

Avances en Economía Internacional, Finanzas y Desarrollo

VÍCTOR HUGO GUALAJARA ESTRADA
ANTONIO RUÍZ PORRAS
COORDINADORES

Departamento de Métodos Cuantitativos
Doctorado en Estudios Económicos
Centro de Investigación de Teoría Económica
Cuerpo Académico UDG-CA-826
“Temas de Economía Internacional, Finanzas y Desarrollo”

El material publicado fue dictaminado por investigadores con amplio reconocimiento científico bajo el sistema de doble ciego emitido por académicos (internos o externos) a esta institución, especialistas en la materia.

Este libro fue financiado con recursos del Subsidio Federal 2021 del Departamento de Métodos Cuantitativos para el proyecto #####, y del Programa de Incorporación y Permanencia del Posgrado en el pnp (PROINPEP, Dictamen ii/2020/537) para el Doctorado en Estudios Económicos del Centro Universitario de Ciencias Económico-Administrativas (CUCEA).

El PROINPEP, el programa institucional de la Universidad de Guadalajara que tiene como objetivo fomentar la mejora continua y el aseguramiento de la calidad y pertinencia de los programas de posgrado de la Universidad de Guadalajara para garantizar su permanencia y promoción en el padrón del Programa Nacional de Posgrados de Calidad (PNPC) del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT).

Primera edición, 2021

D.R. © 2021, UNIVERSIDAD DE GUADALAJARA

Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas

Periférico Norte # 799

Núcleo Universitario Los Belenes

C. P. 45100, Zapopan, Jalisco, México

ISBN: 978-607-571-233-8

E-ISBN: 978-607-571-234-5

Impreso y hecho en México

Printed and made in Mexico

CONTENIDO

| | |
|--|-----|
| Introducción | 9 |
| Víctor Hugo Gualajara Estrada y Antonio Ruiz Porras | |
| ECONOMÍA INTERNACIONAL Y DESARROLLO | |
| 17 | |
| Capítulo 1. Identificación de clústeres de nueva inversión extranjera directa (Greenfields) en México | 19 |
| Moisés Alejandro Alarcón Osuna y David Salvador Cisneros Zepeda | |
| Capítulo 2. Inversión extranjera directa y política de patentes en México entre 1950 y 1970 | 41 |
| Juan Ignacio Campa Navarro | |
| Capítulo 3. Fluctuaciones cíclicas de México y sus principales socios comerciales | 63 |
| Dulce Albarrán Macías y Jorge Luis Moranchel Bustos | |
| Capítulo 4. Exportación de materias primas, términos de intercambio y desarrollo económico | 85 |
| Enrique Ramón Casares Gil, Iván Porras Chaparro y Lucia Atzimba Ruiz Galindo | |
| Capítulo 5. Energía renovable y geografía en los países de la ocde: impacto sobre el crecimiento económico (2000-2018) | 115 |
| Juan José Esparza López y Clemente Hernández-Rodríguez | |
| Capítulo 6. Desarrollo financiero, apertura comercial y crecimiento económico en América del Norte | 155 |
| Javier Emmanuel Anguiano Pita y Antonio Ruiz-Porras | |

CAPÍTULO 4

EXPORTACIÓN DE MATERIAS PRIMAS, TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y DESARROLLO ECONÓMICO

ENRIQUE RAMÓN CASARES GIL

IVÁN PORRAS CHAPARRO

LUCIA ATZIMBA RUIZ GALINDO

Introducción

La relación entre abundancia de recursos naturales y crecimiento económico es controversial. Algunos estudios empíricos muestran la existencia de una relación inversa entre abundancia de recursos naturales y crecimiento económico, pero otros estudios señalan que no existe dicha relación. En la literatura en donde sí existe una relación inversa, Sachs y Warner (1995) afirman que las economías con abundancia de recursos naturales han crecido menos que las economías con recursos naturales escasos (véase también Sachs y Warner, 2001). Del mismo modo, Gylfason (2001) afirma que el capital natural desplaza al capital humano, desaceelerando el desarrollo económico. Por lo anterior, se afirma frecuentemente que los recursos naturales han sido una maldición, en vez de haber sido una bendición. En la literatura en donde no existe relación, Lederman y Maloney (2007) señalan que no encontraron resultados robustos para afirmar que la abundancia de recursos naturales tenga un impacto negativo sobre el crecimiento. Además, Sala-i-Martin, Doppelhofer y Miller (2004) muestran una relación positiva entre la participación de la minería en el PIB y el crecimiento económico. Considerando a los términos de intercambio como un canal de transmisión en la cual los recursos natu-

rales afectan al crecimiento económico en economías exportadoras de materias primas, en este artículo se estudia la relación entre términos de intercambio y crecimiento económico, teórica y empíricamente.

Suponiendo la existencia de la maldición de los recursos naturales, esta puede ser explicada en general por dos clases de mecanismos, unos puramente económicos y otros económicos-institucionales. Respecto a los mecanismos puramente económicos, está la llamada enfermedad holandesa. Así, cuando una economía descubre un gran recurso natural, o su sector de materias primas está en auge, se producirá una apreciación del tipo de cambio real por la gran entrada de divisas y esto conducirá a que el sector manufacturero sea perjudicado y el crecimiento económico también. Otro mecanismo similar es a través de la volatilidad de los términos de intercambio en economías con un gran sector exportador de materias primas, lo cual implicará ingresos volátiles para estas economías, repercutiendo en un crecimiento económico más volátil (manejar ingresos volátiles es macroeconómicamente complicado). Respecto a los mecanismos económicos-institucionales, Sala-i-Martin y Subramanian (2003) muestran que el desarrollo institucional es bajo en los países que poseen recursos naturales no-renovables abundantes. En consecuencia, el pobre crecimiento económico se debe a una baja calidad institucional (ejemplificado con el caso de Nigeria). También, la maldición de los recursos puede actuar a través de la lucha interna por la propiedad de los recursos naturales (véase Caselli, 2006).

Nuestro modelo de crecimiento endógeno está centrado en una explicación puramente económica. En consecuencia, se desarrolla un modelo de crecimiento endógeno con tres sectores para una economía pequeña y abierta. La economía produce tres bienes, una materia-prima, uno manufacturero y otro no-comerciable. La función de producción del sector de materias primas utiliza trabajo y un factor fijo. Si el factor fijo es tierra, este sector sería el sector agrícola. Si otro tipo de materia prima puede ser considerado fijo en términos teóricos o empíricos, el sector sería el minero y petrolero. Parte de la producción de la materia prima es exportada. La función de producción del sector manufacturero utiliza capital-manufacturero específico y trabajo. El bien manufacturero puede ser importado. Se supone que el sector manufacturero produce conocimiento tecnológico

doméstico por medio de un aprendizaje por la práctica (Romer, 1986). Como el conocimiento es un bien público, el conocimiento tecnológico es utilizado en el sector de materias primas y en el sector no-comerciable. Por lo tanto, en el modelo hay tres externalidades de conocimiento. Además, la función de producción del sector no-comerciable utiliza capital-no-comerciable específico y trabajo.

Como fue señalado, el sector de materias primas tiene un factor fijo, tierra o reservas inagotables (económicamente hablando). Así, Stuermer y Schwerhoff (2017) afirman que si la inversión tecnológica avanza en desarrollar ideas más innovadoras en la extracción de los recursos naturales, esto irá provocando que los depósitos, sobre todo de minerales, sean reservas inagotables (económicamente hablando) y se conviertan en factores fijos. Los autores validan sus afirmaciones con datos de largo plazo. Aunque en este trabajo no modelamos la creación de ideas innovadoras extractivas, consideramos una amplia definición del factor fijo, que incluye recursos renovales y no-renovables, pero no agotables. Esto con el fin de que la parte empírica sea más congruente con el modelo teórico.

El modelo está relacionado con los modelos de dos sectores con externalidades de aprendizaje (Succar, 1987; Young, 1991) y con los modelos de crecimiento endógeno con dos sectores. Lucas (1988) presentó el primer modelo de crecimiento endógeno con dos sectores, con capital físico y humano. Si identificamos el capital físico con el capital manufacturero y el capital humano con el capital no-comerciable, nuestro modelo es un caso especial de los modelos de crecimiento endógeno de dos sectores, donde cada capital está inmóvil entre los sectores (véase Turnovsky, 2009).

En este modelo, se muestra, en el estado estacionario, que cuando los términos de intercambio aumentan, es decir, cuando el precio relativo del bien materia-prima aumenta, el salario en el sector de materias primas momentáneamente es mayor que el salario en los otros sectores. Así, el trabajo fluye al sector de materias primas. En consecuencia, la proporción de trabajo empleado en el sector de materias primas aumenta. Como la proporción de trabajo empleado en el sector manufacturero se mantiene constante, el trabajo ganado por el sector de materias primas es perdido por el sector no-comerciable. Por lo tanto, la proporción de trabajo empleado en el sector no-comerciable disminuye. Esto conducirá a que nuevamente se

igualen los salarios entre los sectores. También, el rendimiento del capital-no-comerciable disminuye momentáneamente. Así, se estimula entonces la acumulación de capital en el sector manufacturero y se desestimula en el sector no-comerciable. Por lo anterior, la relación capital-no-comerciable a capital-manufactura disminuye a su nuevo estado estacionario, en donde los rendimientos nuevamente se igualan.

Además, se muestra que el precio relativo del bien no-comerciable se mantiene en su mismo nivel en el nuevo estado estacionario. Finalmente, dado que el capital-manufactura aumenta relativamente sin pérdida de trabajo, el sector manufacturero es beneficiado. Por tanto, como el sector líder en tecnología es beneficiado, la tasa de crecimiento de la economía aumenta. Por tanto, se tiene una relación positiva entre términos de intercambio y crecimiento económico. Sin embargo, es importante señalar que el motor de crecimiento de largo plazo es el progreso técnico, los términos de intercambio lo pueden ayudar o dañar. Como señala Frankel (2010), la abundancia de recursos naturales no equivale a fracaso, pues todo depende de las políticas a seguir, como fondos de materias primas transparentes, reglas fiscales y monetarias apropiadas para manejar los ingresos provenientes de los recursos naturales.

Se presenta evidencia empírica para averiguar la existencia de una relación estable de largo plazo entre los términos de intercambio y el crecimiento económico para ciertas economías latinoamericanas. Así, para Brasil y Perú los términos de intercambio y el crecimiento económico están cointegrados (los dos países son grandes exportadores de materias primas). Para el caso de México no es posible efectuar este análisis ya que sus variables en log-niveles son integradas de diferente orden y en consecuencia no se puede establecer una relación de largo plazo entre ellas (México es un gran exportador de manufacturas).

El artículo está organizado de la siguiente manera: En la sección 2 se desarrolla un modelo de crecimiento endógeno de una pequeña economía abierta y se presenta el modelo en variables estacionarias. En la sección 3 se estudia la respuesta de la economía a un aumento en los términos de intercambio. En la sección 4 se presentan los resultados de cointegración entre términos de intercambio y crecimiento. En la sección 5 se presentan las conclusiones.

El modelo de crecimiento endógeno

En el modelo existen tres sectores productivos, materias primas, manufacturero y no-comerciable. Así, el bien materia-prima es producido, consumido y exportado. El bien manufacturero es producido, consumido, acumulado e importado. El bien no-comerciable es producido, consumido y acumulado. La economía es pequeña y abierta. Así, los precios del bien materia-prima, del bien manufacturero, y la tasa de interés, están dados por el mercado mundial. Se considera que el sector manufacturero es el único que produce progreso técnico doméstico por medio de un aprendizaje por la práctica (*learning by doing*, Arrow, 1962). El conocimiento se desborda al sector de materias primas y al sector no-comerciable. Los hogares ahorran una fracción constante de su ingreso disponible. Los hogares están sujetos a una restricción de crédito externo, en donde solamente una fracción constante y exógena del capital-manufactura sirve como garantía para préstamos en el mercado mundial. Hay libre movilidad del trabajo entre los tres sectores.

El sector de materias primas

La empresa representativa en el sector de materias primas es perfectamente competitiva. La función de producción de la empresa representativa es:

$$Y_A = A_A F^\alpha L_A^{1-\alpha} [K_M] \quad (1)$$

donde Y_A es la producción en el sector de materias primas, A_A es un parámetro de eficiencia ($A_A > 0$), F es un factor fijo, L_A es el trabajo empleado en el sector de materias primas, α es la participación de F en la producción y $(1 - \alpha)$ es la participación de L_A en la producción ($0 < \alpha < 1$). El conocimiento tecnológico doméstico es creado solamente en el sector manufacturero por medio de un aprendizaje por la práctica. Así, el conocimiento depende únicamente del capital acumulado en el sector manufacturero, K_M . Dado que el conocimiento es un bien público, el conocimiento se desborda y es utilizado en el sector de materias primas. Por tanto, $[K_M]$

es el efecto externo de K_M en la función de producción del sector de materias primas. Para generar crecimiento endógeno y balanceado el exponente de K_M en la externalidad es uno.

Se define a P_A como el precio mundial constante del bien materia-prima y a P_M como el precio mundial constante del bien manufacturero. Se considera a P_M como el numerario ($P_M = 1$). Así, el precio relativo del bien materia-prima en términos del bien manufacturero, o términos de intercambio, está definido como $p_A = P_A/P_M$. Los beneficios de la empresa representativa son $\pi_A = p_A A_A F^\alpha L_A^{1-\alpha} [K_M] - w_A L_A - R_F F$, donde w_A es el salario en el sector de materias primas y R_F es el precio de renta del factor fijo. La empresa representativa maximiza los beneficios tomando como dada la externalidad. Las condiciones marginales son:

$$w_A = p_A A_A F^\alpha (1 - \alpha) L_A^{-\alpha} [K_M] \quad (2)$$

$$R_F = p_A A_A \alpha F^{\alpha-1} L_A^{1-\alpha} [K_M] \quad (3)$$

la ecuación (2) dice que w_A es igual al valor del producto marginal de L_A . La ecuación (3) expresa que la renta real, R_F/p_A , es igual al producto marginal de F .

El sector manufacturero

La empresa representativa en el sector manufacturero también es perfectamente competitiva y su función de producción es:

$$Y_M = A_M K_M^\beta L_M^{1-\beta} [K_M^{1-\beta}] \quad (4)$$

donde Y_M es la producción en el sector manufacturero, A_M es un parámetro de productividad ($A_M > 0$), K_M es el capital físico acumulado con el bien manufacturero, L_M es el trabajo empleado en el sector, β y $(1 - \beta)$ son las participaciones de K_M y L_M en la producción, respectivamente ($0 < \beta < 1$). Como ya fue mencionado, el conocimiento tecnológico doméstico es generado únicamente en este sector y depende de K_M . Por tanto, $[K_M^{1-\beta}]$ es la externalidad en el sector manufacturero. Para generar crecimiento endógeno y balanceado, se supone que el exponente de K_M en la externalidad es $(1 - \beta)$. En consecuencia, la función de producción del

sector manufacturero tiene rendimientos constantes en el capital ampliamente medido. Se supone que K_M es usado únicamente en el sector.

Se define a r^w como la tasa constante de interés mundial. Se considera que la tasa de depreciación de K_M es cero. Suponiendo una paridad de rendimientos en los capitales físicos, se tiene que el precio de renta de K_M es $R_M = r^w$. Los beneficios de la empresa son $\pi_M = A_M K_M^\beta L_M^{1-\beta} [K_M^{1-\beta}] - w_M L_M - R_M K_M$, donde w_M es el salario en el sector de manufactura. La empresa representativa maximiza los beneficios considerando la externalidad como dada. Las condiciones de primer orden son:

$$w_M = A_M K_M^\beta (1 - \beta) L_M^{-\beta} [K_M^{1-\beta}] \quad (5)$$

$$R_M = r^w = A_M \beta K_M^{\beta-1} L_M^{1-\beta} [K_M^{1-\beta}] \quad (6)$$

la ecuación (5) establece que w_M es igual al producto marginal de L_M . La ecuación (6) expresa que R_M es igual al producto marginal de K_M .

2.3. El sector no-comerciable

Con respecto al sector no-comerciable, la empresa representativa es perfectamente competitiva y su función de producción es:

$$Y_N = A_N K_N^\gamma L_N^{1-\gamma} [K_M^{1-\gamma}] \quad (7)$$

donde Y_N es la producción del bien no-comerciable, A_N es un parámetro de eficiencia ($A_N > 0$), K_N es el acervo de capital físico acumulado con el bien no-comerciable, L_N es el trabajo empleado en el sector, γ y $(1 - \gamma)$ son las participaciones de K_N y L_N en la producción, respectivamente ($0 < \gamma < 1$). Como existe un efecto desbordamiento del conocimiento entre los sectores, $[K_M^{1-\gamma}]$ es la contribución del conocimiento tecnológico doméstico (generado en el sector manufacturero) en la producción del bien no-comerciable. Para generar crecimiento endógeno y balanceado, se supone que el exponente de K_M en la externalidad es $(1 - \gamma)$. De esta manera, la función de producción tiene rendimientos constantes en el

capital ampliamente medido. El acervo de K_N es usado únicamente en el sector no-comerciable.

Se define p_N como el precio relativo del bien no-comerciable en términos del bien manufacturero, $p_N = P_N/P_M$ donde P_N es el precio del bien no-comerciable. Considerando que la tasa de depreciación de K_N es cero, el precio de renta de K_N es $R_N = p_N(r^w - \dot{p}_N/p_N)$, como $\dot{p}_N = dp_N/dt$, \dot{p}_N/p_N , es la tasa de crecimiento de p_N o las ganancias de capital de K_N . Los beneficios de la empresa son $\pi_N = p_N A_N K_N^\gamma L_N^{1-\gamma} [K_M^{1-\gamma}] - w_N L_N - R_N K_N$, donde w_N es el salario en el sector no-comerciable. Las empresas no-comerciables maximizan beneficios tomando la externalidad como dada. Las condiciones marginales son:

$$w_N = p_N A_N K_N^\gamma (1 - \gamma) L_N^{-\gamma} [K_M^{1-\gamma}] \quad (8)$$

$$R_N = p_N (r^w - \dot{p}_N/p_N) = p_N A_N \gamma K_N^{\gamma-1} L_N^{1-\gamma} [K_M^{1-\gamma}] \quad (9)$$

La ecuación (8) dice que w_N es igual al valor del producto marginal de L_N . La ecuación (9) es la condición de equilibrio dinámica para K_N . Así, la ecuación dice que r^w es igual al producto marginal de K_N más las ganancias de capital.

Los hogares

Se supone que el hogar representativo posee F , K_M y K_N . Además, parte de K_M se financia en el mercado mundial. La restricción presupuestal del hogar representativo es:

$$\begin{aligned} & w_A L_A + w_M L_M + w_N L_N + R_F F + R_M K_M + R_N K_N - r^w D \\ & = p_A C_A + C_M + p_N C_N + I_M + p_N I_N - \dot{D} \end{aligned} \quad (10)$$

donde $w_A L_A + w_M L_M + w_N L_N$ es el ingreso salarial, $R_F F$ es el ingreso por la renta del factor fijo, $R_M K_M + R_N K_N$ es el ingreso por la renta de los capitales físicos, D es la deuda externa y $r^w D$ es el pago de intereses sobre la deuda externa. En consecuencia, el lado izquierdo de la ecuación

(10) es el ingreso disponible del hogar representativo. Asimismo, $p_A C_A$ es el consumo en el bien materia-prima, C_M es el consumo en el bien manufacturero, $p_N C_N$ es el consumo en el bien no-comerciable, $I_M = \dot{K}_M$ es la inversión neta en K_M y \dot{D} es el incremento de la deuda externa en el tiempo o ahorro externo.

En este artículo se supone que solamente una fracción constante, ε , del capital en el sector manufacturero sirve como garantía (colateral) para préstamos en el mercado mundial, es decir, $D = \varepsilon K_M$, en donde $0 < \varepsilon < 1$. Por lo tanto, $D = \varepsilon K_M$ es una restricción al crédito externo. Este tipo de restricción de préstamo implica que los residentes domésticos poseen todo el acervo de K_M y los residentes externos poseen la deuda sobre K_M (véase Barro, Mankiw y Sala-i-Martin, 1995).

Por simplicidad, y una limitante, se supone que los hogares ahorran una fracción constante de su ingreso disponible (no hay elección intertemporal). El ahorro de los hogares, S_H , es:

$$S_H = s(w_A L_A + w_M L_M + w_N L_N + R_F F + R_M K_M + R_N K_N - r^w D) \quad (11)$$

donde s es la tasa de ahorro que es una fracción constante y exógena ($0 < s < 1$).

Mercados

Para obtener la igualdad agregada ahorro-inversión, se sustituye w_A , w_M , w_N , R_F , R_M y R_N , ecuaciones (2), (3), (5), (6), (8) y (9), en el ingreso disponible del hogar representativo, lado izquierdo de la ecuación (10), obteniéndose:

$$p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D = p_A C_A + C_M + p_N C_N + I_M + p_N I_N - \dot{D} \quad (12)$$

donde $p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D$ es el ingreso nacional. Así, el ingreso disponible del hogar representativo también es igual al ingreso nacional. Por lo tanto, el ahorro de los hogares, ecuación (11), es:

$$S_H = s(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D) \quad (13)$$

Reordenado la ecuación (12), se obtiene la condición agregada de ahorro es igual a inversión:

$$(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D) - (p_A C_A + C_M + p_N C_N) + \dot{D} = I_M + p_N I_N \quad (14)$$

donde $(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D) - (p_A C_A + C_M + p_N C_N) = S_H$. Es decir, S_H también es el ahorro doméstico. Utilizando lo anterior y la ecuación (13) con (14), se obtiene la igualdad agregada ahorro-inversión:

$$s(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D) + \dot{D} = I_M + p_N I_N \quad (15)$$

la ecuación (15) establece que el ahorro doméstico más el ahorro externo, \dot{D} , es igual a la inversión neta en K_M y K_N .

Para obtener la restricción agregada de recursos de la economía, primero se establece que la cuenta corriente deficitaria de la economía es:

$$\dot{D} = r^w D - (X - M) \quad (16)$$

donde X son las exportaciones del bien materia-prima, M son las importaciones del bien manufacturero y $(X - M)$ es el saldo comercial. Ahora, sustituyendo la ecuación (16) en la ecuación (12), se obtiene la restricción agregada de recursos de la economía:

$$p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N = p_A C_A + C_M + p_N C_N + I_M + p_N I_N + (X - M) \quad (17)$$

Dado que el precio relativo del bien no-comerciable es flexible, la oferta del bien no-comerciable siempre es igual a la demanda. Por tanto, la condición de equilibrio para el mercado del bien no-comerciable es:

$$p_N Y_N = p_N C_N + p_N I_N \quad (18)$$

Lo cual implica que la condición de equilibrio en el mercado del bien materia-prima es $p_A Y_A = p_A C_A + X$ y la condición de equilibrio en el mercado del bien manufacturero es $Y_M + M = C_M + I_M$. Respecto al mercado laboral, se supone que la oferta total de trabajo, L , es constante. La condición de equilibrio en el mercado laboral es $L = L_A + L_M + L_N$.

2.6. El modelo en variables estacionarias

Dado que las variables K_M y K_N crecerán permanentemente a una tasa común, es necesario definir las variables del modelo como variables estacionarias, es decir, variables que sean constantes en el estado estacionario. Así, se define a $z = K_N/K_M$ como una variable estacionaria. Además, como L es constante, se normaliza a uno ($L = 1$). De este modo, la condición de equilibrio en el mercado laboral es $l_A + l_M + l_N = 1$, en donde l_A es la fracción del trabajo empleado en el sector de materias primas, l_M es la fracción del trabajo empleado en el sector manufacturero y l_N es la fracción del trabajo empleado en el sector no-comerciable. Como l_A , l_M y l_N son constantes en el estado estacionario, las variables l_A , l_M y l_N serán también variables estacionarias. Asimismo, como el precio relativo del bien no-comerciable debe ser constante en el estado estacionario, p_N es otra variable estacionaria. A continuación, se reformula el modelo en variables estacionarias.

Considerando la externalidad [K_M], la función de producción del sector de materias primas y las condiciones marginales en variables estacionarias son:

$$Y_A = A_A K_M F^\alpha l_A^{1-\alpha} \quad (19)$$

$$w_A = p_A A_A K_M F^\alpha (1 - \alpha) l_A^{-\alpha} \quad (20)$$

$$R_F = p_A A_A K_M \alpha F^{\alpha-1} l_A^{1-\alpha} \quad (21)$$

También, considerando la externalidad [$K_M^{1-\beta}$], la función de producción del sector manufacturero y las condiciones de primer orden en variables estacionarias son:

$$Y_M = A_M K_M l_M^{1-\beta} \quad (22)$$

$$w_M = A_M K_M (1 - \beta) l_M^{-\beta} \quad (23)$$

$$r^w = A_M \beta l_M^{1-\beta} \quad (24)$$

Tomando en cuenta la externalidad $[K_M^{1-\gamma}]$, la función de producción del sector no-comerciable y las condiciones marginales para el sector no-comerciable en variables estacionarias son:

$$Y_N = A_N K_M z^\gamma l_N^{1-\gamma} \quad (25)$$

$$w_N = p_N A_N K_M z^\gamma (1 - \gamma) l_N^{-\gamma} \quad (26)$$

$$r^w - \dot{p}_N / p_N = A_N \gamma z^{\gamma-1} l_N^{1-\gamma} \quad (27)$$

Considerando que $w_A = w_M = w_N$, la condición de eficiencia de asignación del trabajo entre los tres sectores es:

$$p_A A_A F^\alpha (1 - \alpha) l_A^{-\alpha} = A_M (1 - \beta) l_M^{-\beta} = p_N A_N z^\gamma (1 - \gamma) l_N^{-\gamma} \quad (28)$$

Esta condición dice que el valor del producto marginal del trabajo en los tres sectores debe ser igual en todo tiempo. A continuación, se obtiene la tasa de crecimiento de K_M en variables estacionarias. Sustituyendo $I_M = \dot{K}_M$, $I_N = \dot{K}_N$ y $\dot{D} = \varepsilon \dot{K}_M$ en la ecuación (15), se obtiene:

$$s(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D) + \varepsilon \dot{K}_M = \dot{K}_M + p_N \dot{K}_N \quad (29)$$

Dividiendo por K_M la ecuación (29), se tiene:

$$\frac{s(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D)}{K_M} + \frac{\varepsilon \dot{K}_M}{K_M} = \frac{\dot{K}_M}{K_M} + p_N z \frac{\dot{K}_N}{K_N} \quad (30)$$

Ahora, se determina \dot{K}_N / K_N en función de \dot{K}_M / K_M . Tomando logaritmos y derivadas respecto al tiempo de $z = K_N / K_M$, se obtiene:

$$\frac{\dot{z}}{z} = \frac{\dot{K}_N}{K_N} - \frac{\dot{K}_M}{K_M} \quad (31)$$

Con la segunda igualdad de la condición de eficiencia de asignación del trabajo, $A_M(1 - \beta)l_M^{-\beta} = p_N A_N z^\gamma (1 - \gamma)l_N^{-\gamma}$, se obtiene el nivel de p_N para todo tiempo:

$$p_N = \frac{A_M(1 - \beta)l_N^\gamma}{A_N z^\gamma (1 - \gamma)l_M^\beta} \quad (32)$$

Como será evidente más adelante, l_A , l_M y l_N siempre se encuentran en un estado estacionario y son constantes. Por lo tanto, tomando logaritmos y derivadas respecto al tiempo de la ecuación (32), se tiene:

$$\frac{\dot{z}}{z} = -\frac{1}{\gamma} \frac{\dot{p}_N}{p_N} \quad (33)$$

Igualando las ecuaciones (31) y (33), se obtiene:

$$\frac{\dot{K}_N}{K_N} = \frac{\dot{K}_M}{K_M} - \frac{1}{\gamma} \frac{\dot{p}_N}{p_N} \quad (34)$$

Sustituyendo la ecuación (34) en la ecuación (30), se obtiene:

$$\frac{s(p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D)}{K_M} + \frac{\varepsilon \dot{K}_M}{K_M} = \frac{\dot{K}_M}{K_M} + p_N z \left[\frac{\dot{K}_M}{K_M} - \frac{1}{\gamma} \frac{\dot{p}_N}{p_N} \right] \quad (35)$$

Finalmente, sustituyendo las funciones de producción, ecuaciones (19), (22) y (25), y $D = \varepsilon K_M$ en la ecuación (35), y despejando \dot{K}_M/K_M , se obtiene la tasa de crecimiento de K_M en variables estacionarias:

$$\frac{\dot{K}_M}{K_M} = \left[\frac{1}{(1 - \varepsilon) + p_N z} \right] \left[s(p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} + A_M l_M^{1-\beta} + p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} - r^w \varepsilon) + \frac{p_N z \dot{p}_N}{\gamma p_N} \right] \quad (36)$$

en donde \dot{K}_M/K_M es la tasa de crecimiento de K_M . La tasa de crecimiento de p_N esta dada por la ecuación (27). Del mismo modo, se obtiene la tasa de crecimiento de K_N en variables estacionarias. Dividiendo por K_N la ecuación (29), utilizando \dot{K}_M/K_M de la ecuación (34), usando las funciones de producción, (19), (22) y (25), y $D = \varepsilon K_M$, se tiene:

$$\frac{\dot{K}_N}{K_N} = \left[\frac{1}{(1-\varepsilon) + p_N z} \right] \left[s(p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} + A_M l_M^{1-\beta} + p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} - r^w \varepsilon) - \frac{(1-\varepsilon) \dot{p}_N}{\gamma p_N} \right] \quad (37)$$

en donde \dot{K}_N/K_N es la tasa de crecimiento de K_N . Como l_A , l_M y l_N siempre se encuentran en un estado estacionario y son constantes, es posible mostrar que la tasa de crecimiento del ingreso nacional, $Y = p_A Y_A + Y_M + p_N Y_N - r^w D$, es:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{p_A Y_A}{Y} \left(\frac{\dot{K}_M}{K_M} \right) + \frac{Y_M}{Y} \left(\frac{\dot{K}_M}{K_M} \right) + \frac{p_N Y_N}{Y} \left(\frac{\dot{K}_M}{K_M} + \gamma \frac{\dot{z}}{z} + \frac{\dot{p}_N}{p_N} \right) - \frac{r^w D}{Y} \left(\frac{\dot{K}_M}{K_M} \right) \quad (38)$$

donde $p_A Y_A / Y = p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} / (p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} + A_M l_M^{1-\beta} + p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} - r^w \varepsilon)$ es la participación de $p_A Y_A$ en el ingreso nacional, $Y_M / Y = A_M l_M^{1-\beta} / (p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} + A_M l_M^{1-\beta} + p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} - r^w \varepsilon)$ es la participación de Y_M en el ingreso nacional, $p_N Y_N / Y = p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} / (p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} + A_M l_M^{1-\beta} + p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} - r^w \varepsilon)$ es la participación de $p_N Y_N$ en el ingreso nacional y $r^w D / Y = r^w \varepsilon / (p_A A_A F^\alpha l_A^{1-\alpha} + A_M l_M^{1-\beta} + p_N A_N z^\gamma l_N^{1-\gamma} - r^w \varepsilon)$ es la participación de $r^w D$ en el ingreso nacional.

El estado estacionario

Ahora se obtienen los niveles de todas las variables estacionarias en el estado estacionario. Por medio de la igualdad tasa de interés mundial igual a la productividad marginal de K_M , ecuación (24), se obtiene el nivel de l_M de estado estacionario:

$$l_M^* = \left[\frac{r^w}{A_M \beta} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (39)$$

como r^w , A_M y β son constantes, el nivel de l_M^* es constante en el estado estacionario (los niveles de estado estacionario se denotan con un *). Como fue mencionado anteriormente, l_M^* siempre está en un estado estacionario, es decir, cuando la economía sufre una perturbación exógena, el nivel de l_M^* se situará inmediatamente en un nuevo nivel de estado estacionario. Con la primera igualdad de la condición de eficiencia de asignación del trabajo, ecuación (28), $p_A A_A F^\alpha (1 - \alpha) l_A^{-\alpha} = A_M (1 - \beta) l_M^{-\beta}$, se obtiene el nivel de l_A de estado estacionario:

$$l_A^* = \left[\frac{p_A A_A F^\alpha (1 - \alpha) l_M^{*\beta}}{A_M (1 - \beta)} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad (40)$$

dado que P_A , A_A , A_M , F , a , β y l_M^* son constantes, el nivel de l_A^* es constante y siempre se encuentra en un estado estacionario. Nuevamente, si la economía sufre una perturbación exógena, el nivel de l_A^* se situará inmediatamente en un nuevo estado estacionario. El nivel de l_N^* se obtiene residualmente por medio de la condición de equilibrio del mercado laboral:

$$l_N^* = 1 - l_A^* - l_M^* \quad (41)$$

entonces, l_N^* siempre está en un estado estacionario. Con la ecuación (27), y considerando que $\dot{p}_N = 0$ en el estado estacionario, se obtiene el nivel de z de estado estacionario:

$$z^* = \left[\frac{A_N \gamma l_N^{*(1-\gamma)}}{r^w} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (42)$$

Por medio de la ecuación (32), que proviene de la segunda igualdad de la condición de eficiencia de asignación del trabajo, se obtiene:

$$p_N^* = \frac{A_M (1 - \beta) l_N^{*\gamma}}{A_N z^{*\gamma} (1 - \gamma) l_M^{*\beta}} \quad (43)$$

Dado que se han determinado los niveles de l_M^* , l_A^* , l_N^* , z^* y p_N^* , se ha encontrado la solución de estado estacionario para las variables estacionarias. Ahora se deduce la tasa de crecimiento de la economía en el estado estacionario. Como en el estado estacionario $\dot{p}_N = 0$, la tasa de crecimiento de K_M de estado estacionario, ecuación (36), es igual a la tasa de crecimiento de K_N de estado estacionario, ecuación (37). Del mismo modo, como en el estado estacionario $\dot{z} = 0$ y $\dot{p}_N = 0$, la tasa de crecimiento del ingreso nacional, ecuación (38), es igual a la tasa de crecimiento de K_M y K_N de estado estacionario. Por lo tanto, la tasa de crecimiento de estado estacionario de la economía, g^* , es:

$$g^* = \left[\frac{1}{(1 - \varepsilon) + p_N^* z^*} \right] \left[s \left(p_A A_A F^\alpha l_A^{*(1-\alpha)} + A_M l_M^{*(1-\beta)} + p_N^* A_N z^{*\gamma} l_N^{*(1-\gamma)} - r^w \varepsilon \right) \right] \quad (44)$$

Así pues, se ha comprobado analíticamente la existencia del estado estacionario.

Perturbaciones en los términos de intercambio

Ahora, la economía enfrenta un aumento en los términos de intercambio, es decir, un aumento en p_A . Por medio de la ecuación (39), se observa que l_M^* no depende de p_A , es decir, $\partial l_M^* / \partial p_A = 0$. Por lo tanto, un aumento en los términos de intercambio no afecta la proporción del trabajo empleado en el sector manufacturero. También, utilizando la ecuación (40), y considerando que l_M^* se mantiene constante, se tiene que $\partial l_A^* / \partial p_A > 0$. Por medio de la ecuación (41), y considerando que l_M^* se mantiene constante, se observa que un aumento en l_A^* debe ir acompañado con un decremento en l_N^* , es decir $\partial l_N^* / \partial p_A < 0$. Así, cuando los términos de intercambio aumentan, el salario en el sector de materias primas (valor del producto marginal del trabajo en el sector) es momentáneamente mayor que el salario en los otros sectores. Por lo tanto, el trabajo fluye instantáneamente al sector de materias primas y la proporción de trabajo empleado en el sector de materias primas aumenta. Como l_M^* es constante, el tra-

bajo ganado por el sector de materias primas es perdido por el sector no-comerciable. En consecuencia, la proporción de trabajo empleado en el sector no-comerciable disminuye. Después de estos movimientos instantáneos, nuevamente se igualan los salarios entre los sectores.

Usando la ecuación (42), válida en el estado estacionario, se tiene que $\partial z^*/\partial p_A < 0$. Es decir, dada la pérdida de trabajo en el sector no-comerciable, el rendimiento de K_N disminuye momentáneamente (véase ecuación 27, con $\dot{p}_N = 0$). Así, se estimula la acumulación de K_M y se desestimula la acumulación de K_N . Por lo anterior, el nivel z^* disminuye a un nuevo estado estacionario y los rendimientos nuevamente se igualarán. Sustituyendo z^* , ecuación (42), en la ecuación (43), se obtiene:

$$p_N^* = \frac{A_M(1 - \beta)}{A_N \left(\frac{A_N \gamma}{r^w} \right) (1 - \gamma) l_M^{*\beta}}$$

Se observa que el nivel de p_N^* no depende de los términos de intercambio en el estado estacionario, es decir $\partial p_N^*/\partial p_A = 0$. Así, cuando los términos de intercambio aumentan, el sector manufacturero, líder tecnológico, no pierde trabajo y K_M aumenta con respecto a K_N . Por tanto, el sector manufactura es beneficiado. Finalmente, como el sector líder en tecnología es beneficiado, la tasa de crecimiento de la economía, ecuación (44), aumenta (resultado numérico, mostrado abajo). También es posible mostrar que en la transición z es una variable predeterminada (se mueve lentamente) y que p_N es una variable que brinca.

Se muestra una simulación numérica para ilustrar cómo la economía pasa de un estado estacionario a otro. Los niveles de los parámetros son $p_A = 1$, $A_A = 0.25$, $A_M = 0.25$, $A_N = 0.25$, $\alpha = 0.2$, $\beta = 0.4$, $\gamma = 0.3$, $F = 1$, $r^w = 0.04$, $s = 0.18$ y $\varepsilon = 0.5$. Estos niveles son solo para propósitos ilustrativos. El resultado numérico es $l_M^* = 0.2171$, $l_A^* = 0.1987$, $l_N^* = 0.5841$, $z^* = 1.4338$, $p_N^* = 1.2059$ y $g^* = 0.0306$. Además, para mostrar que se cumple la condición de eficiencia de asignación del trabajo entre los sectores, ecuación (28), el lado extremo izquierdo de la condición se le resta el lado extremo derecho de la condición, $p_A A_A F^\alpha (1 - \alpha) l_A^{*(-\alpha)} - p_N^* A_N z^{*\gamma} (1 - \gamma) l_N^{*(-\gamma)}$, obteniéndose cero. Cuando los términos de intercambio aumentan de $p_A = 1$ a $p_A = 1.2$, el resultado numérico es $l_M^* = 0.2171$, $l_A^* = 0.4944$,

$l_N^* = 0.2883$, $z^* = 0.7079$, $p_N^* = 1.2059$ y $g^* = 0.0484$. Como se observa, la proporción de trabajo empleado en el sector de materias primas aumenta del 19.87 % al 49.44 % del trabajo total, la proporción de trabajo empleado en el sector manufacturero se mantiene en 21.71 % del trabajo total y la proporción de trabajo empleado en el sector no-manufacturero disminuye del 58.41 % al 28.83 % del trabajo total. El nivel de z^* disminuye del 1.4338 al 0.7079, mientras que p_N se mantiene constante en 1.2059. La tasa de crecimiento de la economía aumenta del 3.06 % al 4.84 % anual. Así, el modelo predice una relación positiva entre términos de intercambio y crecimiento económico. Sin embargo, el motor de crecimiento de largo plazo es el progreso técnico, los términos de intercambio lo pueden beneficiar o lastimar.

Análisis de cointegración

En esta sección se presenta evidencia empírica para averiguar la existencia de una relación estable o de largo plazo entre términos de intercambio y crecimiento económico para Brasil, México y Perú. De manera más precisa, se estudia si esas variables son cointegradas, en cuyo caso tendrían una tendencia común en el largo plazo, es decir, un comportamiento sincrónico, aun cuando no sean estacionarias. La cointegración establece que, si se tienen variables no estacionarias, pero integradas del mismo orden, y existe al menos una combinación lineal de ellas, que sí lo es, entonces las variables no estacionarias son cointegradas.

El primer paso para establecer si las variables están cointegradas es saber si cada una en niveles es estacionaria, y en caso de que no lo sean, se transforma mediante una diferencia y se analiza su estacionariedad, si esa transformación es estacionaria entonces la variable en niveles se dice que es integrada de orden uno o bien, simplemente, se escribe $I(1)$. El segundo paso consiste en averiguar si las variables que tienen el mismo orden de integración son cointegradas o no. Aquí se estudia la cointegración entre dos variables: el crecimiento económico per cápita y el de los términos de intercambio, para Brasil, México y Perú.

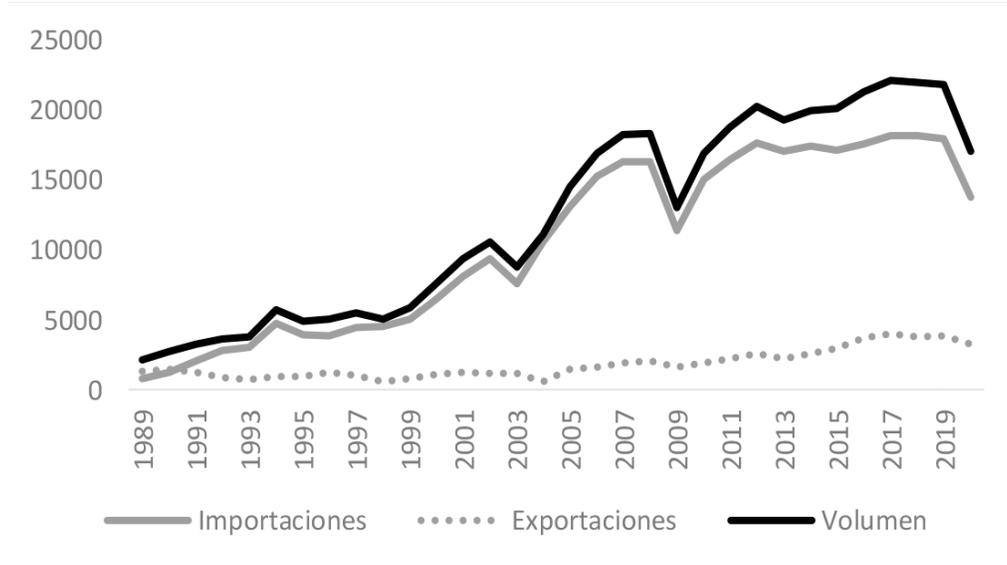
Variables y su dinámica

El análisis empírico se realiza para Brasil, México y Perú, de manera que se pueda analizar la dinámica de largo plazo de economías con un alto grado de intercambio comercial de materias primas (Brasil y Perú), aunque México ha disminuido gradualmente su dependencia de las exportaciones de materias primas, también se estudia. Se utiliza información anual de 1980 a 2014 con base 2011 del producto interno bruto per cápita (*PibPc*) (Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015, datos disponibles en Penn World Tables), y de los términos del intercambio (*Ti*) (CEPAL, 2017).

Las gráficas 1, 2 y 3 presentan el comportamiento de cada una de esas variables para los diferentes países. En ellas se puede observar que durante el periodo de análisis todas las variables, a excepción quizá de los términos de intercambio de México, que muestra poco dinamismo a partir de 1986, tienen tendencia y algo de variabilidad. Además, y pese a la dinámica un tanto errática de los términos de intercambio, ellos muestran un comportamiento acompasado con el *PibPc* en Brasil y Perú, pero no en México, pues mientras el *PibPc* de este país crece de 1988 a 2008, los términos de intercambios exhiben muy poco dinamismo en ese mismo periodo (gráfica 2).

Gráfica 1

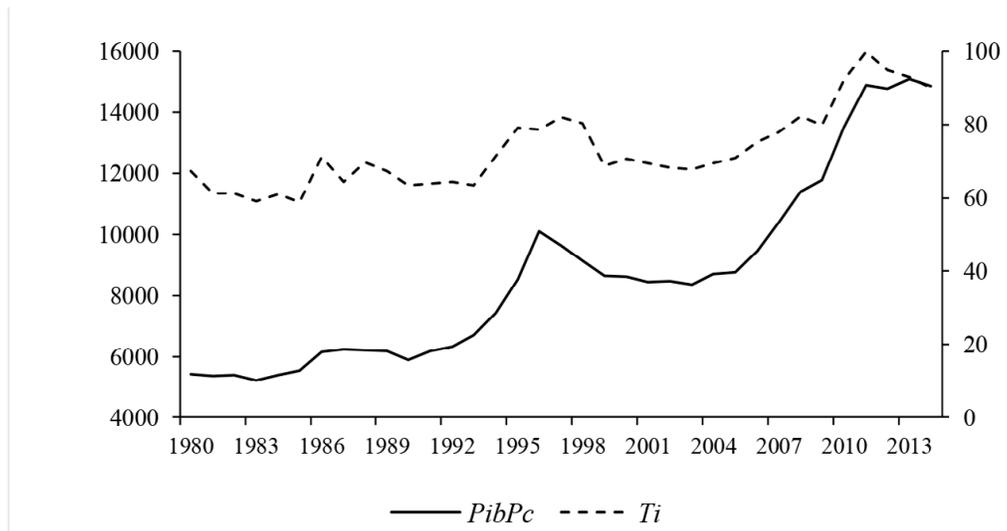
Pib pér capita y términos de intercambio de Brasil
 $Corr(PibPc_Brasil, Ti_Brasil)=0.94$



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 2

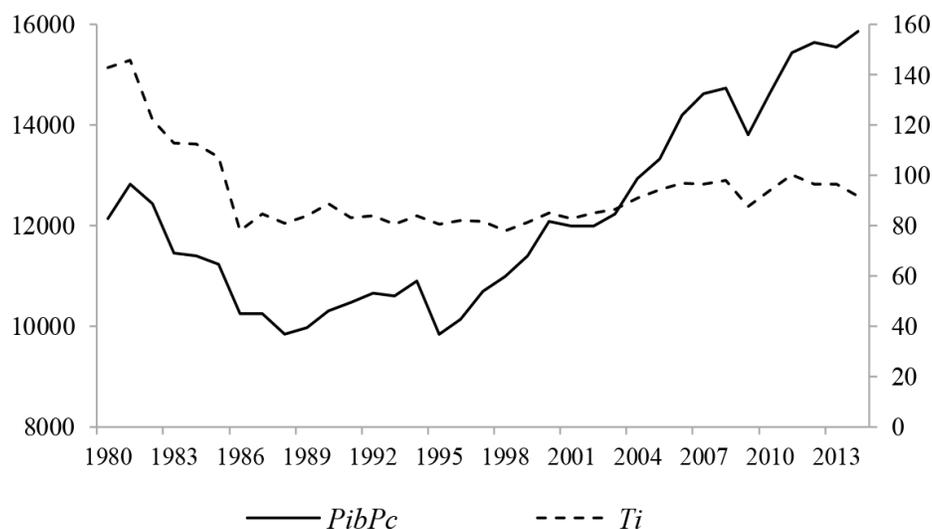
Pib pér-capita y términos de intercambio de México
 $Corr(PibPc_México, Ti_México)=0.30$



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 3

Pib per-capita y términos de intercambio de Perú
 $Corr(PibPc_Perú, Ti_Perú)=0.91$



Fuente: Elaboración propia.

Durante el periodo de estudio, México tuvo la más baja tasa de crecimiento económico promedio anual en términos per cápita, se ubicó en 0.81 %, mientras que Brasil y Perú, ambos crecieron a una tasa promedio per cápita del 3.11 %. Por su parte, los términos de intercambio para México decrecieron de 1980 a 2014, a una tasa promedio anual del 1.3 %, en Brasil y Perú crecieron 0.8 % y 1.1 %, respectivamente.

Estacionariedad de las variables

El análisis del comportamiento de cada serie es una manera intuitiva, no formal, que permite vislumbrar si una variable es o no estacionaria. Aquí también se llevarán a cabo las pruebas usuales de raíces unitarias: Augmented Dickey and Fuller (ADF) (Dickey & Fuller, 1979), Phillips-Perron (PP) (Phillips & Perron, 1988) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin, 1992), para de manera formal establecer la estacionariedad de las variables de cada país.

En la dinámica de las variables descrita en la sección anterior se hizo hincapié en que las de Brasil, Perú y el *PibPc* de México presentan tenden-

cia y algo de variabilidad, de manera que de acuerdo a su dinámica ellas no serían estacionarias, mientras que en los Ti de México se observa un comportamiento que oscila alrededor de una media y con poca variabilidad después de 1986, por lo que parecería ser estacionaria.

Lo anterior se confirma o refuta con las pruebas estadísticas de raíces unitarias ya mencionadas, las cuales se efectuaron para cada una de las variables tanto en log-niveles como en tasas de crecimiento, y sus resultados se muestran en el cuadro 1.¹ De ellos se desprende que las variables en log-niveles de Brasil y Perú no son estacionarias, sin embargo, su tasa de crecimiento sí lo es, de manera que son integradas de orden uno, $I(1)$, y por tanto susceptibles de ser cointegradas. Eso mismo sucede para el $\ln(PibPc)$ de México, ella es $I(1)$, pero no para el $\ln(Ti)$ de ese país, que es $I(0)$, es decir, ella es estacionaria y en consecuencia no pueden estar cointegradas, ya que tienen diferente orden de integración en log-niveles.

Pruebas de cointegración

Prueba de Engle y Granger

En la prueba de cointegración de Engle y Granger (Engle y Granger, 1987), la ecuación de equilibrio de largo plazo está dada por

$$\ln(PibPc_t) = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \ln(Ti_t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

donde ε_t son ruidos blancos gaussianos y T es el total de datos. Una vez estimada, se debe garantizar que sus residuos son estacionarios, $I(0)$, para poder concluir que en Brasil y Perú, $\ln(PibPc)$ y $\ln(Ti)$ están cointegradas.

1 El logaritmo de la variable x_t se denota $\ln(x_t)$. Su tasa de crecimiento se calcula como la primera diferencia de logaritmo natural de x_t , es decir, $\Delta \ln(x_t) = \ln(x_t) - \ln(x_{t-1})$, esta es una transformación muy conveniente, ya que por un lado el logaritmo reduce la variabilidad, y por el otro, la diferencia hace lo propio con la tendencia, además de que tiene una interpretación muy adecuada como tasa de crecimiento.

Cuadro 1
Pruebas de estacionariedad

| Variable | adf | PP | KPSS |
|---------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|--------------------|
| Brasil | | | |
| <i>ln(PibPc)</i> | -0.3375 (0.9090) [-2.9484] | 0.2194 (0.9700) [-2.9484] | 0.6586 [0.4630] |
| $\Delta \ln(PibPc)$ | -3.5164 (0.0134)* [-2.9484] | -3.5861 (0.0112)* [-2.9484] | 0.1206 [0.4630] |
| <i>ln(Ti)</i> | -1.0493 (0.7240) [-2.9511] | -1.0630 (0.7188) [-2.9511] | 0.6176 [0.4630] |
| $\Delta \ln(Ti)$ | -6.6539 (0.0000)* [-2.9540] | -6.6539 (0.0000)* [-2.9540] | 0.0819 [0.4630] |
| México | | | |
| <i>ln(PibPc)</i> | 0.2168 (0.9697) [-2.9511] | 0.0869 (0.9600) [-2.9511] | 0.4788 [0.4630] |
| $\Delta \ln(PibPc)$ | -5.0146 (0.0002)* [-2.9540] | -5.0416 (0.0002)* [-2.9540] | 0.4435 [0.4630] |
| <i>ln(Ti)</i> | -3.1299 (0.0337)* [-2.9511] | -3.2240 (0.0272)* [-2.9511] | 0.2437 [0.4630] |
| Perú | | | |
| <i>ln(PibPc)</i> | 0.1547 (0.9652) [-2.9540] | 1.1799 (0.9974) [-2.9511] | 0.6096 [0.4630] |
| $\Delta \ln(PibPc)$ | -3.5178 (0.0137)* [-2.9540] | -3.4920 (0.0146)* [-2.9540] | 0.3480 [0.4630] |
| <i>ln(Ti)</i> | -1.0047 (0.7404) [-2.9511] | -0.9245 (0.7680) [-2.9511] | 0.5233 [0.4630] |
| $\Delta \ln(Ti)$ | -6.3160 (0.0000)* [-2.9540] | -6.9627 (0.0000)* [-2.9540] | 0.2897 [0.4630] |

Los números en paréntesis son los *p-values*, los que están en corchetes son los valores críticos al 5 % de significancia y el * indica rechazo de la hipótesis nula al 5 %.

Fuente: Elaboración propia.

Se estimaron dos ecuaciones de largo plazo, la de Brasil y Perú, ya que sus correspondientes variables son ambas integradas de primer orden. Sin embargo, los residuos de la ecuación estimada para Perú, no resultaron ser proxis apropiadas del error estocástico, por lo que se procedió a estimar nuevamente la ecuación de largo plazo, pero ahora sin tendencia (ver Anexo). Finalmente se analiza la estacionariedad de los residuos $\hat{\varepsilon}_t = \ln(Y_t) - \widehat{\ln(Y_t)}$, con $Y_t = PibPc_t$, mediante las pruebas de raíces unitarias y se concluye, con base en la prueba de Engle y Granger, que las variables crecimiento económico per cápita y términos de intercambio están cointegradas en Brasil y en Perú (cuadro 2).

Cuadro 2

Pruebas de estacionariedad de los residuos de la ecuación de largo plazo

| <i>Variable</i> | <i>adf</i> | <i>PP</i> | <i>KPSS</i> |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------|
| Brasil | | | |
| $\hat{\varepsilon}_t$ | -4.8604 (0.0004)* | -4.9914 (0.0003)* | 0.0659 |
| Perú | | | |
| $\hat{\varepsilon}_t$ | -2.7382 (0.0782)** | -2.7093 (0.0892)** | 0.5137 |
| Valores críticos | | | |
| 5 % | -2.9511 | -2.9511 | 0.4630 |
| 10 % | -2.6143 | -2.6143 | 0.3470 |

Los números en paréntesis son los *p*-values, el * indica rechazo de la hipótesis nula al 5 % de significancia y ** al 10 %.

Fuente: Elaboración propia.

Prueba de Johansen

La prueba de rango de Johansen (Johansen, 1991) tiene dos versiones, la del máximo valor propio y la de la traza, y ambas se realizan para las variables de Brasil y Perú. El cuadro 3 muestra los resultados de esas pruebas para esos países. Se puede observar que en la segunda iteración de ambas pruebas no se rechaza la hipótesis nula que establece que los términos de

intercambio y el crecimiento económico de los países correspondientes están cointegrados.

Cuadro 3
Pruebas de Johansen

| H_0 | H_1 | <i>Brasil</i> | | <i>Perú</i> | |
|---------|---------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| | | λ_{Traza} | λ_{Max} | λ_{Traza} | λ_{Max} |
| $r = 0$ | $r = 1$ | 16.3996 | 16.2872 | 17.8193 | 15.2390 |
| | | (0.0365)* | (0.0236)* | (0.0212)* | (0.0350)* |
| | | [15.4947] | [14.2646] | [15.4947] | [14.2646] |
| $r < 1$ | $r = 2$ | 0.1124 | 0.1124 | 2.6793 | 2.6793 |
| | | (0.7375) | (0.7375) | (0.1017) | (0.1017) |
| | | [3.8414] | [3.8414] | [3.8414] | [3.8415] |

r es el número de relaciones de cointegración, λ_{Traza} es el estadístico de la prueba de la Traza y λ_{Max} el correspondiente a la del Máximo valor propio.

Los números entre paréntesis son los p -values, los que están en corchetes son los valores críticos al 5 % de significancia y el * indica rechazo de la hipótesis nula al 5 %. Fuente: Elaboración propia.

Así, los términos de intercambio y crecimiento económico en Brasil y Perú están cointegrados. Mientras que en México no pueden estar cointegrados, ya que tienen diferente orden de integración en log-niveles.

Conclusiones

Se ha desarrollado un modelo de crecimiento endógeno con tres sectores. Se ha considerado que el sector manufacturero es el único que genera progreso técnico doméstico por medio de un aprendizaje por la práctica. También, se ha supuesto que el conocimiento se desborda al sector de materias primas y al sector no-comerciable. Así, tres externalidades de conocimiento coexisten en el modelo.

Se ha mostrado, en el estado estacionario, que cuando los términos de intercambio aumentan, la proporción de trabajo empleado en el sector de materias primas aumenta, en la manufactura se mantiene constante y en el sector no-comerciable disminuye. Asimismo, se estimula

la acumulación de capital en el sector manufacturero y se desestimula la acumulación de capital en el sector no-comerciable. Por lo anterior, la proporción entre capitales disminuye a un nuevo estado estacionario. También, el precio relativo del bien no-comerciable no varía entre estados estacionarios. Por lo tanto, se ha mostrado que el sector manufacturero mejora, aumentando su capital y manteniendo la proporción de trabajo empleado. Finalmente, se ha comprobado que como el sector líder en tecnología es favorecido, la tasa de crecimiento de la economía aumenta.

El análisis empírico que se llevó a cabo para Brasil, México y Perú consistió en establecer, en primer lugar, la estacionariedad de las variables, y en segundo, en realizar pruebas de cointegración cuando se tienen variables integradas del mismo orden, condujo a que los términos de intercambio y el crecimiento económico en Brasil y Perú estén cointegrados, de manera que existe una relación de largo entre esas variables y, por tanto, se garantiza una tendencia común y un comportamiento acompasado de las variables correspondientes a cada país. En México no se pudo efectuar este análisis ya que sus variables en log-niveles son integradas de diferente orden y en consecuencia no se puede establecer una relación de largo plazo con ellas. Sin embargo, como fue señalado, el motor de crecimiento de largo plazo es el progreso técnico, los términos de intercambio lo pueden favorecer o perjudicar.

Finalmente, las economías exportadoras de materias primas continuarán expuestas a la volatilidad de los precios de las materias primas, pero creemos firmemente que, si la entrada de divisas es bien manejada y existen instituciones sanas, los recursos naturales pueden ser saludables para el crecimiento económico.

Anexo

A continuación se presentan las pruebas de diagnóstico del término estocástico en la ecuación de largo plazo, así como la de especificación correcta de ese modelo. De los resultados del cuadro A se obtiene que los residuales son proxis apropiadas del término estocástico en el modelo

para Brasil, ya que son normales, no autocorrelacionados y homoscedásticos y, además, la especificación de la ecuación de largo plazo es correcta.

Cuadro A
Pruebas de diagnóstico
Brasil Perú* Perú**

| <i>Prueba</i> | <i>Estadístico</i> | <i>p-value</i> | <i>Estadístico</i> | <i>p-value</i> | <i>Estadístico</i> | <i>p-value</i> |
|---------------------------------|--------------------|----------------|--------------------|----------------|--------------------|----------------|
| Normalidad (JB) | 2.2172 | 0.3300 | 0.0936 | 0.9543 | 2.0056 | 0.3669 |
| Autocorrelación (bg) | 0.6590 | 0.4231 | 16.1925 | 0.0003 | 0.9589 | 0.0120 |
| Heteroscedasticidad | | | | | | |
| - WsinTC | 0.9692 | 0.3936 | 5.1968 | 0.0111 | 0.6427 | 0.4285 |
| - WconTC | 0.8558 | 0.5222 | 5.1129 | 0.0018 | 2.5952 | 0.0903 |
| - BPG | 0.7216 | 0.4937 | 5.6132 | 0.0081 | 0.5855 | 0.4496 |
| Especificación correcta (RESET) | 2.3906 | 0.1322 | 4.2749 | 0.0002 | 4.5306 | 0.0411 |

* Pruebas de diagnóstico y especificación correcta basadas en el modelo de largo plazo con tendencia.

** Pruebas de diagnóstico y especificación correcta basadas en el modelo de largo plazo sin tendencia.

JB: Jarque Bera, BG: Breusch-Godfrey, WsinTC: White sin términos cruzados, y BPG: Breusch-Pagan-Godfrey.

Referencias

- Arrow, K. J. (1962). "The Economic Implication of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 29, 155-173.
- Barro, R. J., N. G. Mankiw y X. Sala-i-Martin (1995). "Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth", *American Economic Review*, Vol. 85, 103-115.
- Caselli, F. (2006). "Power Struggles and the Natural Resource Curse", Working Paper LSE.
- CEPAL (2017). Índices de la relación de precios del intercambio y poder de compra de las exportaciones, *Estadísticas e Indicadores Económicos*.

- Dickey, D. y W. Fuller (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger, (1987). "Co-integration and error correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar y M. P. Timmer (2015). "The Next Generation of the Penn World Table", *American Economic Review*, 105, 10, 3150-3182, datos disponibles en www.ggdc.net/pwt
- Frankel, J. A. (2010). "The Natural Resource Curse: A Survey", HKS Faculty Research Working Paper Series, RWP10-005, John F. Kennedy School of Government, Harvard University.
- Gylfason, T. (2001). "Natural Resources, Education, and Economic Development", *European Economic Review*, 45, 847-859.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of unit root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lederman D. y W. F. Maloney (2007). "Trade Structure and Growth", en *Neither Curse nor Destiny*, editado por D. Lederman y W. F. Maloney, Stanford University Press y Banco Mundial.
- Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, 5, 1002-1037.
- Sachs, J. D. y A. M. Warner (1995), "Natural Resource Abundance and Economic Growth", NBER Working Paper N°5398.
- (2001), "The Curse of Natural Resources", *European Economic Review*, 45, 827-838.
- Sala-i-Martin, X. y A. Subbramanian (2003), "Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria", NBER Working Paper No. 9804.
- Sala-i-Martin, X., G. Doppelhofer y R. I. Miller (2004), "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 813-835.

- Stuermer, M. y G. Schwerhoff (2017), “Non-Renewable Resources, Extraction Technology, and Endogenous Growth”, en www.aeaweb.org/conference/2018
- Succar, P. (1987), “The need for industrial policy in LDC’s: a restatement of the infant industry argument”, *International Economic Review*, 28, 2, 521-534.
- Turnovsky, S. J. (2009), *Capital Accumulation and Economic Growth in a Small Open Economy*, Cambridge University Press.
- Young, A. (1991), “Learning by doing and the dynamic effects of international trade”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, 369-405.