOT para explicar las fluctuaciones del ciclo económico en economías altamente dependientes de sus materias primas. Los resultados empíricos sugieren dos puntos importantes. Primero, que las economías altamente dependientes de sus commodities en Latinoamérica presentan una mayor persistencia en sus TOT en comparación a economías que cumplen con las mismas características, pero desarrolladas. Al mismo tiempo, esto tiene relación con una mayor vulnerabilidad de estas economías en desarrollo frente a shocks de esta variable. Los resultados parecen apuntar en la misma dirección usando datos tanto en frecuencia anual como en frecuencia trimestral, siendo especialmente relevante cuando se calculan los resultados en el periodo cercano al inicio de super ciclo de commodities.

La literatura reciente había mostrado que esta relación era mucho menor a lo que se encuentra con los resultados de esta investigación. Dado lo poco intuitivo que resultan estas conclusiones para países altamente dependientes de sus materias primas, es que la literatura ha buscado distintas formas de responder a esta pregunta, por ejemplo, mediante shocks de precios desagregados, shocks con componente de noticias, o diferencias en estructuras productivas. La forma abordada en esta investigación se enfoca principalmente en el punto de la persistencia de los TOT, motivado por la existencia de super ciclos de commodities. Si se incorpora esta observación en el modelo teórico de SGU (2018), en lugar de suponer un AR(1), se llega a conclusiones diametralmente opuestas, es decir, que contrario a lo que estos predicen, en realidad gran parte de las fluctuaciones en el producto en un país como Chile estarían explicados por shocks de TOT (alrededor de un 67%). Mientras que si se estima el modelo con un AR(1) se logra recuperar un resultado similar al de estos autores, un punto a favor de la capacidad de estimación con la que cuenta el modelo. Además, se encuentra una relación contracíclica entre los TOT y el ratio de balanza comercial a producto, que es satisfactoriamente explicado por la hipótesis de balanza comercial contracíclica, producto de un mayor ingreso permanente frente a un shock altamente persistente y, mejor aún, por los mecanismos del modelo. Por otra parte, los resultados son consistentes con las observaciones de SGU (2018), en el sentido que dependiendo de si se utiliza un índice de Paasche para medir el producto, los resultados serán distintos a lo que se calcula con el producto medido en unidades del bien final. Esta segunda medición tiende a sobreestimar la fracción de las fluctuaciones del producto que son explicadas por shocks de TOT. Aún así, incluso con la medida más conservadora, que utiliza el índice de Paasche, los resultados están en una medida intermedia a lo que predecían los trabajos de Mendoza (1995) y Kose (2002).

De esta forma, los resultados logran conciliar el nuevo desarrollo teórico con los resultados de la literatura anterior, simplemente incorporando la posibilidad de que los TOT experimenten shocks de memoria larga. Para fines prácticos, esto se logra incorporando un ARFIMA como proceso generador de datos de los TOT. Sin esta posibilidad, un AR(1) no logra capturar la existencia de superciclos de commodities, y se pierden mecanismos importantes para explicar porque los TOT deberían tener una correlación negativa con el ratio de balanza comercial a producto. También se estaría subestimando el verdadero efecto que tienen estos shocks, sobre todo por el lado de la inversión exportadora o importadora, que sería el principal mecanismo mediante el cual los TOT afectan al producto de acuerdo a los resultados encontrados. Lo anterior representa una alternativa razonablemente satisfactoria al resto de las respuestas que

han surgido a partir de la literatura reciente. Existen varias posibles extensiones que se podrían realizar al modelo que permitirían generar lineamientos para futura investigación.

Potencialmente se identifican tres líneas de investigación tentativas por las cuales se puede continuar en esta área. Por una parte, enfocarse en el estudio de cómo afectan precios de commodities por separado siguiendo las investigaciones de Fernández et al. (2017, 2018), ya que se ha mostrado que al incorporar estas observaciones se logra aumentar el porcentaje del ciclo que se explican por shocks de precios de commodities, lo que resulta mucho más razonable para economías altamente dependientes de estos (e importadoras de manufacturas). En segundo lugar, se pueden analizar modelos similares incorporando una regla fiscal que permita evaluar la ciclicidad del gasto y ahorro frente a shocks de TOT, en este caso se hace necesario incorporar impuestos. Una tercera línea de investigación puede ser enfocarse en la asimetría con la que variables económicas responderían ante shocks de TOT. Esta observación surge a partir de Di Pace et al. (2020) quienes construyen una base de datos para mostrar este hecho utilizando información de commodities y manufacturas, junto a participación de comercio e identificando por separado shocks de precios de exportaciones, importaciones, y actividad económica global. Sus estimaciones empíricas mediante VAR con restricciones de signo muestran que ambos precios tomados en conjunto explican alrededor del 40% de las fluctuaciones del producto. Esto deja el espacio abierto para encontrar una explicación a esta observación empírica mediante el desarrollo de un modelo teórico que permita capturar lo anterior. Para esto, una alternativa razonable sería desarrollar un modelo teórico de cuatro sectores (metales, agricultura, energía, y no transables) que analice shocks de precios desagregados permitiendo explotar la potencial asimetría que existe detrás de los TOT. El modelo teórico permitiría comprender los mecanismos subyacentes que existen detrás de estas observaciones empíricas recientes. Idealmente también habría que incluir la posibilidad de que los shocks de precios de commodities experimenten memoria larga. Un modelo de este tipo se haría cargo de forma simultánea de las observaciones de Fernández et al. (2018, 2020) y de Di Pace et al. (2020).

Referencias

- Aguiar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of political Economy*, 115(1), 69-102.
- Aguirre, E. (2011). Business cycles in emerging markets and implications for the real exchange rate (Doctoral dissertation, Ph. D. Dissertation, New York: Columbia University).
- Bhardwaj, G., & Swanson, N. R. (2006). An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series. *Journal of econometrics*, 131(1-2), 539-578.
- Bello, O., Heresi, R., & Cantú, F. (2011). Latin America: variability and persistence in commodity prices. *CEPAL Review*.
- Bianchi, J. (2011). Overborrowing and systemic externalities in the business cycle. *American Economic Review*, 101(7), 3400-3426.
- Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International economics*, 63(1), 31-58.
- Canova, F. (2007). Bayesian analysis of dsge models by S. An and F. Schorfheide. *Econometric Reviews*, 26(2-4), 187-192.
- Cashin, P., Liang, H., & McDermott, C. J. (2000). How persistent are shocks to world commodity prices?. *IMF Staff Papers*, 47(2), 177-217.
- Céspedes, L. F., & Velasco, A. (2012). Macroeconomic performance during commodity price booms and busts. *IMF Economic Review*, 60(4), 570-599.
- Chumacero R. (2005). 'A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy', in R. Chumacero and K. Schmidt-Hebbel (editors), *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, Central Bank of Chile.

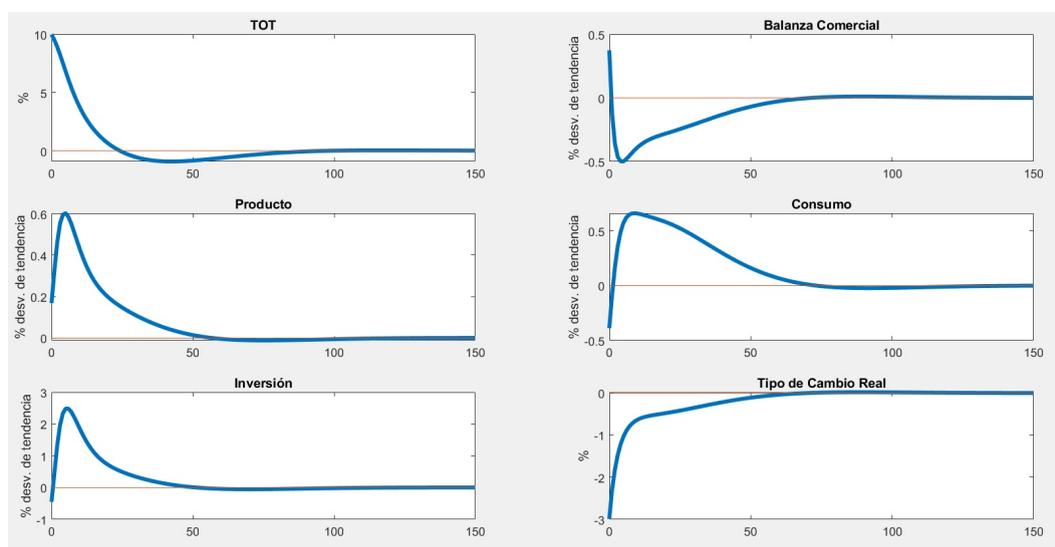
- Deaton, A., & Laroque, G. (1992). On the behaviour of commodity prices. *The review of economic studies*, 59(1), 1-23.
- Di Pace, F., Juvenal, L., & Petrella, I. (2020). Terms-of-trade shocks are not all alike. Available at SSRN 3772485.
- Drechsel, T., & Tenreyro, S. (2018). Commodity booms and busts in emerging economies. *Journal of International Economics*, 112, 200-218.
- Edwards, S., & Yeyati, E. L. (2005). Flexible exchange rates as shock absorbers. *European Economic Review*, 49(8), 2079-2105.
- Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, 108, S2-S14.
- Fernández, A., González, A., & Rodríguez, D. (2018). Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. *Journal of International Economics*, 111, 99-121.
- Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2020). Does the Commodity Super Cycle Matter? (No. w27589). National Bureau of Economic Research.
- Fernández-Villaverde, J. (2010). The econometrics of DSGE models. *SERIEs*, 1(1), 3-49.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., & Uribe, M. (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6), 2530-61.
- Fornero, J., & Kirchner, M. (2018). Learning about Commodity Cycles and Saving-investment Dynamics in a Commodity-Exporting Economy. 53rd issue (March 2018) of the *International Journal of Central Banking*.
- García-Cicco, J., Pancrazi, R., & Uribe, M. (2010). Real business cycles in emerging countries?. *American Economic Review*, 100(5), 2510-31.
- García-Cicco, J., & Kawamura, E. (2015). Dealing with the Dutch disease: Fiscal rules and macro-prudential policies. *Journal of International Money and Finance*, 55, 205-239.
- Geweke, J., & Porter-Hudak, S., (1983). The estimation and application of long-memory time series models. *Journal of Time Series Analysis* 4, 221-238.
- Granger, C. W. (1980). Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of econometrics*, 14(2), 227-238.
- Granger, C. W., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of time series analysis*, 1(1), 15-29.
- Harberger, A. C. (1950). Currency depreciation, income, and the balance of trade. *Journal of political Economy*, 58(1), 47-60.
- Hosking, J., (1981). Fractional differencing. *Biometrika* 68, 165-176.
- Kilian, L., & Hicks, B. (2013). Did unexpectedly strong economic growth cause the oil price shock of 2003-2008?. *Journal of Forecasting*, 32(5), 385-394.
- Kohn, D., Leibovici, F., & Tretvoll, H. (2018). Trade in commodities and business cycle volatility. Available at SSRN 2654792.
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: 'How much do world prices matter?'. *Journal of International Economics*, 56(2), 299-327.

- Laursen, S., & Metzler, L. A. (1950). Flexible exchange rates and the theory of employment. *The Review of Economics and Statistics*, 281-299.
- Marcel, M., Tokman, M., Valdés, R., & Benavides, P. (2001). Structural budget balance: The pillar of the new Chilean fiscal policy rule. *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 4(3), 15-27.
- Mendoza, E. G. (1991). Real business cycles in a small open economy. *The American Economic Review*, 797-818.
- Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 101-137.
- Neumeyer, P. A., & Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. *Journal of monetary Economics*, 52(2), 345-380.
- Obstfeld, M. (1982). Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metzler effect?. *The Quarterly Journal of Economics*, 97(2), 251-270.
- Pfeifer, J. (2014). A guide to specifying observation equations for the estimation of DSGE models. *Research series*, 1-150.
- Prebisch, R. (1949). Growth, disequilibrium and disparities: interpretation of the process of economic development. En: *Economic survey of Latin America, 1949-E/CN. 12/164/Rev. 1-1951-p. 3-85*.
- Robinson, P. (1995). Gaussian semiparametric estimation of long range dependence. *The Annals of Statistics* 23, 1630-1661.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of international Economics*, 61(1), 163-185.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2016). Multiple equilibria in open economy models with collateral constraints: Over-borrowing revisited (No. w22264). *National Bureau of Economic Research*.
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2018). How Important are Terms-Of-Trade Shocks?. *International Economic Review*, 59(1), 85-111.
- Shousha, S. (2016). Macroeconomic effects of commodity booms and busts: The role of financial frictions. *Unpublished manuscript*.
- Singer, H. W. (1975). The distribution of gains between investing and borrowing countries. In *The strategy of international development* (pp. 43-57). *Palgrave Macmillan, London*.
- Sowell, F.B., (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics* 53, 165-188.
- Svensson, L. E., & Razin, A. (1983). The terms of trade and the current account: The Harberger-Laursen-Metzler effect. *Journal of political Economy*, 91(1), 97-125.
- The Growth Lab at Harvard University. *The Atlas of Economic Complexity*. <http://www.atlas.cid.harvard.edu>.
- Uribe, M., & Schmitt-Grohé, S. (2017). *Open economy macroeconomics*. *Princeton University Press*.
- World Bank. (2021). *World development indicators 2021*. *The World Bank*.

Zeev, N. B., Pappa, E., & Viccondoa, A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of International Economics*, 108, 368-376.

Anexos

Figura 4: IRF SVAR Permitiendo que PIB Afecte a TOT



Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Cuadro 20: Porcentaje de la Varianza Explicada por Shocks a los ln TOT Chile con Datos Trimestrales Permitiendo que PIB Afecte a TOT (2000-2019)

	tot	tb	y	c	i	rer
Chile (2000-2019)	100	64	14	40	40	44

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Cuadro 21: Estimaciones Empíricas para Proceso ln TOT AR(1) por País con Datos Anuales sin Tendencia (1983-2019)

		Coef. AR(1) TOT (\hat{h}_{11})	Desv. Est. Error TOT (\hat{b}_{11})
Desarrollados	Australia	0,18	0,04
	Noruega	-0,08	0,05
	Nueva Zelanda	0,12	0,02
No Desarrollados	Bolivia	0,88	0,11
	Brasil	0,57	0,08
	Chile	0,86	0,10

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Cuadro 22: Porcentaje de la Varianza Explicada por Shocks a los ln TOT (1983-2019)

		tot	tb	y	c	i	rer
Desarrollados	Australia	100	3	1	1	2	11
	Noruega	100	9	9	10	11	6
	Nueva Zelanda	100	21	2	3	7	19
No Desarrollados	Bolivia	100	9	14	13	11	14
	Brasil	100	54	14	17	20	29
	Chile	100	65	54	58	55	54

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Cuadro 23: Porcentaje de la Varianza Explicada por Shocks a los ln TOT (2000-2019)

		tot	tb	y	c	i	rer
Desarrollados	Australia	100	64	14	40	40	44
	Noruega	100	64	16	18	52	3
	Nueva Zelanda	100	31	9	16	12	15
No Desarrollados	Bolivia	100	54	44	56	55	62
	Brasil	100	81	79	76	81	72
	Chile	100	10	47	45	47	56

Fuente: Elaboración propia en base a códigos de Schmitt-Grohé & Uribe (2018).

Cuadro 24: Priors y Posteriors para Modelo Teórico ARFIMA usando Defactor de Paasche - Prior Alternativo

Parámetros	prior (media)	post. (media)	Intervalo 90% HPD		prior	pstdev
ϕ_m	52,50	53,63	53,42	53,94	unif	27,42
ϕ_x	52,50	5,01	5,00	5,03	unif	27,42
ϕ_n	52,50	50,46	50,20	50,73	unif	27,42
ρ_{tot}	0,50	0,82	0,82	0,82	norm	0,05
σ_{tot}	0,10	0,18	0,18	0,19	gamm	0,02

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 25: Descomposición de Varianza Incondicional Modelo Teórico ARFIMA usando Defactor de Paasche - Prior Alternativo

Variables	e_{tot}	e_{a_m}	e_{a_x}	e_{a_n}
tot	100	0	0	0
a_m	0	100	0	0
a_x	0	0	100	0
a_n	0	0	0	100
tb	47	25	24	4
rer	82	1	1	16
y	83	3	3	11
i	83	0	0	17
c	95	1	1	3

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 26: Matriz de Correlaciones Modelo Teórico ARFIMA usando Deflactor de Paasche - Prior Alternativo

Variables	tot	a_m	a_x	a_n	tb	rer	y	i	c
tot	1.00	0.00	0.00	0.00	-0.48	-0.90	0.83	0.89	0.91
a_m	0.00	1.00	0.00	0.00	0.47	-0.06	0.16	-0.05	0.06
a_x	0.00	0.00	1.00	0.00	0.45	-0.07	0.16	-0.03	0.06
a_n	0.00	0.00	0.00	1.00	0.16	0.41	0.34	0.41	0.18
tb	-0.48	0.47	0.45	0.16	1.00	0.43	-0.36	-0.50	-0.53
rer	-0.90	-0.06	-0.07	0.41	0.43	1.00	-0.62	-0.62	-0.75
y	0.83	0.16	0.16	0.34	-0.36	-0.62	1.00	0.92	0.97
i	0.89	-0.05	-0.03	0.41	-0.50	-0.62	0.92	1.00	0.93
c	0.91	0.06	0.06	0.18	-0.53	-0.75	0.97	0.93	1.00

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 27: Priors y Posteriors para Modelo Teórico ARFIMA con Producto en Unidades del Bien Final - Prior Alternativo

Parámetros	prior (media)	post. (media)	Intervalo 90% HPD		prior	pstdev
ϕ_m	52,50	5,01	5,00	5,02	unif	27,42
ϕ_x	52,50	33,87	32,64	35,05	unif	27,42
ϕ_n	52,50	49,74	48,23	51,35	unif	27,42
ρ_{tot}	0,50	0,82	0,82	0,82	norm	0,05
σ_{tot}	0,10	0,28	0,28	0,28	gamm	0,02

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 28: Descomposición de Varianza Incondicional Modelo Teórico ARFIMA con Producto en Unidades del Bien Final - Prior Alternativo

Variables	e_{tot}	e_{a_m}	e_{a_x}	e_{a_n}
tot	100	0	0	0
a_m	0	100	0	0
a_x	0	0	100	0
a_n	0	0	0	100
tb	74	12	12	2
rer	87	1	0	12
y	94	1	1	4
i	88	0	0	12
c	98	0	0	2

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.

Cuadro 29: Matriz de Correlaciones Modelo Teórico ARFIMA con Producto en Unidades del Bien Final - Prior Alternativo

Variables	tot	a_m	a_x	a_n	tb	rer	y	i	c
tot	1.00	0.00	0.00	0.00	-0.59	-0.93	0.87	0.60	0.90
a_m	0.00	1.00	0.00	0.00	0.32	-0.06	0.09	-0.03	0.04
a_x	0.00	0.00	1.00	0.00	0.33	-0.05	0.09	-0.04	0.04
a_n	0.00	0.00	0.00	1.00	0.10	0.34	0.20	0.35	0.13
tb	-0.59	0.32	0.33	0.10	1.00	0.62	-0.63	-0.74	-0.70
rer	-0.93	-0.06	-0.05	0.34	0.62	1.00	-0.79	-0.51	-0.84
y	0.87	0.09	0.09	0.20	-0.63	-0.79	1.00	0.88	0.99
i	0.60	-0.03	-0.04	0.35	-0.74	-0.51	0.88	1.00	0.87
c	0.90	0.04	0.04	0.13	-0.70	-0.84	0.99	0.87	1.00

Fuente: Elaboración propia en base a Dynare.