

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



M A G Í S T E R en E C O N O M Í A

2020

Commodity price shocks and Business Cycle in the eyes of a SOE-RBC model:
A case study in LATAM

Martín Macchiavello N.

www.economia.uc.cl



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Macchiavello Noguera, Martin Felipe

Enero, 2021



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**Commodity price shocks and Business Cycle in the eyes of a
SOE-RBC model: A case study in LATAM**

Martin Macchiavello Noguera

Comisión Macroeconomía:
Jaime Casassus
Javier Turén

Santiago, Enero de 2021



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

Commodity price shocks and Business Cycle in the eyes of a
SOE-RBC model: A case study in LATAM

Martin Macchiavello Noguera*

Instituto de Economía

Pontificia Universidad Católica de Chile

Enero 2021

Este paper estudia el rol de los shocks de precios de commodities en los movimientos del ciclo económico de los países emergentes latinoamericanos. Para lo anterior se desarrolla un modelo teórico SOE-RBC con un sector intermedio de commodities, y se calibra este para 2 economías emergentes representativas de Latinoamérica: Chile y Colombia. Encontramos efectos procíclicos importantes y persistentes en el output, balanza comercial, consumo e inversión. De la misma manera, al estudiar las descomposiciones de varianza se obtiene que los shocks de precios de commodities explican en promedio un 31% de la volatilidad de los movimientos del producto y un 13% de la volatilidad de los movimientos del consumo en los países estudiados. Al contrastar los resultados del modelo para los países emergentes estudiados con Nueva Zelandia, país desarrollado exportador de commodities, se encuentra una mayor amplitud y persistencia de los efectos de shocks de commodities en el ciclo económico de los países emergentes. Lo anterior plantea a los shocks de commodities como un factor explicativo de los movimientos del ciclo económico y parece ser evidencia de un efecto amplificador de los shocks de commodities en los ciclos de países emergente, por lo que estos shocks externos podrían ser un factor clave para entender las diferencias en las volatilidades de los ciclos económicos entre emergentes y desarrollados.

* Pontificia Universidad Católica de Chile, mfmacchiavello@uc.cl. Quisiera agradecer a la comisión Macro compuesta por Jaime Casassus y Javier Turén por sus valiosos comentarios y ayuda durante todo el desarrollo de esta tesis. También un agradecimiento especial para David Kohn por su constante apoyo y disposición para responder preguntas, ya que sin su ayuda no habría sido posible esta tesis. Cualquier error es sólo responsabilidad mía.

I. Introducción

En las últimas dos décadas, los precios reales de los commodities, en promedio, se han más que duplicado. Entre estos, destaca el precio del cobre, que se ha más que triplicado en términos reales (Fornero, Kirchner & Yany, 2016). El rol cada vez mayor de los commodities en la economía mundial, dado por el gran aumento de precios que se ha observado, la mayor apertura comercial y la liberalización de los mercados han implicado mayores volatilidades en los precios de commodities. Junto con lo anterior, la especialización de las economías emergentes en la producción de estos bienes y su importancia cada vez mayor en la producción y exportaciones de estas economías (Kohn, Leibovici & Tretvoll. 2018), han generado que los países emergentes sean más vulnerables a los vaivenes de precios mundiales (Gruss, 2014). Dentro de los países emergentes, los países de Latinoamérica destacan por tener economías fuertemente dependientes de la producción de materias primas y su exportación. Dado lo anterior, es de esperarse que estas mayores volatilidades que emergen de los movimientos en precios de commodities sean una fuente importante de variabilidad en el ciclo económico de estos países, pudiendo amplificar los ciclos económicos locales. Considerando lo anterior y motivados por la caída histórica en el precio de estos bienes en los primeros meses de 2020, explicados por el impacto del coronavirus (Constantino & Neumeyer. 2020), se desarrolla un modelo teórico y se estudian los efectos sectoriales de los shocks de commodities en las economías latinoamericanas y su importancia como fuente de variabilidad externa en el ciclo económico local.

De forma de estudiar los efectos de los shocks de precios de commodities en las economías latinoamericanas, generamos un modelo de economía pequeña abierta multisectorial real business cycle (SOE-RBC). Utilizamos un modelo RBC dada su aparente capacidad de explicar los ciclos económicos de los países con modelos neoclásicos impulsados únicamente por shocks externos, y sin la necesidad de incorporar grandes fallas de mercado ni fricciones. Esto nos permite estudiar los movimientos del ciclo económico de los países latinoamericanos y la importancia de los shocks de precios de commodities de forma más realista, sumándonos a la creciente literatura que utiliza modelos RBC.

El modelo teórico SOE-RBC utilizado se basa en el modelo desarrollado por primera vez por Mendoza (1991) e incluye cuatro grandes modificaciones que buscan representar de forma más realista a las economías emergentes. Por un lado, se incluye un sector de bienes intermedios con producción endógena con lo cual se busca replicar la evidente importancia de los commodities en la producción de estas economías y su efecto en la asignación de recursos local. Junto con lo anterior, se permite que el bien intermedio (commodity) sea transado internacionalmente. Esto último no solo le entrega un mayor grado de realismo al modelo, sino que también genera que estas economías estén sujetas a los vaivenes de precios internacionales del sector, que se proponen como una fuente importante de variación que podría explicar la excesiva volatilidad de estas economías. Lo anterior ya que se espera que los movimientos de precios de los bienes intermedios (commodities) afecten no solo los precios de los otros bienes en la economía, sino que modifiquen los incentivos (costos de producción) y por ende las decisiones de producción de los otros sectores de la economía. En tercer lugar, y de forma de entregarle mayor validez al modelo, el proceso de los shocks de commodities se obtiene de forma empírica a través del uso de un índice de commodities específico para cada país, lo que permite estudiar una fuente de variación exógena y ampliamente representativa de la economía local. Esto es posible gracias al reciente desarrollo de un índice de commodities específicamente diseñado para el estudio de los shocks externos por Gruss & Kebhaj (2019). Finalmente, la última de las modificaciones hace alusión a la calibración del modelo. Dada

la heterogeneidad entre países observada en los datos, es de suma importancia generar una calibración a nivel país que pueda representar estas diferencias. Por lo anterior, la estrategia de calibración busca calibrar parámetros a través de una exhaustiva estimación empírica y *matcheo* de momentos específicos a cada país estudiado, que distingue al presente estudio de la literatura previa.

La inclusión de un sector intermedio con un mercado internacional genera efectos no triviales sobre el modelo. Por un lado, la existencia de un mercado internacional para estos bienes va a significar que las variaciones de precios afecten el ingreso de los países (al ser exportadores netos de estos bienes) y, por ende, van a afectar el consumo y tipo de cambio real. Por otro lado, la inclusión de una producción endógena de commodities va a permitir que los movimientos de precios de estos bienes impacten la asignación óptima de recursos en la economía al generar reasignaciones de recursos entre sectores productivos (*shock* de oferta), lo que trae consecuencias sobre las decisiones de producción, consumo y precios del resto de los bienes en la economía. Con todo lo anterior, el presente modelo permite estudiar de forma más realista el efecto de los *shocks* externos específicos de cada sector al mismo tiempo que entrega una mirada más amplia de los efectos en el ciclo económico de estos países.

El modelo utilizado y calibrado para dos países representativos de Latinoamérica (Chile y Colombia) logra generar efectos procíclicos importantes en el ciclo económico local frente a *shocks* de commodities, al mismo tiempo que logra recrear la importancia empírica de estos *shocks* en la producción y consumo de las economías. Encontramos que los *shocks* de precios de commodities explican en promedio un 31% de la volatilidad de los movimientos del producto y un 13% de la volatilidad de los movimientos del consumo en los países estudiados, siendo estas magnitudes relativamente consistentes entre ambos países. Resalta la balanza comercial para el caso chileno, en donde un 21% de su volatilidad es explicada por los *shocks* de commodities. Lo anterior dada la alta concentración de las exportaciones de Chile en torno al cobre, lo que genera que pequeños cambios en el precio de este commodity generen grandes variaciones de la balanza comercial. Los resultados obtenidos son consistentes con lo encontrado por Fornero, Kirchner & Yany (2016) y Drechsel & Tenreyro (2017), y plantean a los *shocks* de commodities como un factor explicativo de los movimientos del ciclo económico en los países emergente.

De la misma manera, al contrastar los resultados del modelo para los países emergentes estudiados con Nueva Zelandia¹, país desarrollado exportador de commodities, se observa una mayor amplitud y persistencia de los efectos de *shocks* de commodities en el ciclo económico de los países emergentes frente a los observados para Nueva Zelandia. Lo anterior parece ser evidencia de un efecto amplificador de los *shocks* de commodities en los ciclos de los países emergentes, por lo que estos *shocks* externos podrían ser un factor clave para entender las diferencias en las volatilidades de los ciclos económicos entre los países emergentes y desarrollados.

Por otra parte, si bien el modelo logra recrear la importancia de los *shocks* de commodities en la balanza comercial, *output* y consumo, este subestima la volatilidad de la inversión y consecuentemente el efecto de los *shocks* externos en la inversión. Lo anterior se da ya que el modelo teórico posee una única fuente de variación externa, lo que dificulta la capacidad de este de generar una volatilidad suficientemente grande de la inversión frente a la volatilidad empírica de esta. Si bien esto podría ser solucionado parcialmente al agregar nuevas fuentes de variabilidad externa al modelo que permitan generar una mayor volatilidad, se genera un problema aún mayor. Al agregar una nueva fuente de variación externa

1-. Se utiliza Nueva Zelandia dado su carácter de economía pequeña y su característica poco común de ser un país desarrollado con una estructura de producción fuertemente orientada a la exportación de commodities.

se requiere la estimación del proceso de este nuevo shock, lo cual no es trivial. Con lo anterior, esta falla del modelo plantea una posible fuente de mejora para estudios futuros.

Si bien los efectos de los precios de los commodity han sido estudiados anteriormente en la literatura, estos tienden a enfocarse en los shocks al precio del petróleo en países desarrollados, obviando los efectos de los shocks del sector no energético en países emergentes que dependen fuertemente de las exportaciones de estos bienes (Fornero, Kirchner & Yany, 2016). Dentro de esta literatura previa se encuentran estudios con modelos empíricos (SVAR) como también estudios con modelos estocásticos dinámicos de equilibrio general (DSGE). Cabe mencionar que unos pocos estudios recientes han analizado este tema, como Fornero, Kirchner & Yany (2016) que estudian el efecto de las perturbaciones de los precios de los commoditys en los países exportadores de metales a través de un estudio empírico (SVAR) y teórico (DSGE). Junto con lo anterior, Shousha (2016) estudia los shocks de precios de commodities con fricciones financieras. Fernández, González & Rodríguez (2018), por su parte, estudian el efecto de los shocks de precio de commodities por el lado de la demanda (dotación de commodities). Destaca también Kohn, Leibovici & Tretvoll (2018), quienes estudian las diferencias en los patrones de producción como una fuente de mayor volatilidad de las economías emergentes frente a las desarrolladas en un modelo RBC. Por otra parte, Fernández, Schmitt-Grohé & Uribe (2017), usando un SVAR con múltiples precios de commodities, encuentran que estos shocks, junto con las variaciones de tasa de interés, explican un tercio de los movimientos en la actividad agregada en países emergentes exportadores de estos bienes. Finalmente, Drechsel, & Tenreiro (2017) estudian los efectos de los shocks de precio de commodities en Argentina usando un modelo RBC con múltiples shocks, encontrando una contribución significativa de 38% de la volatilidad del crecimiento del output explicada por los shocks en precios de estos bienes.

La contribución del presente estudio frente a la literatura previa por ende se basa en tres grandes aristas. La primera es la generación de un modelo teórico con un sector de commodities con producción endógena y transado internacionalmente, lo que permite un estudio más representativo de las economías emergentes y los efectos sectoriales de los shocks de commodities. La segunda es la identificación y alimentación al modelo de los shocks de commodities a través de un índice empírico específico para cada país desarrollado por Gruss & Kebhaj (2019) específicamente con el propósito de permitir un estudio de los shocks de commodities, lo que le entrega mayor realismo y valides al modelo. Finalmente, el presente estudio muestra la importancia de los commodities en el ciclo económico y como estos pueden ser la clave para entender las diferencias de volatilidad del ciclo observadas entre países emergentes y desarrollados y, por ende, puede dar un nuevo aire a los modelos RBC y su capacidad explicativa de los ciclos económicos de los países emergentes, que ha dividido fuertemente a la literatura.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección II se presenta el modelo teórico detallando las ecuaciones que lo componen y estructuras asumidas. Luego, en la sección III se presenta la estrategia de calibración del modelo. En la sección IV se presentan los resultados obtenidos para las economías latinoamericanas estudiadas en forma de funciones impulso respuestas y descomposiciones de varianza. En la sección V se presenta una comparación de los resultados obtenidos para las economías emergentes con los resultados del modelo para países desarrollados utilizando a Nueva Zelandia como proxy de una economía desarrollada exportadora de commodities, para finalizar con las principales conclusiones en la sección VI.

II. El Modelo Teórico

El modelo teórico generado es un modelo de economía pequeña abierta multisectorial real business cycle (SOE-RBC). Este utiliza una fuente de variación exógena² dada por un índice de precios de commodities específicos de cada país, que se estima previamente y luego es alimentado al modelo siguiendo a Uribe & Schmitt-Grohe (2017).

El modelo teórico SOE-RBC aquí planteado consiste de 4 sectores productivos: Bienes no transables, manufacturas, bien final y bien intermedio. Este último representa a los commodities y son utilizados para la generación de las manufacturas. Tanto las manufacturas como los bienes intermedios pueden ser transados internacionalmente. El agente representativo consume un bien final compuesto por manufacturas (bienes transables) y bienes no transables de forma que constituyen sustitutos imperfectos. La inclusión de un sector intermedio con un mercado internacional logra representar de forma más realista la estructura de producción de los países emergentes al mismo tiempo que somete a estas economías a los grandes vaivenes de precios internacionales de estos bienes.

Hogares:

Consideramos una economía poblada por un número grande de hogares con preferencias definidas sobre las corrientes de consumo y mano de obra y descritas por la función de utilidad:

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

donde c_t denota consumo, h_t^c denota horas trabajadas en el sector intermedio (commodity), h_t^n denota horas trabajadas en el sector no transable y h_t^m horas trabajadas en el sector manufacturero. Siguiendo a Uribe & Schmitt-Grohé (2017), se asume que la función de utilidad adopta una forma CRRA en un compuesto cuasi lineal de consumo, esfuerzo asignado al sector intermedio, esfuerzo asignado al sector no transable y esfuerzo asignado al sector manufacturero.

$$U(c, h^c, h^n, h^m) = \frac{\left[c - \frac{(h^c)^{\omega_c}}{\omega_c} + \frac{(h^n)^{\omega_n}}{\omega_n} + \frac{(h^m)^{\omega_m}}{\omega_m} \right]^{1-\sigma}}{1-\sigma} - 1$$

donde $\sigma > 0$ es un parámetro que representa la aversión relativa al riesgo. Donde $\omega_c, \omega_n, \omega_m > 0$ son parámetros que definen la curvatura de la oferta laboral.

Los hogares maximizan su utilidad sujeta a la restricción presupuestaria secuencial:

$$\begin{aligned} p_t^f [c_t + i_t^c + i_t^n + i_t^m + \Phi_c(k_{t+1}^c - k_t^c) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] + d_t \\ = \frac{d_{t+1}}{1+r_t} + p_t^f [w_t^c h_t^c + w_t^n h_t^n + w_t^m h_t^m + u_t^c k_t^c + u_t^n k_t^n + u_t^m k_t^m] \end{aligned}$$

2-. Estas fluctuaciones son exógenas, dado que las economías estudiadas son Small Open Economies por lo que no afectan el precio de los bienes. Si bien se podría argumentar que Chile, al ser el mayor productor de cobre del mundo no cumple con la exogeneidad de precio de commodities, dado que se utiliza un índice que combina varios bienes y considerando que Chen, Rogoff y Rossi (2010) muestran que el supuesto de exogeneidad se cumple usando la prueba de Hausmann para la endogeneidad, este problema no parece relevante.

donde i_t^j, k_t^j, w_t^j y u_t^j denotan (respectivamente) la inversión bruta, el stock de capital, el salario real y la tasa de arriendo del capital en el sector $j = c, n, m$ donde el superíndice denota el sector que produce bienes intermedios, no transables y manufacturas respectivamente. La variable d_t denota el saldo de la deuda vencida en el período, p_t^f denota el precio relativo del bien final con respecto a las manufacturas y r_t denota la tasa de interés de la deuda mantenida desde el período t hasta $t + 1$. La función Φ_i con $i = c, n, m$ introduce costos de ajuste de capital y toma la forma:

$$\Phi_i(x) = \frac{\varphi}{2} x^2 \text{ con } i = c, n, m$$

Donde φ es un parámetro. Dada la forma cuadrática de los costos de ajuste, es fácil ver que estos no afectan el estado estacionario. Los costos de ajuste se incluyen para evitar una volatilidad excesiva de la inversión en respuesta a variaciones en la productividad del capital.

El consumo, la inversión, los salarios, las tasas de renta de capital y los costos de ajuste de capital se expresan en unidades de consumo de bien final. Por su parte, la deuda se expresa en términos de unidades del bien manufactura (transado internacionalmente). Las existencias de capital obedecen las leyes familiares del movimiento:

$$\begin{aligned} (1) \quad & k_{t+1}^c = (1 - \delta)k_t^c + i_t^c \\ (2) \quad & k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n \\ (3) \quad & k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m \end{aligned}$$

Dado que las horas trabajadas específicas de cada sector entran como argumentos separados en la función de utilidad, se genera una sustitución imperfecta del trabajo entre sectores. De la misma manera, la existencia de funciones de costo de ajuste de capital específicas para cada sector implica costos de trasladar capital de un sector a otro, lo que acerca este modelo a la realidad al permitir una separación de sectores más realista.

Usando las ecuaciones de movimiento del capital definidas anteriormente, podemos eliminar la inversión de la restricción presupuestaria secuencial. Sea $\lambda_t \beta_t$ el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción presupuestaria de los hogares, tenemos las condiciones de optimalidad (FOC):

$$\begin{aligned} (4) \quad & U_1(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t \\ (5) \quad & -U_2(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t w_t^c \\ (6) \quad & -U_3(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t w_t^n \\ (7) \quad & -U_4(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t w_t^m \\ (8) \quad & \lambda_t = \beta(1 + r_t)E_t \lambda_{t+1} \\ (9) \quad & p_t^f \lambda_t [1 + \Phi'_c(k_{t+1}^c - k_t^c)] = \beta E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^f [u_{t+1}^c + 1 - \delta + \Phi'_c(k_{t+2}^c - k_{t+1}^c)] \\ (10) \quad & p_t^f \lambda_t [1 + \Phi'_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] = \beta E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^f [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \Phi'_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)] \\ (11) \quad & p_t^f \lambda_t [1 + \Phi'_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] = \beta E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^f [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \Phi'_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)] \end{aligned}$$

Producción de Bienes Intermedios, Manufacturero y No transable:

Los bienes intermedios y no transable se producen con capital y mano de obra. El bien manufacturero se produce con capital, bienes intermedios y mano de obra. Las funciones de producción son Cobb-Douglas:

$$(12) \quad y_t^c = C(h_t^c, k_t^c) = A^c (k_t^c)^{\alpha_k^c} (h_t^c)^{1-\alpha_k^c}$$

$$(13) \quad y_t^n = N(h_t^n, k_t^n) = A^n (k_t^n)^{\alpha_k^n} (h_t^n)^{1-\alpha_k^n}$$

$$(14) \quad y_t^m = M(h_t^m, k_t^m) = A^m (k_t^m)^{\alpha_k^m} (c_t^m)^{\alpha_c^m} (h_t^m)^{1-\alpha_k^m-\alpha_c^m}$$

donde y_t^j denota la producción en el sector $j = c, n, m$ y A^j es un parámetro de productividad. Las funciones de producción $F^j(k_t^j, h_t^j)$, $j = c, n, m$ son crecientes, cóncavas y homogéneas de grado uno. Las firmas operan en mercados perfectamente competitivos. Los beneficios de las empresas que producen bienes intermedios y no transable están dados por:

$$p_t^j F^j(k_t^j, h_t^j) - p_t^f w_t^j h_t^j - p_t^f u_t^j k_t^j$$

La función de beneficios del sector manufacturero está dada por:

$$F^m(k_t^m, c_t^m, h_t^m) - p_t^f w_t^m h_t^m - p_t^c c_t^m - p_t^f u_t^m k_t^m$$

Donde p_t^c representa el precio internacional (exógeno) de los bienes intermedios (commodity).

Producción de bien final:

Modelamos la producción de bienes finales a través de firmas que operan en mercados perfectamente competitivos. Definimos una función agregador $A(m_t, n_t)$ como el agregador de Armington (Armington, 1969). Asumimos que el agregador de Armington es creciente, cóncavo y homogéneo de grado uno. Suponemos que el agregador de Armington toma una forma de elasticidad de sustitución constante (CES):

$$(15) \quad A(m_t, n_t) = \left[\chi^m (m_t)^{1-\frac{1}{\mu}} + (1 - \chi^m) (n_t)^{1-\frac{1}{\mu}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu}}}$$

con $\mu > 0$ y $\chi^m \in (0, 1) > 0$. El parámetro μ representa la elasticidad intra-temporal de sustitución entre absorción de manufacturas y no transables (*trade elasticity*). Mientras que χ^m es el share de manufacturas en el compuesto de bien final. El bien final es utilizado para representar la canasta de consumo local por lo que se considera está compuesta de manufacturas (representando a los bienes no intermedios) y no transables (representando a los servicios).

La función de beneficio de las firmas productoras del bien final, por lo tanto, es:

$$p_t^f A(m_t, n_t) - m_t - p_t^n n_t$$

Los supuestos sobre la función agregador y las condiciones de primer orden de la función de beneficio nos permiten generar firmas (productoras del bien final) con beneficio cero en cada periodo.

Vaciado de mercado:

Hay que recordar que tanto los bienes intermedios como las manufacturas se transan internacionalmente por lo que el consumo de estos bienes no necesariamente es igual a su producción. Por lo anterior, el consumo de estos bienes va a quedar restringido por la restricción presupuestaria general de la economía:

$$(28) \quad \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = d_t - tb_t$$

$$\text{Donde } tb_t = p_t^c(y_t^c - c_t^m) + (y_t^m - m_t) \quad (29)$$

En contraste los bienes no transables y compuesto de bien final no se transan internacionalmente por lo que se deben cumplir las condiciones de vaciado de mercado para cada momento t del tiempo:

$$(20) \quad y_t^n = n_t$$

$$(26) \quad c_t + i_t^c + i_t^n + i_t^m + \Phi_c(k_{t+1}^c - k_t^c) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) = A(m_t, n_t)$$

Tasa de interés y Precio de commodity:

Para garantizar un proceso de equilibrio estacionario para la deuda externa de primer orden, suponemos que la prima de tasa de interés del país es elástica a la deuda:

$$(30) \quad r_t - r^* = \bar{p} + \psi(e^{d-\bar{d}} - 1)$$

Donde ψ, \bar{d}, \bar{p} son parámetros fijos y r^* denota la tasa de interés mundial, que se asume constante. El parámetro \bar{p} captura el hecho de que, en promedio, los países emergentes y pobres pagan una prima de tasa de interés positiva. Se asume también que la prima del país, $p(d_t)$, es creciente.

Dada la exogeneidad del índice de precio de commodities, postulamos que el precio de estos bienes sigue un proceso autorregresivo AR(1) de la forma:

$$(27) \quad \widehat{p}_t^c = \rho \widehat{p}_{t-1}^c + \pi \epsilon_t^c$$

Donde \widehat{p}_t^c denota la desviación de la tendencia log-cuadrática, ϵ_t^c es una innovación (ruido blanco) *iid* con media cero y desviación estándar unitaria, $\rho \in (-1,1)$ denota la correlación serial del componente cíclico del precio del índice de commodities, y π denota la desviación estándar de la innovación en el proceso de este precio.

Equilibrio:

Un equilibrio va a quedar definido como un set de 30 procesos $k_{t+1}^c, k_{t+1}^n, k_{t+1}^m, i_t^c, i_t^n, i_t^m, h_t^c, h_t^n, h_t^m, c_t, c_t^m, n_t, m_t, \lambda_t, w_t^c, w_t^n, w_t^m, u_t^c, u_t^n, u_t^m, p_t^c, p_t^n, p_t^f, r_t, d_{t+1}, y_t^c, y_t^n, y_t^m, A_t, tb_t$ que satisfacen las 30 ecuaciones de equilibrio (Apéndice II) y el proceso estocástico ϵ_t^c .

III. Estrategia de Calibración y Datos

De forma de poder estudiar el efecto de los shocks de precios de commodities en el ciclo económico de los países emergentes, se genera un estudio de caso a través de un Small Open Economy Real Business Cycle Model (SOE-RBC) calibrado para 2 países emergentes exportadores de estos bienes y representativos de Latinoamérica: Chile y Colombia³. Se utilizan estos dos países dada la preponderancia del sector productor de commodities en estas economías, y de modo que sean representativos de las economías emergentes. Junto con lo anterior, Chile y Colombia presentan características similares en estructuras de producción y movimientos del ciclo económico, por lo que resulta interesante estudiar posibles diferencias en los efectos del shock. Tal como se puede observar en la Tabla 1, ambos países tienen sectores productivos de tamaño similar (relativo al PIB), al mismo tiempo que los movimientos del ciclo económico muestran volatilidades semejantes, aunque difieren en el procesos de shocks de commodities y volatilidades de la balanza comercial.

Junto con los dos países emergentes estudiados, y a modo de comparación, se incluye la calibración de Nueva Zelandia como representante de las economías desarrolladas exportadoras de commodities. Se utiliza Nueva Zelandia ya que este país, si bien es considerado un país desarrollado, posee una matriz de producción altamente dependiente de la producción y exportación de commodities, lo que lo hace vulnerable a shocks externos y, por ende, puede ser un buen punto de comparación. Esta heterogeneidad de países nos permite estudiar de mejor manera los efectos de los shocks de commodities en las economías, al mismo tiempo que entrega una mirada a las posibles diferencias de los efectos de estos shocks externos entre economías emergentes y desarrolladas.

Table 1: Structural comparison of countries

<i>Commodity Process AR(1)</i>		<i>Chile</i>	<i>Colombia</i>	<i>New Zealand</i>
Lag parameter of commodity	ρ	0.7297	0.7989	0.7736
Variance parameter of commodity	π	0.0213	0.0120	0.0072
<i>St. Deviation of Data</i>		<i>Chile</i>	<i>Colombia</i>	<i>New Zealand</i>
Commodity Index	p^c	0.0311	0.0199	0.0114
Trade Balance	tb/y	0.0223	0.0060	0.0010
Output	γ	0.0256	0.0246	0.0249
Consumption	c	0.0197	0.0170	0.0199
Investment	inv	0.0568	0.0685	0.0724
<i>Relative Share of Sectors</i>		<i>Chile</i>	<i>Colombia</i>	<i>New Zealand</i>
Commodity share of output	S_{yc}	0.188	0.170	0.098
Non-traded share of output	S_{yn}	0.647	0.666	0.728
Manufacture share of output	S_{ym}	0.165	0.164	0.174

La Tabla 1 se resumen algunas estadísticas descriptivas a modo de observar las posibles similitudes y diferencias entre los países estudiados. El proceso del precio de commodities corresponde a un AR(1) estimado de los datos provenientes del índice de commodities. Los *shares of output* por su parte, corresponde a la importancia relativa al PIB de cada sector productivo (Ver Apéndice III).

3-. Dada la calibración exhaustiva a nivel país que se genera en el presente estudio, solo 4 países de Latinoamérica presentan datos suficientes para la calibración, estos son: Chile, Colombia, Perú y Brasil. Dada la estructura de producción de Brasil, que consiste en un sector manufacturero muy desarrollado, se omite este país. De los 3 países restantes, Perú tiene una estructura de producción muy similar a Chile, por lo que en honor al tiempo reducido para el desarrollo de esta tesis se omite también este país.

De la Tabla 1, se puede observar que existe una similitud importante entre los países estudiados. Si bien el proceso de precio de los commodities parece ser mucho más volátil para el caso chileno, no parecen haber grandes diferencias entre Chile y Colombia además de las diferencias de volatilidad anteriormente planteada. Por otra parte, Nueva Zelandia, dada su condición de país desarrollado, difiere un poco de lo observado para los países emergentes estudiados. Entre estas diferencias, destacan una estructura de producción con menor importancia relativa de los commodities frente a los otros sectores y una menor volatilidad de los shocks de commodities. Las diferencias anteriormente planteadas, aunque menores, tienen su origen en la condición de Nueva Zelandia como país desarrollado, y parecen dar luces de un efecto diferenciado entre economías emergentes y desarrolladas.

De forma de hacer una calibración que represente los más fiel posible la realidad, la estrategia de calibración consiste en cuatro formas de calibración para subgrupos de parámetros según su importancia predictiva en el modelo y la disponibilidad de datos existente. Estos cuatro grupos son: Parámetros tomados de la literatura, parámetros estimados de datos independientes del modelo, parámetros calibrados para matchear (en estado estacionario) primeros momentos de los datos y parámetros calibrados para matchear segundos momentos de los valores salientes del modelo. Es decir, este último grupo busca matchear las volatilidades de las variables simuladas por el modelo con las volatilidades empíricas observadas en los datos. En el apéndice IV se presenta una tabla resumen de los parámetros y sus valores por país. A continuación, se describe en detalle cada grupo y su estrategia de calibración.

Parámetros obtenidos de la Literatura:

El primer grupo consisten en parámetros cuyos valores son obtenidos de la literatura, por lo que son independientes de los datos que el modelo busca replicar. Es decir, estos valores quedan definidos según estudios previos de *business-cycle models* u otros estudios, que buscan estimar valores específicos de los parámetros utilizados. Los parámetros que se incluyen en este subgrupo son principalmente aquellos que definen las formas funcionales de la función de utilidad, la producción o valores ampliamente utilizados en la literatura como estándares. Este subgrupo de parámetros en general no es esencial para lograr un buen match entre el modelo teórico y la evidencia empírica. Los parámetros que componen este grupo, sus valores y el origen de donde se obtienen estos, se presentan en la Tabla 2 a continuación.

Table 2: Structural Parameters Calibrated from literature

<i>Calibrated Parameters from Literature</i>	<i>Symbol</i>	<i>Value</i>	<i>Target Statistic</i>
Depreciation rate of capital	δ	0.1	Mendoza (1991) / Uribe & Schmitt-Grohé (2017)
World interest rate	r^*	0.04	Mendoza (1991) / Uribe & Schmitt-Grohé (2017)
Coefficient of relative risk aversion	σ	2	Mendoza (1991) / Uribe & Schmitt-Grohé (2017)
Armington curvature parameter	μ	1.25	Whalley (1985)
Utility discount factor	β	0.948	Inferred from interest rate
Curvature parameter of labor supply	$\omega_c, \omega_n, \omega_m$	1.455	Mendoza (1991)
Share of capital by sector	$\alpha_k^c, \alpha_k^n, \alpha_k^m$	by country	Guerriero (2019)
Share of commodity in manufacture	α_c^m	0.05	Shousha (2016)
Debt parameter	\bar{d}	0.7442	Kohn, Leibovici & Tretvoll (2018)

En la Tabla 2 se resume los valores de los parámetros obtenidos de la literatura y el origen de estos. Se asume que el parámetro de la curvatura de la oferta laboral y la participación del capital son iguales entre sectores dentro de un mismo país. El share del capital en los beneficios de la firma está disponible a nivel país, por lo que el *Share of capital by sector* va a tener valores iguales entre sectores, pero distintos entre países.

Parámetros estimados de los datos:

Este grupo de parámetros corresponde a aquellos que definen el proceso de precios de commodities (ρ, π) y el spread de tasa de interés (\bar{p}) que paga cada economía por sobre la tasa de interés mundial. Los valores de los parámetros son estimados de datos independientes del modelo.

El spread de tasa \bar{p} , dado por la prima por riesgo de los países emergentes del modelo teórico, es calibrado con el promedio del spread de tasa por país dado por el Emerging Market Bond Index Global (EMBIG) de JP Morgan Chase para toda la muestra existente (2000-2018). Para el caso de Nueva Zelandia se asume un spread cero dada su condición de país desarrollado.

Por otra parte, de forma de estimar el proceso que define el precio de commodities, se utilizan datos de *Commodity terms of trade index* del Fondo Monetario Internacional (IMF) para cada país, los cuales se obtiene de *Commodity Net Export Price Index*, de la Base de datos de *Commodity terms of trade*. Se extrae la tendencia log cuadrática de la serie y se estima el proceso AR(1).

$$p_t^c = \rho p_{t-1}^c + \pi \epsilon_t^c$$

Este índice, desarrollado por Gruss & Kebhaj (2019) consiste en un promedio ponderado de 40 commodities ampliamente transados internacionalmente, en donde la ponderación de cada commodity es específica a cada país y variable en el tiempo. Lo anterior implica que este índice posee una serie de ventajas por sobre el uso de otros índices para identificar el efecto de las variaciones de precios internacionales en estos bienes.

Una primera ventaja de este índice es que utiliza ponderaciones específicas para cada país, por lo que las variaciones del índice van a representar de mejor manera los efectos locales de los movimientos de precios internacionales. Si, por ejemplo, se utilizara un índice general para todos los países, dada la heterogeneidad de producción y consumo de commodities entre países, los movimientos en este no representarían bien los efectos reales en los países estudiados. Alternativamente, si se utilizara un único precio de commodity por país, se estaría sobreestimando la importancia del commodity y subestimando el efecto de estos shocks en la economía local.

Además de lo anterior, el uso de este índice de commodities permite identificar un shock exógeno. Esto ya que las economías en desarrollo estudiadas son pequeñas, por lo que no pueden afectar en forma significativa el precio de cada commodity particular, y menos todavía el precio de un conjunto de commodities fuertemente transados. Lo anterior es respaldado por Gruss & Kebhaj al efectuar un test de causalidad Granger.

Una tercera ventaja de este índice es que permiten identificar solo el movimiento de los precios y no de las cantidades al utilizar pesos variantes en el tiempo. Dado que se utilizan ponderaciones construidas como promedios móviles de los valores comerciales de tres años rezagados, como en Gruss (2014), el índice representa las variaciones de precios libres de los cambios de volúmenes.

Finalmente, al pondera los commodities por su importancia relativa en el PIB, se estudia la importancia relativa de cada commodity en la producción total de la economía. Esto es importante ya que no necesariamente los commodities más transados, son los commodities más producidos/consumidos en un país, por lo que controlar por su importancia en la producción total permite rescatar de forma más fidedigna la importancia de cada commodity en los países estudiados.

Es importante recordar que p_t^c representa el precio relativo entre bienes intermedios y bienes manufactureros, en donde se normalizó a 1 el precio de este último. Los precios de los commodities en el índice utilizado son construidos como el precio de las materias primas específicas para cada país en dólares, dividido por el índice de valor unitario del FMI para las exportaciones de manufacturas (o índice MUV). Por lo que se logra representar de manera exitosa el precio relativo de commodities en el modelo teórico con este índice.

Parámetros calibrados para matchear primeros momentos:

Este grupo de parámetros consiste en aquellos que son obtenidos de forma que el modelo logre de matchear los primeros momentos de los datos en estado estacionario. Es decir, estos parámetros van a quedar definidos de forma que el estado estacionario del modelo teórico represente lo mejor posible la evidencia empírica en los datos. Entre estos parámetros se encuentran el share de las manufacturas en la producción del bien final (χ^m) y las productividades de cada sector (A^c, A^n, A^m).

Los valores del share de las manufacturas en la producción del bien final (χ^m) y las productividades de cada sector (A^c, A^n, A^m) se pueden obtener a través de los shares empíricos de cada sector productivo en el PIB, es decir, la importancia relativa de cada sector. Para lo anterior primero definimos los shares de cada sector como:

$$S_{yc} = \frac{p_t^c y_t^c}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}, \quad S_{ym} = \frac{y_t^m}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

$$S_{yn} = \frac{p_t^n y_t^n}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}, \quad S_m = \frac{\text{Net Exports of } m_t}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

Donde S_{yc}, S_{ym}, S_{yn} representan la importancia relativa de la producción del sector de commodities, manufacturas y no transable respectivamente. S_m por su parte, representa la importancia de las exportaciones netas de manufacturas en el PIB. Los ratios anteriores se construyen con información sectorial de *United Nations Conference of Trade and Development* (UNCTAD) y datos de comercio de mercancías del Banco Mundial (WDI). Ver Apéndice III para más detalles sobre la construcción de estos shares y la estrategia de calibración.

Con los ratios anteriores, podemos construir el valor de χ^m directamente como:

$$\chi^m = \frac{\left(\frac{S_{ym} - S_m}{S_{yn}}\right)^{1/\mu}}{\left[1 + \left(\frac{S_{ym} - S_m}{S_{yn}}\right)^{1/\mu}\right]}$$

Por su parte, la inclusión de los parámetros de productividad no solo permite más flexibilidad en el modelo al considerar diferencias de productividad entre sectores, sino que también permite generar que el modelo represente las importancias empíricas de cada sector en el PIB. Para la estimación de las productividades de cada sector (A^c, A^n, A^m) vamos a calibrar de forma de que los valores de estos 3 parámetros permitan matchear las importancias relativas de cada sector en la economía en estado estacionario. Es decir, se va a imponer en el modelo que cada sector tenga la misma importancia relativa

que la observada en la data, y, por ende, los valores de las productividades van a ser aquellos que permitan que se cumplan estas restricciones. Para lo anterior, imponemos en estado estacionario que se cumpla:

$$S_{ym} = \frac{A^m (k_t^m)^{\alpha_k^m} (c_t^m)^{\alpha_c^m} (h_t^m)^{1-\alpha_k^m-\alpha_c^m}}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

$$S_{yn} = \frac{p_t^n A^n (k_t^n)^{\alpha_k^n} (h_t^n)^{1-\alpha_k^n}}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

$$S_{yc} = \frac{p_t^c A^c (k_t^c)^{\alpha_k^c} (h_t^c)^{1-\alpha_k^c}}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

Donde S_{ym}, S_{yn}, S_{yc} representan los shares de cada sector en la producción de la economía tal como fueron definidos anteriormente, por lo que son valores obtenidos de los datos. Con las tres restricciones anteriores vamos a obtener valores de las productividades de tal manera de matchear la importancia empírica de cada sector en el PIB.

En la tabla 3 se detallan los parámetros que componen este grupo y la capacidad del modelo de matchear los primeros momentos empíricos. Se puede observar que los valores de las productividades sectoriales en cada país nos permiten matchear perfectamente la importancia relativa de cada sector en estado estacionario.

Table 3: Structural Parameters calibrated to match First Moments

Parameter	Target Statistic (by country)	Chile		Colombia		New Zealand		
		Data	Model	Data	Model	Data	Model	
Armington parameter	χ	Relative size of sectors	0.281	0.281	0.218	0.218	0.242	0.242
TFP coefficient in commodity sector	A_c	Commodity share of output	0.188	0.188	0.170	0.170	0.098	0.098
TFP coefficient in non-traded sector	A_n	Non-traded share of output	0.647	0.647	0.666	0.666	0.728	0.728
TFP coefficient in manufacture sector	A_m	Manufacture share of output	0.165	0.165	0.164	0.164	0.174	0.174

En la Tabla 3 se detallan los parámetros calibrados para matchear primeros momentos en estado estacionario y la capacidad del modelo de replicar los datos. Se observa que el modelo logra matchear a la perfección los primeros momentos en estado estacionario, por lo que el modelo replica las importancias relativas al PIB de cada sector productivo.

Parámetros calibrados para matchear segundos momentos:

Este grupo de parámetros consiste en aquellos que son obtenidos de forma que el modelo logre de matchear los segundos momentos resultantes del modelo. Dada las formas funcionales de los costos de ajuste y de la tasa de interés definidos anteriormente, los parámetros de la elasticidad de la tasa de interés al nivel de deuda (ψ) y el parámetro que define el costo de ajuste del capital (ϕ) no afectan el estado estacionario del modelo. Por lo anterior, podemos utilizar estos parámetros para disciplinar los resultados del modelo, de forma que logren recrear lo mejor posible las volatilidades observadas en los datos. Es decir, se buscan los valores de estos parámetros en cada país que permitan matchear lo mejor posible las volatilidades del consumo, output, inversión y balanza comercial resultantes del modelo con las volatilidades de estas variables observadas en los datos (empíricas). Para lo anterior, primero se obtienen las volatilidades empíricas condicionales utilizando información del Banco Mundial (Ver apéndice I y V). Luego se corre el modelo y se obtienen los valores para ψ y ϕ , de forma de minimizar la función de pérdida:

$$F(dist) = \sum_i \left(\frac{\sigma_i^{Model}}{\sigma_i^{Data}} - 1 \right)^2 \text{ where } i = c, i, tb$$

Donde σ_i^{Data} representa la desviación estándar condicional de la variable $i = c, i, tb$ observada en los datos y σ_i^{Model} representa la desviación estándar de la variable $i = c, i, tb$ resultante del modelo. Con lo anterior, buscamos acercar los resultados del modelo lo más posible a la realidad al matchear los segundos momentos de los datos. Es importante recordar que estos parámetros no afectan el estado estacionario, por lo que su capacidad de afectar los resultados del modelo es limitada. Aun así, estos parámetros permiten disciplinar satisfactoriamente al modelo acorde a los rangos de error de estudios previos. En la tabla 4 se detallan los parámetros que componen este grupo y la capacidad del modelo de recrear los segundos momentos empíricos.

Table 4: Standard deviation conditional to shock, Data and Model fit.

St. Deviation		Chile		Colombia		New Zealand	
		Data	Model	Data	Model	Data	Model
Commodity	p^c	0.0311	0.0311	0.0199	0.0199	0.0114	0.0114
Trade Balance	tb/y	0.0223	0.0079	0.0060	0.0018	0.0010	0.0013
Output	y	0.0256	0.0308	0.0246	0.0119	0.0249	0.0203
Consumption	c	0.0197	0.0062	0.0170	0.0068	0.0199	0.0132
Investment	inv	0.0568	0.0062	0.0685	0.0065	0.0724	0.0125

En la Tabla 4 se resume los valores de los segundos momentos condicionales al shock de las variables que definen el ciclo económico tanto empíricos como las generadas por el Modelo. De forma de poder obtener las varianzas condicionales, y siguiendo a Uribe & Schmitt-Grohé (2017), se genera un SVAR (Ver Apéndice V).

De la Tabla 4 podemos observar que el modelo logra recrear relativamente bien las volatilidades empíricas de las variables de balanza comercial, output y consumo con rangos de error de orden similar a la literatura previa como Uribe & Schmitt-Grohe (2017) o Espino, Kozłowski, Martin & Sanchez (2020). Lamentablemente, el modelo tiende a subestimar transversalmente la volatilidad de la inversión, generando una fuerte desconexión entre los valores de la inversión generados en el modelo y los datos. Lo anterior se da ya que el modelo teórico posee una única fuente de variación externa, lo que dificulta la capacidad de este de generar una volatilidad suficientemente grande de la inversión frente a la volatilidad empírica de esta. Lo anterior se ve exacerbado dada la gran volatilidad de la inversión que se observa en los datos, siendo el componente más volátil de las variables que definen el ciclo económico.

Si bien esto podría ser solucionado en cierta medida al agregar nuevas fuentes de variabilidad externa, como lo sería incluir un shock de productividad, por ejemplo. No es claro que este sea el camino ideal a seguir, dado que una nueva fuente de variabilidad implica la necesidad de estimar exitosamente el proceso del nuevo shock en los datos de forma de alimentar el modelo, lo cual no es trivial.

IV. Resultados: Economías Emergentes

En esta sección se presentan los resultados principales obtenidos de la calibración del modelo a través de descomposición de varianza y funciones impulso respuesta de las principales variables que definen el ciclo económico de los países emergentes estudiados.

De forma de estudiar la importancia de los shocks de commodities, se presenta una descomposición de varianza de las principales variables que definen el ciclo económico. En la Tabla 5 se presenta la descomposiciones de varianza frente al shock de commodities, lo que permite estudiar la contribución de este en la volatilidad del ciclo en cada variable de interés.

Antes de continuar es necesaria una nota técnica. Dado que el modelo teórico solo posee una fuente de variación externa (shock de commodity), todos las varianzas resultantes de las variables son varianzas condicionales al shock (ya que no existe ninguna otra fuente de variación), por lo que no es posible construir la volatilidad incondicional (o volatilidad total) de las variables. De forma de solucionar este problema, y siguiendo a Uribe & Schmitt-Grohe (2017), se construyen las varianzas incondicionales de las variables con las volatilidades empíricas. Es decir, estudiamos la parte de la volatilidad total empírica de cada variable que puede ser explicada por los shocks de commodities y que fueron generadas por el modelo. La descomposición de varianza, como fue definida anteriormente, se presenta en la Tabla 5 a continuación.

Table 5: Share of Volatility Explained by Commodity Shocks in the Model by country.

Parametrization	Variance Share				
	com.	tb	y	c	inv.
Model (Chile)					
Baseline	100	21.0	35.7	9.8	3.8
Model (Colombia)					
Baseline	100	6.4	26.4	17.2	3.5
Average Emerging	100	13.7	31.0	13.5	3.6

La Tabla 5 resume la descomposición de varianza de las variables por país. El share de varianza representa la volatilidad condicional al shock de commodities de cada variable (resultante del modelo) dividido por la volatilidad incondicional empírica de cada variable. La última fila presenta el promedio simple de ambas economías. Dada la subestimación de la varianza de la inversión que afecta al modelo, los resultados de esta deben ser considerados como una cota inferior de los shares reales.

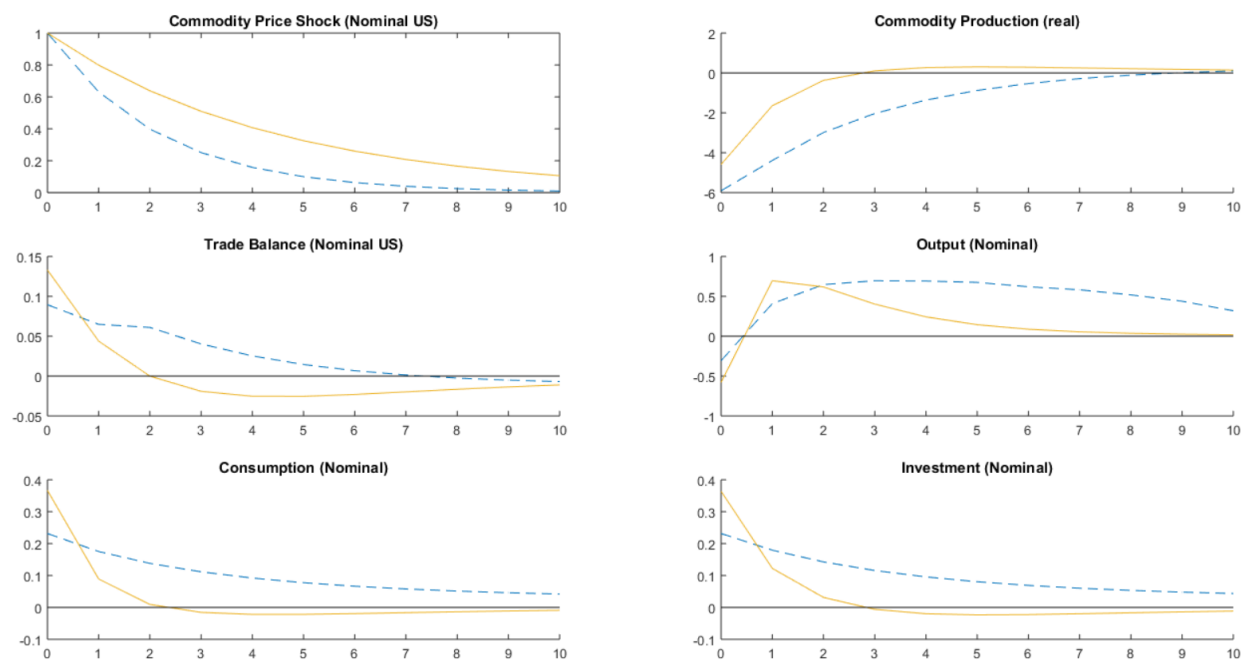
Del estudio de varianza anterior podemos observar que el modelo predice una parte importante de la varianza de las variables, siendo principalmente importante para predecir el comportamiento del output y consumo de la economía, pero genera efectos sorprendentemente pequeños para la inversión. La parte del output explicada por los shocks de commodities parece ser bastante similar entre países y representa valores en línea con lo encontrado por Drechsel, & Tenreyro (2017) para Argentina. El consumo por otra parte parece verse menos afectado frente a los shocks de commodities en Chile, explicando solo un 9.8% de su volatilidad, mientras que en Colombia los shocks de commodities explican una parte mayor de los

movimientos del consumo. Resalta la balanza comercial para el caso chileno, en donde un 21% de su volatilidad es explicada por los shocks de commodities. Lo anterior se da por la especialización de este país en la producción de cobre, el cual representa alrededor de un 47% de las exportaciones totales del país según datos de la Comisión Chilena del Cobre (Cochilco). Por lo anterior, pequeños cambios en el precio de este commodity dentro del índice se esperan generen grandes variaciones de la balanza comercial. En resumen, se observa un efecto importante de los shocks de commodities como factor explicativo de la alta volatilidad del ciclo económico de los países emergentes.

Dado el problema de subestimación de la volatilidad de la inversión inherente al modelo, se obtienen efectos muy bajos de los shocks de commodities en los movimientos de la inversión. Lo anterior presenta una fuente de mejora para estudios futuros y genera que los resultados de la inversión deban ser interpretados como una cota inferior de la verdadera importancia de los commodities en los movimientos de la inversión.

A continuación, se presentan las funciones de impulso respuesta de los países emergentes estudiados frente a una desviación de un 1% del precio de commodities de estado estacionario. Todas las variables son expresadas como desviaciones porcentuales del estado estacionario.

Impulse Response Functions of Emerging Economies: Business Cycle



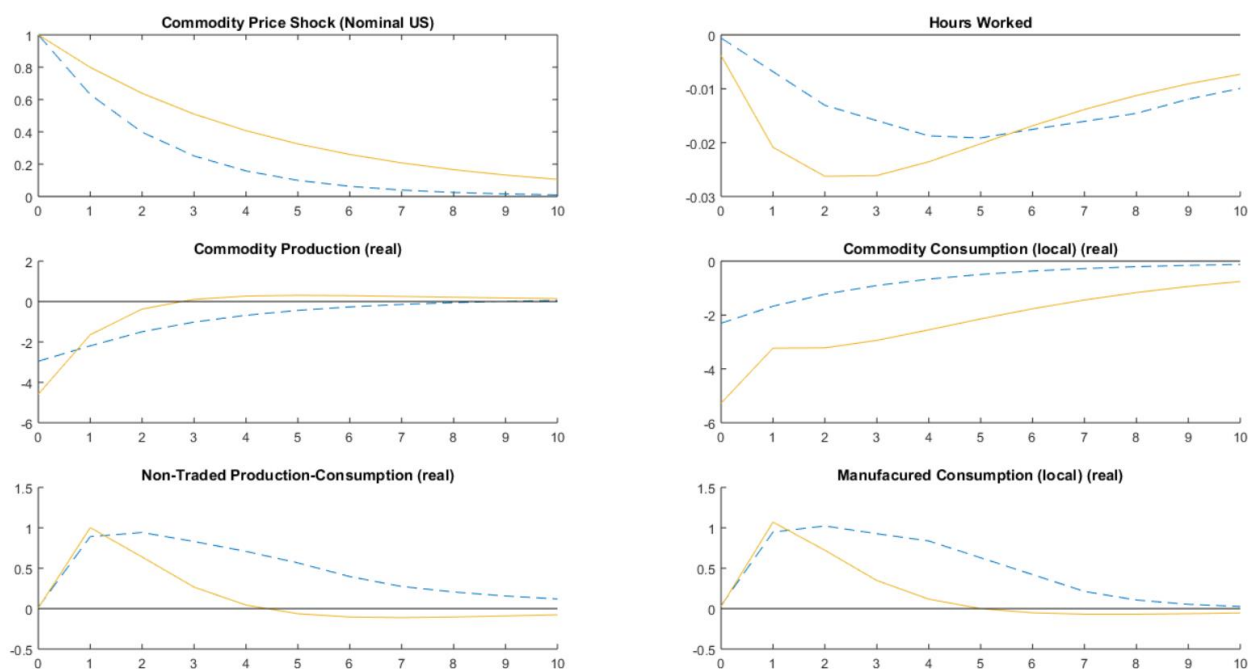
En el cuadro anterior se presentan las funciones impulso respuesta de las principales variables que definen el ciclo económico de los países emergentes estudiados: Colombia (línea continua) y Chile (línea discontinua). Todas las variables son expresadas como desviaciones porcentuales del estado estacionario. Cada periodo representa un año. Para cada país las funciones impulso respuesta son generadas utilizando la calibración específica de cada país.

De las funciones impulso respuesta anteriores se puede observar un claro aumento del producto nominal, consumo e inversión agregados de la economía acorde a la hipótesis de que los precios de commodities

mueven el ciclo económico de las economías emergentes. Los shocks de commodities generan efectos procíclicos en las principales variables del ciclo económico, generando un boom del gasto y aumento del producto. Frente a un aumento de precio de commodities de un 10%, se observa un aumento de un 3% (en promedio) sobre el consumo e inversión en impacto, para luego converger lentamente a su nivel de estado estacionario. El output por su parte cae levemente en impacto para luego mantenerse en un 5% (promedio) por sobre su tendencia durante los próximos 3 años para luego converger lentamente. La balanza comercial por su parte es positiva en impacto (1,2% en promedio), pero luego pasa a terreno levemente negativo en los años siguientes a medida que el shock se disipa.

Destaca también la mayor persistencia de los efectos en Chile, donde aun cuando el shock de commodities estimado converge más rápido al estado estacionario que el observado para Colombia, las demás variables parecen tener efectos de mayor magnitud y que persisten durante un periodo mayor. Esta mayor persistencia se da tanto en la producción real de commodities, como en las variables que definen el ciclo económico y podría ser explicada en parte por la mayor volatilidad de los precios de commodities observada en los datos. Es decir, una mayor volatilidad de los precios de estos bienes podría generar un ajuste más lento de la economía frente al shock, dada la dificultad de distinguir un shock externo de corto plazo de los movimientos naturales del ciclo.

Impulse Response Functions of Emerging Economies: By sectors



En el cuadro anterior se presentan las funciones impulso respuesta desagregadas por sectores productivos de los países emergentes estudiados: Colombia (línea continua) y Chile (línea discontinua). Todas las variables son expresadas como desviaciones porcentuales del estado estacionario. Cada periodo representa un año. Para cada país las funciones impulso respuesta son generadas utilizando la calibración específica de cada país. *Commodity Consumption* hace referencia al consumo de bienes intermedios en la producción local de manufacturas.

El aumento del output por su parte es explicado por el aumento real de la producción de bienes no transables y el aumento nominal de la producción de commodities, a pesar de las caídas reales en los

sectores de commodities y manufactureros. La caída en la producción real de commodities se explica por el claro efecto ingreso observado en la economía, en donde frente al aumento de los precios de commodities las horas trabajadas disminuyen. Por su parte, la caída en la producción real de manufacturas se debe tanto a la caída de las horas trabajadas, como al encarecimiento de los bienes intermedios, lo que hace menos competitivo internacionalmente a este sector (bien transado). Se observa que, si bien cae la producción de manufacturas local, hay un boom del consumo de manufacturas acorde a un boom del consumo agregado post shock. Este boom de consumo y mayor precio de commodities lleva a un claro aumento de la inversión dada por el shock de precios, que es explicada por un aumento real de la inversión en los sectores de commodities y no transable por la mayor demanda interna del país (mayor consumo de bienes) y una desinversión del sector productor de manufacturas por su mayor costo relativo de producción. Estos aumentos de la inversión en los sectores exportadores llevan a que tanto manufacturas como el sector de commodities converjan más rápido a sus niveles de estado estacionario.

Los movimientos de las variables anteriormente presentados son consistentes con la hipótesis de un efecto importante de los shocks de precios de commodities y muestran un claro efecto procíclico de los movimientos de precios internacionales de commodities en el ciclo económico de los países estudiados. Destaca la persistencia del shock externo en la economía local, que genera que algunas variables no converjan a su estado estacionario hasta casi 10 años después del shock, aun cuando las desviaciones del estado estacionario luego de 6 años de transcurrido el shock son pequeñas. Destacan también la lenta convergencia del consumo de commodities local y la producción de manufacturas local. Lo anterior podría ser un indicio de un efecto cuasi permanente de los shocks de commodities en la estructura de producción de la economía. Es decir, pareciera ser que los shocks de commodities afectan la importancia relativa de los sectores productivos en el mediano plazo, generando una mayor especialización en la extracción de commodities en la economía local a costa del sector manufacturero.

V. Resultados: Emergentes versus Desarrollados

De forma de poder estudiar las diferencias de los efectos de los shocks de commodities entre países emergentes y desarrollados, comparamos los resultados del modelo para los dos países emergentes (Chile y Colombia) con un tercer país desarrollado exportador de commodities: Nueva Zelandia. Se utiliza Nueva Zelandia ya que este país, si bien es considerado un país desarrollado, posee una matriz de producción altamente dependiente de la producción y exportación de commodities, lo que lo hace vulnerable a shocks externos y, por ende, puede ser un buen punto de comparación.

Tal como se generó anteriormente, se presenta la descomposición de varianza de forma de poder estudiar la importancia de los shocks de commodities y su poder explicativo de los movimientos del ciclo económico. Se presenta la descomposición de varianza para los países emergentes estudiados (Chile y Colombia) y para el país proxy de los países desarrollados (Nueva Zelandia). Esto permite estudiar la contribución de este en la volatilidad del ciclo en cada variable de interés para cada país estudiado.

Table 6: Share of Volatility Explained by Commodity Shocks: Emerging and Developed economy comparison.

Parametrization	Variance Share				
	com.	tb	y	c	inv.
<i>Emerging Economies</i>					
Chile	100	21.0	35.7	9.8	3.8
Colombia	100	6.4	26.4	17.2	3.5
<i>Developed Economies</i>					
New Zealand	100	5.1	11.1	8.2	0.7

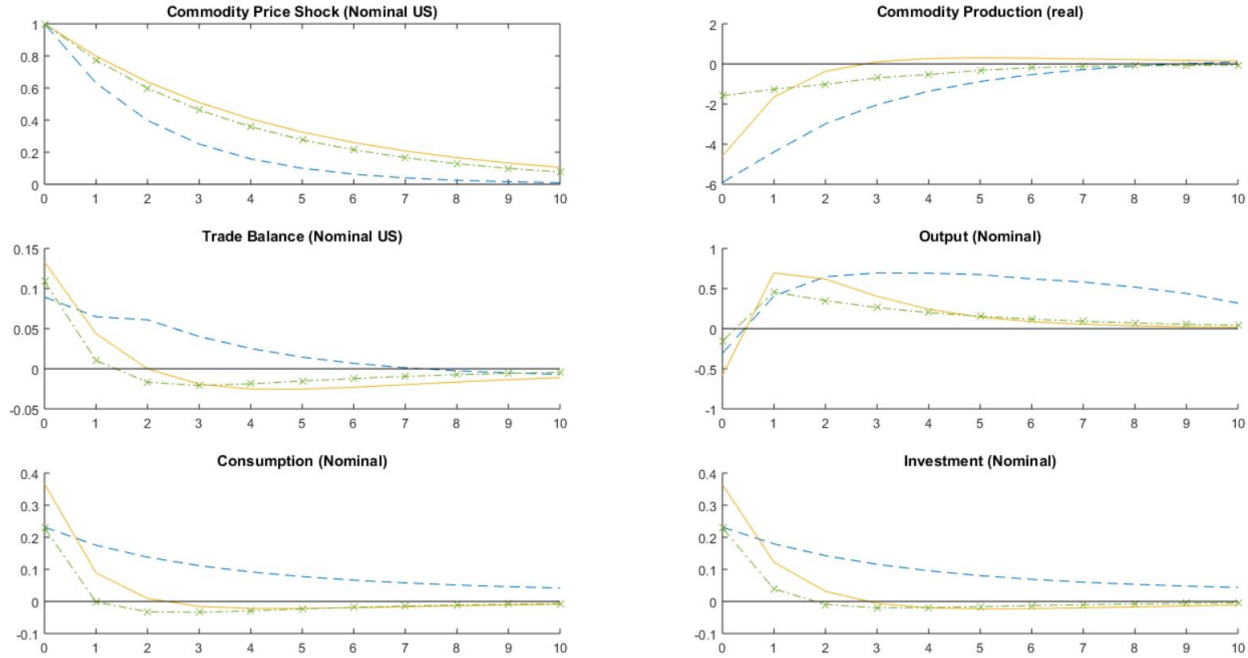
Esta tabla resume la descomposición de varianza de las variables por país. El share de varianza representa la volatilidad condicional al shock de commodities de cada variable dividido por la volatilidad incondicional empírica de cada variable. Dada la subestimación de la varianza de la inversión que afecta al modelo, los resultados de esta variable deben ser considerados como una cota inferior de los shares reales.

Del estudio de varianza anterior podemos observar que los shocks de commodities parecen ser mucho más explicativos de los ciclos económicos en los países emergentes frente a los países desarrollados. La parte del output explicada por los shocks de commodities es casi tres veces mayor para Chile y Colombia que lo encontrado para Nueva Zelanda. De la misma manera, la parte de la volatilidad del consumo explicada por estos shocks es mayor en Chile y Colombia acorde con un efecto amplificador de los ciclos económicos en las economías emergentes. En cuanto a la balanza comercial, no parecen haber grandes diferencias entre Colombia y Nueva Zelanda, ya que este último posee una estructura de exportación fuertemente cargada a los commodities, por lo que es de esperarse que el efecto en las exportaciones sea similar. Es decir, dado que los sectores de commodities tiene importancias relativas muy parecida en ambos países, es de esperarse que los movimientos de las exportaciones afecten de manera similar a la balanza comercial. En contraste, Chile muestra un efecto mucho mayor de la balanza comercial lo que, tal como se mencionó anteriormente, está dado por su gran dependencia a la exportación de un solo commodity, lo que lo hace más propenso a cambios bruscos en la balanza comercial. Con todo esto, los resultados anteriores parecen ser evidencia de un efecto amplificador de los shocks de commodities en las economías emergentes.

A continuación, se presentan las funciones de impulso respuesta a modo de comparación de los tres países estudiados frente a una desviación de un 1% del precio de commodities de estado estacionario. Todas las variables son expresadas como desviaciones porcentuales del estado estacionario.

De las funciones impulso respuesta conjuntas presentadas más abajo, si bien se puede observar un efecto similar entre economías emergentes y desarrolladas en cuanto a la dirección de los efectos del shock, se ve una clara diferencia en la magnitud y persistencia del efecto en el ciclo económico. Es decir, tanto en las economías emergentes como desarrolladas estudiadas se ve un efecto procíclico importante en las principales variables del ciclo económico, generando un boom del gasto, aumento del producto y un salto de la inversión. Pero las economías emergentes estudiadas muestran efectos del shock de commodities mucho mayores y que persisten más significativamente en el tiempo.

Impulse Response Functions: Emerging versus Developed Economies



En el cuadro anterior se presentan las funciones impulso respuesta de las principales variables que definen el ciclo económico de los países emergentes estudiados: Colombia (línea continua) y Chile (línea discontinua). También se presentan las funciones impulso respuesta del país desarrollado estudiado: Nueva Zelanda (línea discontinua con marcador de cruz). Todas las variables son expresadas como desviaciones porcentuales del estado estacionario. Cada periodo representa un año. Para cada país las funciones impulso respuesta son generadas utilizando la calibración específica de cada país.

Una posible explicación de este efecto amplificador es la existencia de mercados financieros menos desarrollados en los países emergentes exportadores de commodities, tal y como es evidenciado por Montfort & Ouedraogo (2020). Un mercado financiero menos desarrollado genera una menor capacidad de suavizamiento de los shocks. Es decir, dado que existen fricciones en el mercado financiero, un mercado menos desarrollado tiene una menor capacidad de suavizar los movimientos volátiles en los precios y, por ende, se traspasan estas volatilidades de precios a el ciclo económico, generando movimientos en el consumo, output e inversión que son mayores a los vistos en las economías desarrolladas.

De la misma manera, otro posible canal a través del cual los shocks de commodities pueden estar generando mayores volatilidades en los países emergentes, es el estudiado por Kohn, Leibovici & Tretvoll (2018) y que se refiere a los desbalances de producción y consumo que se observan en estas economías. Tal como muestran estos autores, a diferencia de los países desarrollados, los países emergentes muestran flujos comerciales sectoriales desbalanceados. Es decir, las economías emergentes tienen superávits comerciales en commodities y déficit comerciales en manufacturas, lo que genera que estén más expuestas a movimientos relativos de precios. Considerando estos posibles canales y los resultados encontrados, se observa un claro efecto amplificador de los shocks de commodities en los ciclos económicos de las economías emergentes.

VI. Conclusiones

El modelo aquí presentado y calibrado para dos países representativos de Latinoamérica (Chile y Colombia) muestra efectos importantes de los shocks de precios de commodities en el ciclo económico local. Se observan efectos procíclicos y persistentes en el output, balanza comercial, consumo e inversión, acorde con la hipótesis, confirmando que los shocks de commodities afectan el ciclo económico de los países emergentes. Al estudiar las descomposiciones de varianza se obtiene que los shocks de precios de commodities explican en promedio un 31% de la volatilidad de los movimientos del producto y un 13% de la volatilidad de los movimientos del consumo en los países emergentes estudiados, en línea con encontrado por Fornero, Kirchner & Yany (2016) y Drechsel & Tenreyro (2017). Lo anterior plantea a los shocks de commodities como un factor explicativo de los movimientos del ciclo económico en los países emergente.

Se observa también que los movimientos de los precios de commodities tienen efectos importantes y persistentes en los sectores productivos de las economías afectadas, mostrando aumentos importantes en la producción real del sector no transable y nominal del sector productor de commodities que compensan las caídas en la producción de manufacturas local. Lo anterior puede ser relevante ya que super ciclos como el boom de commodities evidenciado en la primera década de este siglo podrían generar efectos negativos persistentes en el mediano plazo en los sectores manufactureros de las economías emergentes, que lleven a una mayor especialización de estas economías a los sectores extractivos de commodities y, por ende, amplifique aún más la exposición de los ciclos económicos locales a los movimientos de precios internacionales de commodities.

Al contrastar los resultados del modelo para los países emergentes estudiados con Nueva Zelandia, país desarrollado exportador de commodities, se encuentra una mayor amplitud y persistencia de los efectos de shocks de commodities en el ciclo económico de los países emergentes frente a los observados para Nueva Zelandia. Lo anterior parece ser evidencia de un efecto amplificador de los shocks de commodities en los ciclos de los países emergentes, por lo que estos shocks externos podrían ser un factor clave para entender las diferencias en las volatilidades de los ciclos económicos entre los países emergentes y desarrollados.

Una posible fuente de mejora para el modelo aquí planteado hace referencia a la incapacidad de este de generar suficiente volatilidad en la inversión, lo que lleva a una consecuente subestimación del efecto de los shocks externos en la inversión. Tal como se planteó anteriormente, esto se debe a que el modelo teórico posee una única fuente de variación externa, lo que dificulta la capacidad de este de generar una volatilidad suficientemente grande de la inversión frente a la volatilidad empírica de esta. Si bien esto podría ser solucionado parcialmente al agregar nuevas fuentes de variabilidad externa al modelo que permitan generar una mayor volatilidad de las variables, se genera un problema aún mayor. Al agregar una nueva fuente de variación externa al modelo se requiere la estimación del proceso de este nuevo shock, lo cual no es trivial. Los shocks de productividad parecen ser el candidato natural, pero su estimación no es fácil. Las estrategias para estimar estos shocks han sido un tema de discusión en la literatura desde los primeros modelos de Solow, por lo que no es claro el camino a seguir para su incorporación. Aun considerando lo anterior, el modelo parece representar de forma exitosa los efectos de los shocks de commodities en las economías emergentes latinoamericanas para el resto de las variables que definen el ciclo económico.

Junto a lo anterior, un posible canal que puede ser relevante, y que está siendo obviado en el modelo, es el papel de la política fiscal y monetaria en los movimientos del ciclo económico. Dado que no existe gobierno en el modelo, se está eliminando todo posible efecto de decisiones de política fiscal que puedan afectar el ciclo y que se espera están muy ligadas a los movimientos de commodities. Lo anterior ya que los gobiernos de las economías emergentes típicamente poseen (al menos parte de) el sector de empresas exportadoras de materias primas o las gravan fuertemente para financiar el gasto en otros lugares (Fernández, González & Rodríguez. 2018). Por lo que la adición de este canal podría ayudar al modelo y reforzar el efecto procíclico de los commodities en el ciclo económico.

References:

- Aguiar, Mark, and Gopinath. 2007. Emerging market business cycles: The cycle is the trend. *Journal of Political Economy* 115(1): 69-102.
- Andrés Fernández, Stephanie Schmitt-Grohé & Martín Uribe (2017) World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, Volume 108, Supplement 1, May 2017, Pages S2-S14.
- Bertrand, Gruss & Kebhaj. (2019). Commodity Terms of Trade: A New Database. IMF Working Papers.
- Chen, Yu-Chin, Rogoff, Kenneth and Rossi, Barbara, (2010), Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?, *The Quarterly Journal of Economics*, 125, issue 3, p. 1145-1194.
- Constantino Hevia & Pablo Andrés Neumeyer (2020, April 21). A perfect storm: COVID-19 in emerging economies. Voxeu <https://voxeu.org/article/perfect-storm-covid-19-emerging-economies>
- Drechsel, T., & Tenreyro, S. (2017). Commodity Booms and Busts in Emerging Economies. *Journal of International Economics*, Volume 112, May 2018, Pages 200-218.
- Espino, E. Kozlowski, J. Martin, F. and Sanchez, J. (2020). "Seigniorage and Sovereign Default: The Response of Emerging Markets to COVID-19," Working Papers 2020-017, Federal Reserve Bank of St. Louis, revised 07 Aug 2020.
- García-Cicco, Javier, Roberto Pancrazi, and Martín Uribe. 2010. "Real Business Cycles in Emerging Countries?" *American Economic Review*, 100 (5): 2510-31.
- Guerriero M. (2019) The Labor Share of Income Around the World: Evidence from a Panel Dataset. In: Fields G., Paul S. (eds) *Labor Income Share in Asia*. ADB Institute Series on Development Economics. Springer, Singapore.
- Gruss, B. 2014. "After the Boom-Commodity Prices and Economic Growth in Latin America and the Caribbean." IMF Working Papers 14/154, International Monetary Fund.
- Hevia and Neumeyer (2020): Constantino Hevia and Pablo Andres Neumeyer. A perfect storm: Covid-19 in emerging economies. VOX CEPR Policy Portal, April 2020.
- Jorge Fornero & Markus Kirchner & Andrés Yany, 2016. "Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity-Exporting Economies," Working Papers Central Bank of Chile 773, Central Bank of Chile.
- David Kohn & Fernando Leibovici & Hakon Tretvoll, 2018. "Trade in Commodities and Business Cycle Volatility," Working Papers 2018-5, Federal Reserve Bank of St. Louis, revised 10 Jul 2019.
- Mlachila, Montfort, and Ouedraogo, Rasmané (2020). "Financial Development Curse in Resource-rich Countries: The Role of Commodity Price Shocks." *The Quarterly Review of Economics and Finance* 76 (2020): 84-96.
- Neumeyer, Pablo A. & Perri, Fabrizio, 2005. "Business cycles in emerging economies: the role of interest rates," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 52(2), pages 345-380, March.

Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2018), HOW IMPORTANT ARE TERMS-OF-TRADE SHOCKS?. *International Economic Review*, 59: 85-111

Shousha, S., 2016. Macroeconomic effects of commodity booms and busts: the role of financial frictions, Mimeo.

Stephanie Schmitt-Grohé & Martín Uribe, 2015. "How Important Are Terms Of Trade Shocks?," NBER Working Papers 21253, National Bureau of Economic Research, Inc.

Uribe, M., & Schmitt-Grohe, S. (2017). *Open economy macroeconomics*. Princeton University Press, 2017.

Appendix I:

Tal como se mencionó anteriormente, para estudiar el ciclo económico chileno de forma teórica estudiamos 6 variables macroeconómicas que definen el estado de la economía, en línea con Uribe & Schmitt-Grohé (2017). Estas son: producto per cápita (GDP per cápita), consumo privado per cápita, inversión per cápita, precio real de índice de commodities, balanza comercial y tipo de cambio real. Para calcular las estadísticas del ciclo económico utilizamos datos de series de tiempo anuales, de la Base de datos de Indicadores del desarrollo mundial (WDI) del Banco Mundial. Todas las series se expresan en niveles reales (usando el GDP per cápita real para variables en %) y luego se extrae la tendencia log cuadrática, con la única excepción de la balanza comercial. Para esta última variables primero es expresada en niveles y luego es dividida por el componente de la tendencia del producto per cápita, luego de esto se extrae la tendencia cuadrática. Lo anterior debido a que la serie de balanza comercial toma valores negativos por lo que no tiene sentido una extraer una tendencia log cuadrática.

Abbreviation	Series Name	Series Code	Origin
p_c	Commodity terms of trade (Index)	Commodity Net export Price Index	IMF Commodity terms of trade Dataset
tb/y	Imports of goods and services (% of GDP)	NE.IMP.GNFS.ZS	World Bank WDI Dataset
	Exports of goods and services (% of GDP)	NE.EXP.GNFS.ZS	World Bank WDI Dataset
y	GDP per capita (constant LCU)	NY.GDP.PCAP.KN	World Bank WDI Dataset
c	Households and NPISHs final consumption expenditure (%GDP)	NE.CON.PRVT.ZS	World Bank WDI Dataset
i	Gross capital formation (% of GDP)	NE.GDI.TOTL.ZS	World Bank WDI Dataset
rer	Real effective exchange rate (index)	PX.REX.REER	World Bank WDI Dataset

Appendix II:

Las ecuaciones que se deben cumplir en el equilibrio competitivo se definen a continuación:

- (1) $k_{t+1}^c = (1 - \delta)k_t^c + i_t^c$
- (2) $k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n$
- (3) $k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m$
- (4) $U_1(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t$
- (5) $-U_2(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t w_t^c$
- (6) $-U_3(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t w_t^n$
- (7) $-U_4(c_t, h_t^c, h_t^n, h_t^m) = p_t^f \lambda_t w_t^m$
- (8) $\lambda_t = \beta(1 + r_t)E_t \lambda_{t+1}$
- (9) $p_t^f \lambda_t [1 + \Phi'_c(k_{t+1}^c - k_t^c)] = \beta E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^f [u_{t+1}^c + 1 - \delta + \Phi'_c(k_{t+2}^c - k_{t+1}^c)]$
- (10) $p_t^f \lambda_t [1 + \Phi'_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] = \beta E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^f [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \Phi'_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)]$
- (11) $p_t^f \lambda_t [1 + \Phi'_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] = \beta E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^f [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \Phi'_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)]$
- (12) $y_t^c = C(h_t^c, k_t^c) = A^c (k_t^c)^{\alpha_k^c} (h_t^c)^{1-\alpha_k^c}$
- (13) $y_t^n = N(h_t^n, k_t^n) = A^n (k_t^n)^{\alpha_k^n} (h_t^n)^{1-\alpha_k^n}$
- (14) $y_t^m = M(h_t^m, k_t^m) = A^m (k_t^m)^{\alpha_k^m} (c_t^m)^{\alpha_c^m} (h_t^m)^{1-\alpha_k^m - \alpha_c^m}$

$$(15) \quad A(m_t, n_t) = \left[\chi^m (m_t)^{1-\frac{1}{\mu}} + (1 - \chi^m) (n_t)^{1-\frac{1}{\mu}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu}}}$$

Commodity:

$$p_t^c C(h_t^c, k_t^c) - p_t^f w_t^c h_t^c - p_t^f u_t^c k_t^c$$

$$(16) \quad p_t^c C_1(h_t^c, k_t^c) = p_t^f w_t^c$$

$$(17) \quad p_t^c C_2(h_t^c, k_t^c) = p_t^f u_t^c$$

Non-Tradable:

$$p_t^n N(h_t^n, k_t^n) - p_t^f w_t^n h_t^n - p_t^f u_t^n k_t^n$$

$$(18) \quad p_t^n N_1(h_t^n, k_t^n) = p_t^f w_t^n$$

$$(19) \quad p_t^n N_2(h_t^n, k_t^n) = p_t^f u_t^n$$

$$(20) \quad n_t^A = N(h_t^n, k_t^n)$$

Tradable:

$$M(h_t^m, k_t^m, c_t^m) - p_t^f w_t^m h_t^m - p_t^f u_t^m k_t^m - p_t^c c_t^m$$

$$(21) \quad M_1(h_t^m, k_t^m, c_t^m) = p_t^f w_t^m$$

$$(22) \quad M_2(h_t^m, k_t^m, c_t^m) = p_t^f u_t^m$$

$$(23) \quad M_3(h_t^m, k_t^m, c_t^m) = p_t^c$$

Final Good:

$$p_t^f A(m_t, n_t) - m_t - p_t^n n_t$$

$$(24) \quad p_t^f A_1(m_t, n_t) = 1$$

$$(25) \quad p_t^f A_2(m_t, n_t) = p_t^n$$

$$(26) \quad c_t + i_t^c + i_t^n + i_t^m + \Phi_c(k_{t+1}^c - k_t^c) + \Phi_n(k_{t+1}^n - k_t^n) + \Phi_m(k_{t+1}^m - k_t^m) = A(m_t, n_t)$$

$$(27) \text{ Exogenous commodity} \quad \ln(p_t^c) = \rho \ln(p_{t-1}^c) + \pi \epsilon_t^{com}$$

$$(28) \text{ Country Resource Constraint} \quad \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = d_t - tb_t$$

$$(29) \text{ Trade Balance definition} \quad tb_t = (y_t^m - m_t^A) + p_t^c (y_t^c - c_t^m)$$

$$(30) \text{ Interest rate} \quad r_t = r^* + \bar{p} + \psi(e^{d-\bar{d}} - 1)$$

Appendix III:

Commodity proces

De forma de calibrar el shock de precio de commodities, se utilizan datos de commodity terms of trade index del IMF para cada país. Se extrae la tendencia log cuadrática de la serie y se estima el proceso AR(1).

$$\widehat{p}_t^c = \rho \widehat{p}_{t-1}^c + \pi \epsilon_t^c$$

Interest rate spread

El spread de tasa \bar{p} dado por la prima por riesgo de los países emergentes del modelo teórico, es calibrado con el promedio del spread de tasa por país dado por el Emerging Market Bond Index Global (EMBIG) de JP Morgan Chase para toda la muestra existente (2000-2018). Para el caso de Nueva Zelanda se asume un spread de cero dada su condición de país desarrollado.

Manufature good share of final good

El share de las manufacturas en la producción del bien final se obtiene utilizando datos de la importancia relativa de cada sector con respecto al PIB. Lo anterior es posible ya que, del agregador de armington se puede obtener la siguiente igualdad:

$$A(m_t, n_t) = \left[\chi^m (m_t)^{1-\frac{1}{\mu}} + (1-\chi^m) (n_t)^{1-\frac{1}{\mu}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu}}} \rightarrow \frac{m_t}{p_t^n n_t} = \left(\frac{\chi^m}{1-\chi^m} \right)^\mu$$

Y, como:

$$\frac{m_t}{p_t^n n_t} = \frac{m_t}{p_t^n y_t^n} = \frac{y_t^m - \text{Net exports of } m_t}{p_t^n y_t^n} = \frac{\left(\frac{y_t^m - \text{Net exports of } m_t}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m} \right)}{\left(\frac{p_t^n y_t^n}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m} \right)} = \frac{S_{ym} - S_m}{S_{yn}}$$

Podemos usar ambos resultados anteriores para escribir el share de manufacturas en el bien final en función de los shares de cada sector en el PIB.

$$\chi^m = \frac{\left(\frac{S_{ym} - S_m}{S_{yn}} \right)^{1/\mu}}{\left[1 + \left(\frac{S_{ym} - S_m}{S_{yn}} \right)^{1/\mu} \right]}$$

Donde

$$S_{ym} = \frac{y_t^m}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}, \quad S_m = \frac{\text{Net exports of } m_t}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}, \quad S_{yn} = \frac{p_t^n y_t^n}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

Con lo anterior hemos obtenido el share de manufacturas en el bien final a partir de los datos empíricos. La calibración de los shares de cada sector no es trivial. Utilizamos datos de valor agregado por tipo de gasto en el PIB obtenidos de United Nations Conference of Trade and Development (UNCTAD). Dado que el sector no transable no está definido en las estadísticas utilizadas, este se construye como la suma del valor agregado del sector servicios y el sector construcción que por su naturaleza es no transable, relativo al PIB. Por su parte, el share de las exportaciones netas de manufacturas en el PIB se construye utilizando datos de exportaciones e importaciones de

manufacturas siguiendo a Kohn, Leibovici & Tretvoll (2018). Las exportaciones netas se construyen de la siguiente forma:

Net exports of manufactures / GDP: [Exports of manufactures (% of merchandise exports) × Merchandise exports – Imports of manufactures (% of merchandise imports) × Merchandise imports] / GDP

Donde los valores empíricos utilizados se detallan a continuación.

Series Name	Series Code	Origin
Manufactures exports (% of merchandise exports)	TX.VAL.MANF.ZS.UN	World Bank WDI Dataset
Manufactures imports (% of merchandise imports)	TM.VAL.MRCH.CD.WT	World Bank WDI Dataset
Merchandise exports (current US\$)	TX.VAL.MRCH.CD.WT	World Bank WDI Dataset
Merchandise imports (current US\$)	TM.VAL.MRCH.CD.WT	World Bank WDI Dataset
GDP (current US\$)	NY.GDP.MKTP.CD	World Bank WDI Dataset

Productivity Parameter by sector

De forma de estimar los valores de las productividades de cada sector vamos a buscar los valores de estos 3 parámetros que permitan matchear las importancias relativas de cada sector en la economía en estado estacionario. Es decir, se va a imponer en el modelo que cada sector tenga la misma importancia relativa que la observada en la data en el SS, y, por ende, los valores de las productividades van a ser aquellos que permitan que se cumplan estas restricciones.

Las restricciones impuestas en SS son:

$$S_{ym} = \frac{A^m (k_t^m)^{\alpha_k^m} (c_t^m)^{\alpha_c^m} (h_t^m)^{1-\alpha_k^m-\alpha_c^m}}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

$$S_{yn} = \frac{p_t^n A^n (k_t^n)^{\alpha_k^n} (h_t^n)^{1-\alpha_k^n}}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

$$S_{yc} = \frac{p_t^c A^c (k_t^c)^{\alpha_k^c} (h_t^c)^{1-\alpha_k^c}}{p_t^c y_t^c + p_t^n y_t^n + y_t^m}$$

Donde S_{ym} , S_{yn} , S_{yc} representan los shares de cada sector en la producción de la economía tal como fueron definidos anteriormente.

Appendix IV:

En la Tabla A4 se presenta una tabla resumen con los parámetros de la calibración y sus valores finales por país. Se agrupan los parámetros según la estrategia de calibración presentada anteriormente. El spread de tasa para Nueva Zelanda toma el valor cero acorde a su condición de país desarrollado.

Table A4: Structural Parameters of Model: Baseline Calibration by country

<i>Calibrated Parameters from Literature</i>		<i>Chile</i>	<i>Colombia</i>	<i>New Zealand</i>
Depreciation rate of capital	δ	0.1	0.1	0.1
World interest rate	r^*	0.04	0.04	0.04
Coefficient of relative risk aversion	σ	2	2	2
Armington curvature parameter	μ	1.25	1.25	1.25
Utility discount factor	β	0.948	0.948	0.948
Curvature parameter of labor supply	$\omega_c, \omega_n, \omega_m$	1.455	1.455	1.455
Share of capital in sector i	$\alpha_k^c, \alpha_k^n, \alpha_k^m$	0.36	0.38	0.33
Share of commodity in manufacture	α_c^m	0.05	0.05	0.05
Debt parameter	\bar{d}	0.7442	0.7442	0.7442
<i>Estimated Parameters from Data</i>		<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
Spread of economy parameter	\bar{p}	0.0145	0.0277	0
Lag parameter of commodity	ρ	0.7297	0.7989	0.7736
Variance parameter of commodity	π	0.0213	0.0120	0.0072
<i>Calibrated Parameters: Match first moments</i>		<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
Armington parameter	χ^m	0.2817	0.2187	0.2416
TFP coefficient in commodity sector	A^c	0.5701	0.5642	0.4537
TFP coefficient in non-traded sector	A^n	3.6016	2.7086	20.8004
TFP coefficient in manufacture sector	A^m	1.5879	1.3411	1.4126
<i>Calibrated Parameters: Best fit of Outcome-Data</i>		<i>Value</i>	<i>Value</i>	<i>Value</i>
Elastic interest-rate parameter	ψ	0.086	94.6	170.8
Capital adjustment parameter	φ	0.288	0.319	0.045

Appendix V:

Dado que el modelo teórico utilizado tiene un único shock externo, los resultados de las variables del modelo teórico están condicionadas al shock. Es decir, los resultados del modelo para las variables son condicionales en el shock por lo que, de forma de poder hacer un símil entre la realidad empírica dada por los datos y los resultados teóricos del modelo es necesario estudiar los segundos momentos de las variables condicionales a los shocks de commodities. Para lo anterior se construye un modelo empírico SVAR siguiendo a Uribe & Schmitt-Grohé (2017) de forma de obtener las volatilidades de las variables explicadas por el shock de commodity (volatilidades condicionales).

Siguiendo a Uribe & Schmitt-Grohé (2017) primero definimos las variables de los valores contemporáneos como:

$$x_t = \begin{bmatrix} x_t^1 \\ x_t^2 \end{bmatrix}, \text{ donde } x_t^1 = \widehat{p}_t^c \text{ y } x_t^2 = \begin{bmatrix} \widehat{tb}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{c}_t \\ \widehat{l}_t \\ \widehat{rer}_t \end{bmatrix}$$

Las variables $\widehat{y}_t, \widehat{c}_t, \widehat{l}_t, \widehat{rer}_t$ denotan desviaciones de la tendencia log-cuadrática, mientras que \widehat{tb}_t denota la desviación de la tendencia cuadrática del ratio de la balanza comercial sobre el componente tendencial del producto (Ver Apéndice I). Nuestro sistema SVAR, queda definido de forma matricial:

$$x_t = h_x x_{t-1} + \Pi \epsilon_T$$

Que en su forma expandida puede ser representado como:

$$\begin{bmatrix} \widehat{p}_t^c \\ \widehat{tb}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{c}_t \\ \widehat{l}_t \\ \widehat{rer}_t \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} \rho_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_0^1 \rho_1 + \alpha_1^1 & \rho_2^{1,1} & \rho_2^{1,2} & \rho_2^{1,3} & \rho_2^{1,4} & \rho_2^{1,5} \\ \alpha_0^2 \rho_1 + \alpha_1^2 & \rho_2^{2,1} & \rho_2^{2,2} & \rho_2^{2,3} & \rho_2^{2,4} & \rho_2^{2,5} \\ \alpha_0^3 \rho_1 + \alpha_1^3 & \rho_2^{3,1} & \rho_2^{3,2} & \rho_2^{3,3} & \rho_2^{3,4} & \rho_2^{3,5} \\ \alpha_0^4 \rho_1 + \alpha_1^4 & \rho_2^{4,1} & \rho_2^{4,2} & \rho_2^{4,3} & \rho_2^{4,4} & \rho_2^{4,5} \\ \alpha_0^5 \rho_1 + \alpha_1^5 & \rho_2^{5,1} & \rho_2^{5,2} & \rho_2^{5,3} & \rho_2^{5,4} & \rho_2^{5,5} \end{bmatrix}}_{h_x} \begin{bmatrix} \widehat{p}_{t-1}^c \\ \widehat{tb}_{t-1} \\ \widehat{y}_{t-1} \\ \widehat{c}_{t-1} \\ \widehat{l}_{t-1} \\ \widehat{rer}_{t-1} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} \pi & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_0^1 \pi & \gamma_2^{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_0^2 \pi & \gamma_2^{2,1} & \gamma_2^{2,2} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_0^3 \pi & \gamma_2^{3,1} & \gamma_2^{3,2} & \gamma_2^{3,3} & 0 & 0 \\ \alpha_0^4 \pi & \gamma_2^{4,1} & \gamma_2^{4,2} & \gamma_2^{4,3} & \gamma_2^{4,4} & 0 \\ \alpha_0^5 \pi & \gamma_2^{5,1} & \gamma_2^{5,2} & \gamma_2^{5,3} & \gamma_2^{5,4} & \gamma_2^{5,5} \end{bmatrix}}_{\Pi} \begin{bmatrix} \epsilon_{c,t} \\ \epsilon_{tb,t} \\ \epsilon_{y,t} \\ \epsilon_{c,t} \\ \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{rer,t} \end{bmatrix}$$

De la expresión anterior se pueden observar dos grandes supuestos detrás de este modelo (que están relacionados) que dan forma al sistema estructural y permiten solucionar el problema de identificación. El primero de estos es que el precio de commodities es un proceso exógeno y no depende del resto de las variables endógenas $\widehat{tb}_t, \widehat{y}_t, \widehat{c}_t, \widehat{l}_t, \widehat{rer}_t$ del modelo. El segundo supuesto hace referencia a la forma que tiene la matriz de varianza-covarianza de los residuos Π que se asume triangular inferior acorde a una descomposición de Cholesky. Esto último implica que los shocks contemporáneos de las variables inferiores de x_t^2 no afectan a las variables superiores. Por ejemplo, se asume que los shocks a la inversión no afectan de forma contemporánea a la balanza comercial, mientras que los shocks a la balanza comercial si afectan de forma contemporánea a la inversión. Ambos supuestos son necesarios para la identificación del sistema y la exogeneidad del shock.

Con el sistema anterior podemos obtener la volatilidad de las variables explicadas por el shock (segundos momentos condicionales al shock), lo que nos permite disciplinar el modelo teórico de forma que este represente lo mejor posible la realidad.