

Términos de intercambio, progreso técnico y crecimiento económico*

Terms of trade, technical progress and economic growth

Enrique R. Casares

María Guadalupe García-Salazar

Ivan Porras Chaparro

Lucía A. Ruiz-Galindo

Resumen

Objetivo: Estudiar, teórica y empíricamente, la relación entre términos de intercambio y la tasa de crecimiento del producto interno bruto per cápita.

Metodología: En la parte teórica, se desarrolla un modelo de crecimiento con dos sectores, primario (exportador) y manufacturero (importador). Se deduce el producto agregado de la economía. En el largo plazo, los términos de intercambio y el producto interno bruto per cápita están positivamente relacionados. Con el propósito de contrastar el resultado teórico, en la parte empírica, se hace un análisis aplicado para Perú de series de tiempo.

Resultados: Se muestra que los términos de intercambio y el producto interno bruto per cápita están cointegrados para Perú.

Limitaciones: El artículo solamente analiza la relación agregada entre términos de intercambio y producto interno bruto per cápita.

Originalidad: Se estudia integralmente (con teoría y datos) la relación entre términos de intercambio y producto interno bruto per cápita para una economía exportadora de materias primas.

Conclusiones: Para Perú, exportador de materias primas, los términos de intercambio son un determinante de su crecimiento económico.

Palabras clave: Dos sectores, progreso técnico endógeno y exógeno, costo en la movilidad del trabajo, términos de intercambio, crecimiento económico, modelo de series de tiempo.

Clasificación JEL: F16, F43, J31, O41, C21, C51.

Abstract

Objective: We study, theoretically and empirically, the relationship between terms of trade and the growth rate of GDP per capita.

Methodology: In the theoretical part, we develop a growth model with two sectors, primary (export sector) and manufacturing (import sector). We deduce the aggregated product of the economy. In the long run, terms of trade and the growth rate of GDP per capita are positively related. In order to contrast the theoretical result, in the empirical part, we apply time series analysis for Peru.

Results: We show that terms of trade and the growth rate of GDP per capita are cointegrated for Peru.

Limitations: The article only analyzes the aggregate relationship between terms of trade and the growth rate of GDP per capita.

Originality: We study integrally (with theory and data) the relationship between terms of trade and the growth rate of GDP per capita for an economy that exports raw materials.

Conclusions: For Peru, an exporter of raw materials, the terms of trade are a determinant of its economic growth.

Keywords: Two sectors, endogenous and exogenous technical progress, labor mobility cost, terms of trade, economic growth, time series model.

JEL Classification: F16, F43, J31, O41, C21, C51.

Enrique R. Casares. Departamento de Economía UAM-Azcapotzalco. México. Correo electrónico: ercg@azc.uam.mx

María Guadalupe García-Salazar. Departamento de Economía UAM-Azcapotzalco. México. Correo electrónico: mggasa@azc.uam.mx

Ivan Porras Chaparro. Universidad Autónoma Benito Juárez de Oaxaca. México. Correo electrónico: iporras23@gmail.com

Lucía A. Ruiz-Galindo. Departamento de Economía UAM-Azcapotzalco. México. Correo electrónico: laruizg@azc.uam.mx

* Este trabajo se realizó con apoyo financiero del Conacyt, con el proyecto número A1-S-25426, "Perturbaciones en los términos de intercambio, la política comercial y la política fiscal y su impacto en la economía mexicana: el corto y largo plazo".

Introducción

En todos los países, la tasa de inversión, la formación de capital humano y el progreso técnico son algunos de los determinantes del crecimiento económico. Para economías en desarrollo, exportadoras de materias primas, los términos de intercambio (TI) y el producto interno bruto per cápita (PIBP) también pueden estar asociados en el largo plazo. Por tanto, los TI pueden ser un determinante del crecimiento. Así, para economías exportadoras de productos primarios, la gran mayoría de los estudios empíricos encuentran una relación positiva entre los TI y crecimiento, y una relación negativa entre volatilidad de los TI y crecimiento. En particular, Cavalcanti, Mohaddes y Raissi (2015) encuentran que, en las economías exportadoras de bienes primarios, mayores TI afectan positivamente al crecimiento económico y que la volatilidad de los TI tienen un impacto negativo sobre el crecimiento, mientras que, en las economías exportadoras de productos más elaborados, los TI y la volatilidad no tienen un efecto significativo en el crecimiento. Además, Basu y McLeod (1992) estudian estas relaciones para economías latinoamericanas, en tanto que Bleaney y Greenaway (2001) analizan el caso de las economías subsaharianas. Por tanto, en este trabajo se estudia teórica y empíricamente la relación entre los TI y crecimiento económico.

En consecuencia, primero se desarrolla un modelo de crecimiento con dos sectores: primario y manufacturero. Se considera al sector primario como exportador y al sector manufacturero como importador. Así, esta economía es un exportador de productos primarios, como muchas economías latinoamericanas. La economía es abierta y pequeña. El sector primario usa dos factores, fijo y trabajo (Roldos, 1991). Tradicionalmente, el factor fijo es estrictamente tierra y la producción del sector sería de bienes agrícolas. Sin embargo, Stuermer y Schwerhoff (2017) señalan que el progreso técnico aplicado al proceso de extracción y descubrimiento de recursos minerales

producirá que las reservas sean constantes (hasta que termine su utilidad económica). Por tanto, los recursos minerales pueden ser factores fijos ampliamente definidos (ellos dan evidencia empírica). En este trabajo se considera una amplia definición del factor fijo, que incluyen recursos renovables y no renovables, pero no agotables (sin ser modelado el progreso técnico en la extracción/descubrimiento de productos minerales), lo anterior con el fin de hacer más congruente la parte teórica y empírica.

El sector manufacturero usa el factor trabajo y capital. El progreso técnico tiene un componente endógeno y otro exógeno. El componente endógeno es originado en el sector manufacturero por un proceso de aprendizaje por la práctica (Arrow, 1962). De este modo, el progreso técnico endógeno depende del capital por trabajo efectivo del sector manufacturero (Villanueva, 1994; Villanueva y Mariano, 2007). Existe un costo en la movilidad intersectorial del trabajo que depende del diferencial salarial entre sectores (Mas-Colell y Razin, 1973). Los hogares ahorran una fracción variable de su ingreso disponible.

Además, Min (1998) y Min, Lee, Nam, Park y Nam, (2003), señalan que aumentos en los términos de intercambio van asociados con una disminución del riesgo país, debido a los aumentos de los ingresos por exportaciones y a una mejor capacidad de pago del país. Así, la prima de riesgo país estará inversamente relacionado con los términos de intercambio.

Se estudia cómo responde la economía cuando hay un aumento en los términos de intercambio. En el estado estacionario, cuando se produce la perturbación, se da temporalmente que el salario en el sector primario sea mayor que el de la manufactura. Así, el trabajo empleado en el sector primario aumenta, mientras que el trabajo empleado en la manufactura disminuye. En el estado estacionario, las tasas de crecimiento del capital, del producto primario, del producto manufacturero y del ingreso nacional crecen a una mayor

tasa y lo hacen a la tasa de crecimiento del progreso técnico exógeno-endógeno. Como el progreso técnico depende positivamente de los términos de intercambio, la tasa de crecimiento del progreso técnico (motor de la economía) aumenta. Así, la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía aumenta. Por tanto, el modelo predice, en el largo plazo, que los términos de intercambio y la tasa de crecimiento del producto agregado están positivamente relacionados. Esta propuesta será analizada para el caso de Perú.

En la transición, debido al costo en la movilidad, el trabajo empleado en el sector primario (manufacturero) aumenta (disminuye) lentamente. Mientras tanto, en el impacto, la tasa de crecimiento del acervo de capital disminuye instantáneamente, para después ir aumentando hasta alcanzar una mayor tasa de crecimiento e igual a la del progreso técnico. Además, la tasa de crecimiento del producto primario (manufacturero) aumenta (disminuye) temporalmente, para posteriormente converger a una mayor tasa en el largo plazo. Este efecto negativo sobre el sector manufacturero, debido a aumentos en los TI, es conocido en la literatura como desindustrialización directa (Ros, 2011). Finalmente, en el impacto, la tasa de crecimiento del ingreso nacional disminuye momentáneamente para después alcanzar una mayor tasa de crecimiento e igual a la del progreso técnico.

En el marco teórico expuesto anteriormente, el modelo de crecimiento conduce no únicamente a que los TI son un determinante importante del crecimiento económico, sino que la relación existente es de largo plazo. Por tanto, se procedió a un análisis aplicado de series de tiempo con el propósito de contrastar los resultados teóricos obtenidos, con la información empírica.

Así, para la parte empírica se considera el caso de Perú como una típica economía exportadora de materias primas. Se presenta evidencia empírica sobre la relación entre los TI y el PIBP para Perú. Consecuentemente, se estudia la estacionariedad de esas dos variables en log-niveles y, en

sus primeras diferencias, resultan ser integradas del mismo orden y cointegradas. Se comprueba que los TI y el PIBP están cointegrados, por lo que existe una relación de largo plazo entre las mismas. Esta relación se da de los TI al crecimiento económico, como lo establece el marco teórico. También, en la estimación del modelo de corrección de error, se encuentra que todas las variables son importantes estadísticamente, incluyendo las de la relación de largo plazo.

Estudios similares son los de Castillo y Salas (2010) y Rodríguez, Villanueva y Castillo (2018). Ellos analizan las relaciones de largo plazo entre algunas de las variables macroeconómicas de Perú y los TI. En ambos casos, se encuentra una relación de cointegración positiva entre la inversión, el PIB real y los TI. Ross y Peschiera (2015), a través de un modelo de vectores de corrección de error, también encuentran que los términos de intercambio mejoran el PIB per cápita de Perú.

El artículo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección, se desarrolla el modelo de crecimiento con dos sectores y un progreso técnico exógeno-endógeno. En la tercera sección, se redefinen las variables del modelo. En la cuarta, se estudia el estado estacionario cuando los TI aumentan. En la sección quinta, se muestra la dinámica de transición. En la sexta, se realiza el estudio econométrico para Perú. Finalmente, en la sección séptima, se dan las conclusiones.

El modelo teórico del crecimiento

La economía es abierta y pequeña con dos sectores productivos, primario y manufacturero. Por tanto, los precios de los bienes y la tasa de interés mundial están dados por el mercado mundial. Existe una prima de riesgo país, que depende inversamente de los términos de intercambio. Las funciones de producción de ambos sectores son Cobb-Douglas. La tasa de crecimiento del progreso técnico tiene un componente endógeno y otro exógeno (véase Agenor, 2000). Hay un costo en la movilidad del trabajo, es decir, el trabajo se mueve lentamente entre los sectores. Los hogares con-

sumen una fracción variable de su ingreso disponible, poseen el acervo de capital y los residentes externos poseen la deuda externa sobre el capital.

Sector primario exportador

La función de producción del sector es:

$$(1) \quad Y_A = AF^\alpha L_A^{1-\alpha}$$

donde Y_A es el producto en el sector primario, A es el progreso técnico exógeno-endógeno (explicado más adelante), F es un factor de producción fijo, L_A es el trabajo empleado en el sector, α y $(1 - \alpha)$ son las participaciones en el producto de F y L_A , respectivamente, con $\alpha < 1$. Las empresas productoras del sector primario maximizan beneficios $\pi_A = p_A Y_A - w_A L_A - R_F F$, donde $p_A = P_A/P_M$ es el precio relativo mundial del bien exportable, P_A , en términos del precio mundial del bien importable, P_M , o TI (el precio P_M es usado como numerario, $P_M = 1$); w_A es el salario en el sector y R_F es el precio de renta del factor fijo. Las condiciones de primer orden son:

$$(2) \quad w_A = p_A A F^\alpha (1 - \alpha) L_A^{-\alpha}$$

$$(3) \quad R_F = p_A A \alpha F^{\alpha-1} L_A^{1-\alpha}$$

La ecuación (2) dice que el salario en el sector primario es igual al valor del producto marginal de L_A . La ecuación (3) establece que la renta del factor fijo, R_F , es igual al valor del producto marginal de F .

Sector manufacturero importador

La función de producción Cobb-Douglas del sector es:

$$(4) \quad Y_M = K^\beta (AL_M)^{1-\beta}$$

donde Y_M es el producto en el sector manufacturero, K es el acervo de capital, L_M es el trabajo empleado en la manufactura, AL_M es el trabajo

efectivo, β y $(1 - \beta)$ son las participaciones en el producto de K y L_M , respectivamente, con $\beta < 1$.

La tasa de crecimiento del progreso técnico tiene un componente endógeno y otro exógeno (Villanueva, 1994). El componente endógeno es producido en el sector manufacturero por un aprendizaje por la práctica (Arrow, 1962). Así, el progreso técnico endógeno depende de $\hat{k} = K/AL_M$, donde \hat{k} es el capital por trabajo efectivo (no es una externalidad). El componente exógeno está dado por la constante positiva x , por lo que la tasa de crecimiento del progreso técnico es:

$$(5) \quad \frac{\dot{A}}{A} = \theta \hat{k} + x$$

donde θ es un parámetro positivo de aprendizaje. Se define a la tasa de crecimiento del progreso técnico como $g_A = \dot{A}/A$. Se recuerda que $p_A = P_A/P_M$ es el precio relativo del bien exportable en términos del importable. Las empresas manufactureras maximizan beneficios $\pi_M = Y_M - w_M L_M - R_K K$, donde w_M es el salario en el sector. Asimismo, $R_K = r^w + \xi + \delta$, donde R_K es el precio de renta del capital, r^w es la tasa constante de interés mundial, ξ es la prima de riesgo país, que depende inversamente de los términos de intercambio, $\xi = \gamma/p_A$, donde γ es un parámetro positivo, y δ es la tasa de depreciación del capital, que es una constante positiva. Por tanto, existe paridad de rendimientos entre activos internacionales y K , ajustado con riesgo país. Las condiciones de primer orden son:

$$(6) \quad w_M = K^\beta (1 - \beta)(AL_M)^{-\beta} A = (1 - \beta) \hat{k}^\beta A$$

$$(7) \quad R_K = r^w + \xi + \delta = \beta K^{\beta-1} (AL_M)^{1-\beta} = \beta \hat{k}^{\beta-1}$$

la ecuación (6) establece que el salario en el sector es igual al producto marginal de L_M . La ecuación (7) dice que el precio de renta del capital es igual al producto marginal de K .

Movilidad intersectorial de trabajo

Como se verá más adelante, un aumento en los TI produce que $w_A > w_M$. Dada la existencia de un costo en la movilidad del trabajo entre sectores, el trabajo fluye lentamente del sector manufactura al sector primario. Así, la tasa de cambio de L_A está definida como:

$$(8) \quad \frac{\dot{L}_A}{L_A} = b \left(\frac{w_A - w_M}{w_M} \right)$$

donde b es un parámetro positivo de la velocidad de ajuste.

Hogares

Los hogares reciben ingresos salariales y rendimientos sobre F y K . Los gastos de los hogares consisten en pagos de intereses sobre su deuda externa y gastos en consumo. El remanente se canaliza a la acumulación de activos netos de deuda. Por tanto, la restricción presupuestal de los hogares es:

$$(9) \quad w_A L_A + w_M L_M + R_F F + R_K K - (r^w + \xi)D = p_A C_A + C_M + I - \dot{D}$$

donde $w_A L_A + w_M L_M$ es el ingreso salarial, $R_F F + R_K K$ es el ingreso por rendimiento de activos, D es la deuda externa de los hogares, $(r^w + \xi)D$ es el pago de intereses sobre la deuda externa, C_A es el consumo en el bien primario, C_M es el consumo en el bien manufacturero. Asimismo, $I = \dot{K} + \delta K$ es la inversión bruta, donde \dot{K} es el incremento de K en el tiempo o inversión neta, δK es el monto por depreciación y \dot{D} es el incremento de la deuda externa en el tiempo.

Se considera que la deuda externa es una fracción constante, v , del capital; es decir, $D = vK$, donde $0 < v < 1$. Esto significa que los hogares tienen una restricción al crédito externo, de tal forma que una fracción del capital sirve como colateral para créditos internacionales. Así, los hogares poseen todo el acervo de K y los residentes externos poseen D sobre vK (véase Barro, Mankiw

y Sala-i-Martin, 1995). Diferenciando $D = vK$, se obtiene que $\dot{D} = v\dot{K}$.

El consumo agregado, C , está definido como $C = p_A C_A + C_M$. Con esto, se considera que los hogares consumen una fracción variable de su ingreso neto de pagos de intereses. La función consumo es:

$$(10) \quad C = (1 - s)[w_A L_A + w_M L_M + R_F F + R_K K - (r^w + \xi)D]$$

donde s es la tasa de ahorro variable con el tiempo.

Agregación

Sustituyendo w_A, w_M, R_F y R_K , de las ecuaciones (2), (3), (6) y (7), en la restricción presupuestal de los hogares, ecuación (9), se obtiene la condición de equilibrio para una economía abierta:

$$(11) \quad \dot{D} = (r^w + \xi)D + C + I - p_A Y_A - Y_M$$

donde el exceso de gasto doméstico, $(r^w + \xi)D + C + I$, sobre el ingreso, $p_A Y_A + Y_M$, es financiado por deuda externa. El ingreso nacional, Y_{IN} , está definido como:

$$(12) \quad Y_{IN} = p_A Y_A + Y_M - (r^w + \xi)D$$

Por tanto, el ingreso disponible de los hogares es equivalente al ingreso nacional. Así, la función consumo también es una fracción variable del ingreso nacional, $C = (1 - s)[p_A Y_A + Y_M - (r^w + \xi)D]$. Sustituyendo la función consumo en la condición de equilibrio de esta economía abierta, ecuación (11), se obtiene la condición de ahorro igual a inversión:

$$(13) \quad s[p_A Y_A + Y_M - (r^w + \xi)D] + \dot{D} = I$$

donde $s[p_A Y_A + Y_M - (r^w + \xi)D]$ es el ahorro doméstico y \dot{D} es el ahorro externo. Como $I = \dot{K} + \delta K$ y $\dot{D} = v\dot{K}$, se tiene:

$$(14) \quad s[p_A Y_A + Y_M - (r^w + \xi)D] + v\dot{K} = \dot{K} + \delta K$$

Del mismo modo, la cuenta corriente deficitaria de la economía es:

$$(15) \quad \dot{D} = (r^w + \xi)D - (X - M)$$

donde X son las exportaciones del bien primario, M son las importaciones del bien manufacturero y $(X - M)$ es el saldo comercial. Sustituyendo la ecuación (15) en la ecuación (11), se obtiene la restricción de recursos de la economía:

$$(16) \quad p_A Y_A + Y_M = C + I + (X - M)$$

La oferta laboral, L , es constante y el mercado laboral está definido como $L = L_A + L_M$.

Redefinición de las variables y tasas de crecimiento

Para resolver el modelo es conveniente normalizar la oferta total de trabajo, $L = 1$. Así, el mercado laboral es ahora $n + (1 - n) = 1$, donde n es la proporción de trabajo empleado en el sector primario y $(1 - n)$ es la proporción de trabajo empleado en el sector manufacturero. Por tanto, el trabajo redefinido como proporciones es $L_A = n$ y $L_M = (1 - n)$; de esta forma, el nivel de n es constante en el estado estacionario. También, el modelo se resuelve en términos del capital por trabajo efectivo, $\hat{k} = K/AL_M$. Como será evidente más adelante, el nivel de \hat{k} siempre se encuentra en un estado estacionario. Una vez determinadas n y \hat{k} , se determinan las restantes variables del modelo. Por tanto, todas las ecuaciones del modelo se redefinen en términos de n y \hat{k} .

Dado que $\dot{L}_A/L_A = \dot{n}/n$, la ecuación (8) se redefina como:

$$(17) \quad \frac{\dot{n}}{n} = b\left(\frac{w_A - w_M}{w_M}\right)$$

donde $w_A = p_A A F^\alpha (1 - \alpha) n^{-\alpha}$ y $w_M = (1 - \beta) \hat{k}^\beta A$.

Tomando logaritmos y derivadas respecto del tiempo a $\hat{k} = K/AL_M$, se obtiene $\dot{K}/K = \dot{A}/A + \dot{L}_M/L_M$. Como $\dot{L}_M/L_M = -[n/(1 - n)](\dot{n}/n)$, la tasa de crecimiento del capital, g_K , es:

$$(18) \quad g_K = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{A}}{A} - \frac{n}{(1 - n)} \frac{\dot{n}}{n}$$

Asimismo, tomando logaritmos y derivadas respecto del tiempo a la ecuación (1), y considerando que $\dot{L}_A/L_A = \dot{n}/n$, se obtiene:

$$(19) \quad g_{Y_A} = \frac{\dot{Y}_A}{Y_A} = \frac{\dot{A}}{A} + (1 - \alpha) \frac{\dot{n}}{n}$$

donde g_{Y_A} es la tasa de crecimiento de Y_A . Utilizando el mismo procedimiento con la ecuación (4), y considerando que $\dot{L}_M/L_M = -[n/(1 - n)](\dot{n}/n)$, se consigue:

$$(20) \quad g_{Y_M} = \frac{\dot{Y}_M}{Y_M} = \frac{\dot{A}}{A} - \frac{n}{(1 - n)} \frac{\dot{n}}{n}$$

donde g_{Y_M} es la tasa de crecimiento de Y_M . Sustituyendo las ecuaciones (1), (4) y $\hat{k} = K/AL_M$ en la ecuación (12), diferenciando, y utilizando $\dot{L}_M/L_M = -[n/(1 - n)](\dot{n}/n)$, se obtiene:

$$(21) \quad g_{Y_{IN}} = \frac{\dot{Y}_{IN}}{Y_{IN}} = (1 - \alpha) \frac{p_A Y_A}{Y_{IN}} \frac{\dot{n}}{n} - \left[\frac{Y_M}{Y_{IN}} - \frac{(r^w + \xi)v\hat{k}(1 - n)}{Y_{IN}} \right] \frac{n}{(1 - n)} \frac{\dot{n}}{n} + \frac{\dot{A}}{A}$$

donde $g_{Y_{IN}}$ es la tasa de crecimiento de Y_{IN} , $p_A Y_A/Y_{IN} = p_A F^\alpha n^{1-\alpha} / [p_A F^\alpha n^{1-\alpha} + \hat{k}^\beta (1 - n) - (r^w + \xi)v\hat{k}(1 - n)]$ es la participación de $p_A Y_A$ en Y_{IN} , $Y_M/Y_{IN} = \hat{k}^\beta (1 - n) / [p_A F^\alpha n^{1-\alpha} + \hat{k}^\beta (1 - n) - (r^w + \xi)v\hat{k}(1 - n)]$ es la participación de Y_M en Y_{IN} y $(r^w + \xi)v\hat{k}(1 - n)/Y_{IN} = (r^w + \xi)v\hat{k}(1 - n) / [p_A F^\alpha n^{1-\alpha} + \hat{k}^\beta (1 - n) - (r^w + \xi)v\hat{k}(1 - n)]$ es la participación del pago de intereses sobre la deuda externa en Y_{IN} .

Finalmente, por medio de la ecuación ahorro igual inversión, ecuación (14), se obtiene como varía la tasa de ahorro en el tiempo.

$$(22) \quad s = \frac{[g_K(1-v) + \delta]}{\left[\frac{p_A F^\alpha n^{1-\alpha}}{\hat{k}(1-n)} + \frac{1}{\hat{k}^{1-\beta}} - (r^w + \xi)v \right]}$$

A continuación, se estudia la solución de estado estacionario, para después estudiar la dinámica de transición cuando los TI aumentan.

Solución de estado estacionario

Despejando \hat{k} de la ecuación (7), se obtiene:

$$(23) \quad \hat{k}^* = \left[\frac{\beta}{r^w + \xi + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\beta}}$$

donde \hat{k}^* es el capital por trabajo efectivo de estado estacionario (los niveles de estado estacionario se identifican con un *). Como se observa en la ecuación (23), el nivel de \hat{k}^* depende solamente de parámetros; es decir, \hat{k}^* siempre se encuentra en un estado estacionario. Así, cuando alguno de estos parámetros cambia, \hat{k}^* brincarà a un nuevo estado estacionario. De esta forma, considerando que en el estado estacionario $\dot{n} = 0$ y utilizando la ecuación (17), se tiene que $w_A = w_M$ o $p_A F^\alpha (1-\alpha)n^{\alpha-1} = (1-\beta)\hat{k}^\beta$. Despejando n de la ecuación anterior, se obtiene el nivel de n de estado estacionario:

$$(24) \quad n^* = \left[\frac{p_A F^\alpha (1-\alpha)}{\hat{k}^{*\beta} (1-\beta)} \right]^{\frac{1}{\alpha}}$$

como \hat{k}^* es constante, el nivel de n^* es constante. Por tanto, se ha encontrado el estado estacionario de esta economía. A partir de \hat{k}^* y n^* se determinan los niveles de estado estacionario de las demás variables del modelo. En particular, la tasa de crecimiento del progreso técnico está dada por $g_A^* = \theta \hat{k}^* + x$. Utilizando la definición de la prima de riesgo país $\xi = \gamma/p_A$, la ecuación final del progreso técnico es:

$$(25) \quad g_A^* = \theta \left[\frac{\beta}{r^w + \gamma/p_A + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} + x$$

se observa que si los términos de intercambio aumentan la tasa de crecimiento del progreso técnico aumenta (por medio de una disminución del riesgo país).

Con la ecuación (18) y $\dot{n} = 0$, se tiene que $g_K^* = g_A^*$; es decir, la tasa de crecimiento de K de estado estacionario es igual a la tasa de crecimiento del progreso técnico. Utilizando la ecuación (19) con $\dot{n} = 0$, se observa que la tasa de crecimiento de Y_A de estado estacionario, $g_{Y_A}^*$, crece a la tasa de crecimiento de A , $g_{Y_A}^* = g_A^*$. Del mismo modo, con la ecuación (20) y $\dot{n} = 0$, se comprueba que $g_{Y_M}^* = g_A^*$. También, con la ecuación (21) y $\dot{n} = 0$, se tiene que $g_{Y_{IN}}^* = g_A^*$. Por tanto, se ha demostrado, que en el estado estacionario, las tasas de crecimiento de K, Y_A, Y_M y Y_{IN} crecen a una tasa igual a $g_A^* = \theta \hat{k}^* + x$. Finalmente, el nivel de estado estacionario de la tasa de ahorro es:

$$(26) \quad s^* = \frac{[g_K^*(1-v) + \delta]}{\left[\frac{p_A F^\alpha n^{*(1-\alpha)}}{\hat{k}^*(1-n^*)} + \frac{1}{\hat{k}^{*(1-\beta)}} - (r^w + \xi)v \right]}$$

Ahora, se estudia cómo la economía responde, en el estado estacionario, a un aumento en los TI. Cuando p_A aumenta, el nivel de n^* , ecuación (24), aumenta a n^{**} . La ecuación (17) está definida para que \dot{n}/n siempre sea positiva. Por tanto, se produce momentáneamente que $w_A > w_M$; con esto, la mano de obra migra del sector manufacturero al sector primario. También, en el nuevo estado estacionario, $(1-n^*)$ disminuye a $(1-n^{**})$. Mientras que, el nivel de \hat{k}^* aumenta a \hat{k}^{**} en la ecuación (23), debido a que ξ disminuyó ($\xi = \gamma/p_A$). La disminución de ξ se debe a que un aumento en los términos de intercambio implica un aumento de los ingresos por exportaciones y una mejor capacidad de pago, lo que reduce el riesgo país (Min, 1998, y Min, Lee, Nam, Park y Nam, 2003).

Dado que las tasas de crecimiento en el estado estacionario de K, Y_A, Y_M y Y_{IN} son iguales a la tasa del progreso técnico, ecuación (25), y como \hat{k}^* aumentó a \hat{k}^{**} se tiene que las tasas de crecimiento de las variables de la economía crecerán a una mayor tasa en el largo plazo. Finalmente, utilizando la ecuación (26), se observa que es difícil determinar el movimiento de la tasa de ahorro. Para entender su comportamiento, dependeremos de la siguiente simulación. Se muestra una simulación, en el estado estacionario, cuando los TI aumentan. Los valores de los parámetros son: $\alpha = 0.3, \beta = 0.4, F = 1, \theta = 0.0005, x = 0.01, r^w = 0.025, \delta = 0.03, \gamma = 0.028, b = 1$ y $v = 0.1$. Los valores son para propósitos ilustrativos. Cuando $p_A = 1.7$, el resultados: $n^* = 0.21343, \hat{k}^* = 17.6423, s^* = 0.21723, \xi = 0.01647$ y $g_{Y_A}^* = g_{Y_M}^* = g_{Y_{IN}}^* = g_K^* = g_A^* = 0.0188$. La tasa de crecimiento es de 1.88% anual. Cuando $p_A = 2$, los niveles son: $n^{**} = 0.3393, \hat{k}^{**} = 18.7076, s^{**} = 0.1939, \xi = 0.01400$ y $g_A^{**} = 0.0194$. Como fue señalado, el nivel de n^* aumenta de 0.21 a 0.33, \hat{k}^* aumenta de 17.64 a 18.70 y s^* disminuye de 21.7% a 19.3% respecto del ingreso nacional. Posiblemente, la disminución de la tasa de ahorro es debido a que, en tiempos de auge, el consumo aumenta. La prima de riesgo país disminuye de 0.0164 a 0.0140. Por último, la tasa de crecimiento de la economía aumenta de 1.88% a 1.94% anual. Por tanto, en el largo plazo, la tasa de crecimiento de la economía esta positivamente relacionada con los TI.

Dinámica de transición cuando los términos de intercambio aumentan

La ecuación de movilidad intersectorial del trabajo puede ser resuelta analíticamente. Sustituyendo $w_A = p_A A F^\alpha (1 - \alpha) n^{-\alpha}$ y $w_M = (1 - \beta) \hat{k}^{*\beta} A$ en la ecuación (17), se obtiene:

$$(27) \quad \frac{\dot{n}}{n} = b \left(\frac{p_A F^\alpha (1 - \alpha) n^{-\alpha}}{(1 - \beta) \hat{k}^{*\beta}} - 1 \right)$$

La ecuación (27) puede ser escrita como $\dot{n} + bn = Bn^\epsilon$, donde $B = bp_A F^\alpha (1 - \alpha) / (1 - \beta) \hat{k}^{*\beta}$

y $\epsilon = 1 - \alpha$, la cual es una ecuación diferencial no lineal de tipo Bernoulli que puede ser resuelta por un cambio de variable $z = n^{1-\epsilon} = n^\alpha$. Con esto tenemos una ecuación diferencial lineal, $\dot{z} + \alpha bz = \alpha B$, cuya solución final en n es $n(t) = \{[n(0)^\alpha - B/b]e^{-(\alpha b)t} + B/b\}^{1/\alpha}$. Así, conocida la trayectoria de n en el tiempo, y el nivel de \hat{k}^{**} , es posible obtener las trayectorias de todas las variables de la economía.

Utilizando los mismos valores de los parámetros de la sección anterior, la **Figura 1** muestra la dinámica de n en el tiempo. Dado que n es una variable de movimiento lento, la condición inicial es $n(0) = n^* = 0.21$ (cuando $p_A = 1.7$). Por tanto, un aumento en los TI implica que $w_A > w_M$, por lo que la proporción de la mano de obra en el sector primario, n , aumenta lentamente y converge al nuevo nivel de estado estacionario $n^{**} = 0.33$ (cuando $p_A = 2$).

En la **Figura 2** se tiene la trayectoria de g_K en el tiempo. Considerando que en $t = 0, \dot{n}/n > 0$ y $[n/(1-n)](\dot{n}/n) > g_A$, se tiene que el nivel de g_K disminuye instantáneamente, tornándose negativo –como ya fue mencionado, este efecto se le conoce en la literatura como una desindustrialización directa (Ros, 2011)–. Como el tiempo avanza, $\dot{n}/n \rightarrow 0$, y el nivel de g_K va aumentando hasta llegar a una mayor tasa de crecimiento, $g_K^{**} = 0.0194$, que es igual a la del progreso técnico.

En la **Figura 3** se muestran las trayectorias numéricas de g_{Y_A}, g_{Y_M} y $g_{Y_{IN}}$. Usando la tasa de crecimiento del producto primario –ecuación (19)–, y y dada la perturbación, se tiene que, en $t = 0, g_{Y_A}$ aumenta instantáneamente, debido a que g_A aumenta y $\dot{n}/n > 0$ (n permanece en el mismo nivel del estado estacionario anterior). Después, como $\dot{n}/n \rightarrow 0$, el nivel de g_{Y_A} va disminuyendo hasta alcanzar una mayor tasa de crecimiento de estado estacionario, $g_{Y_A}^{**} = 0.0194$. Nuevamente, considerando que en $t = 0, \dot{n}/n > 0$ y $[n/(1-n)](\dot{n}/n) > g_A$, se tiene que g_{Y_M} disminuye instantáneamente a un nivel negativo, para después converger al nuevo mayor nivel de estado

estacionario, $g_{Y_M}^{**} = 0.0194$. Finalmente, la tasa de crecimiento del ingreso nacional disminuye instantáneamente. Es entonces que, como $\dot{n}/n \rightarrow 0$, el nivel g_{Y_M} aumenta hasta alcanzar una mayor tasa de crecimiento, $g_{Y_M}^{**} = 0.0194$. Cabe hacer notar que todas las tasas de crecimiento en el largo plazo convergen a una mayor tasa de crecimiento, que es igual a la tasa del progreso técnico, $g_A^{**} = 0.0194$.

Por último, se estudia el comportamiento en el tiempo de la tasa de ahorro ante la perturbación. En la **Figura 4** se tiene el comportamiento de la tasa de ahorro, ecuación (22), en el tiempo, para los valores numéricos considerados anteriormente. Así, en $t = 0$, la tasa de ahorro disminuye instantáneamente para después comenzar a aumentar hasta alcanzar su nuevo menor nivel de estado estacionario, $s^{**} = 0.193$.

La evidencia empírica: caso de cointegración en Perú

La economía peruana resulta un caso interesante de estudio, dado que es una típica economía exportadora de materias primas. Como se observa en la **Figura 5**, la particularidad de Perú es que ha sido dependiente en sus sectores exportadores tradicionales primarios, como la minería y los hidrocarburos (las participaciones no han variado mucho en el tiempo). Por tanto, en esta sección se presenta un modelo econométrico para el crecimiento económico de Perú en correspondencia con sus TI.

El modelo es el resultado de analizar la estacionariedad de las series en log-niveles y en sus primeras diferencias, y la cointegración de las primeras, lo cual conduce a que las variables en log-niveles son integradas de orden uno, $I(1)$, y cointegradas, por lo cual existe una relación de largo plazo entre ellas y el modelo a especificar es uno de corrección de error. En su estimación, tanto en la relación de corto plazo como en la de largo plazo, las variables independientes son estadísticamente significativas y la velocidad del ajuste, pa-

rámetro de mayor interés en este tipo de modelos, tienen el signo apropiado al igual que los demás.

Información empírica y análisis de estacionariedad

Los datos del $PIBP_t$ y TI_t de Perú tienen periodicidad anual, están en términos reales con base 2010 y comprenden el periodo 1980-2016 (datos del Banco Mundial [BM], 2018a y 2018b). Los TI_t se determinan como

$$TI_t = \frac{IP_t^X}{IP_t^M}, t = 1980, \dots, 2016,$$

donde IP_t^X e IP_t^M son los índices de precios de las exportaciones y de las importaciones, de manera respectiva.

La **Figura 6** muestra el comportamiento del $PIBP_t$ y de los TI_t de Perú, ambas series en log-niveles: $\ln(PIBP_t)$ y $\ln(TI_t)$, en ella se puede observar que esas variables no son estacionarias debido principalmente a que presentan tendencia y al parecer, tampoco son cointegradas, puesto que no se observa un comportamiento acompasado de las mismas. En la **Figura 7** está la dinámica de la primera diferencia de las log-variables: $D\ln(PIBP_t)$ y $D\ln(TI_t)$ o equivalentemente, su tasa de crecimiento: la del $PIBP_t$ y de los TI_t . Se ve que estas nuevas variables ya no tienen tendencia y se puede apreciar un cierto comportamiento aparejado, aunque con más dinámica en $D\ln(TI_t)$, lo primero daría cuenta de la estacionariedad de las tasas de crecimiento del $PIBP_t$ y de los TI_t , y lo segundo, de su posible cointegración. Esta es una manera intuitiva de analizar la propiedad de estacionariedad de las series y su cointegración. A continuación, se lleva a cabo un análisis formal para corroborar o no, las aseveraciones realizadas.

Las pruebas estadísticas para estudiar la estacionariedad de las series en log-niveles y su primera diferencia, son las de raíces unitarias: la Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) (Dickey y Fuller, 1979), la de Phillips-Perron (PP) (Phi-

llips y Perron, 1988) y la de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992), y cada una se efectúa para dos regresiones auxiliares: una en la que se introduce intercepto y la otra en la que también se incluye una tendencia determinista, además de los rezagos de la variable para la que se aplica la prueba. La tendencia se incluye porque tanto $\ln(PIBP_t)$ como $\ln(TI_t)$ muestran un comportamiento sostenido al crecer, más claro en la primera variable.

De acuerdo con los resultados de las pruebas DF y PP, las variables en log-niveles no son estacionarias pero sus tasas de crecimiento sí lo son (Tabla 1), lo cual es consistente con las observaciones de sus respectivos comportamientos que se hicieron con anterioridad.

Análisis de cointegración

Debido a que $\ln(PIBP_t)$ y $\ln(TI_t)$ son $I(1)$, lo cual significa que su primera diferencia es estacionaria, se procede a realizar la prueba de cointegración de Johansen (Johansen, 1991), en sus dos versiones: traza y máximo valor propio (*eigen-valor*), con el propósito de saber si es correcto especificar un modelo de corrección de error o no. La realización de esas pruebas de cointegración requiere la determinación del número de rezagos óptimo, en este caso y de acuerdo con los criterios de información de Akaike, se obtuvo que es 1.

En la Tabla 2 se muestran los resultados de las dos pruebas de Johansen. En ella, r es el número de relaciones de cointegración y λ_{Traza} y λ_{Max} son los estadísticos correspondientes a las pruebas de la traza y máximo valor propio, de manera respectiva. En ambas pruebas y en la primera iteración, se rechaza la hipótesis nula, de manera que existe una relación de cointegración entre $\ln(PIBP_t)$ y $\ln(TI_t)$.

Especificaciones y estimación de modelo

Los análisis de estacionariedad y cointegración conducen a la especificación de un modelo de co-

rrcción de error para las variables $D\ln(PIBP_t)$ y $D\ln(TI_t)$, puesto que las variables en log-niveles son integradas de orden uno, $I(1)$, y cointegradas, de manera que existe una relación de largo plazo entre ellas. El planteamiento poblacional del modelo es:

$$D\ln(PIBP_t) = \alpha_1 + \alpha_2 D\ln(PIBP_{t-1}) + \alpha_3 D\ln(TI_{t-1}) + \alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t, \\ t = 1980, \dots, 2016,$$

donde e_t es un ruido blanco gaussiano, α es la velocidad del ajuste y

$$\hat{\varepsilon}_{t-1} = \ln(PIBP_{t-1}) - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \ln(TI_{t-1}) - \hat{\beta}_3 \tau_t$$

es la relación de largo plazo o también denominada ecuación de corrección de error; en ella, se incorpora una tendencia, τ , obedeciendo al comportamiento de las variables en log-niveles, y $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ son los residuos de la regresión

$$\ln(PIBP_{t-1}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(TI_{t-1}) + \beta_3 \tau_t + \varepsilon_t, \\ t = 1980, \dots, 2016,$$

donde ε_t es un ruido blanco gaussiano.

La estimación del modelo de corrección de error es:

$$D\ln(PIBP_t) = \underset{(0.0072)}{0.0117} + \underset{(0.1132)}{0.4967} D\ln(PIBP_{t-1}) - \underset{(-0.0720)}{0.2438} D\ln(TI_{t-1}) - \underset{(-0.5236)}{0.5235} \hat{\varepsilon}_{t-1}$$

y la correspondiente a la relación de largo plazo es:

$$\hat{\varepsilon}_{t-1} = \ln(PIBP_{t-1}) - 22.3763 - \underset{(0.0490)}{0.5020} \ln(TI_{t-1}) - \underset{(0.0012)}{0.0359} \tau_t,$$

los términos en paréntesis bajo cada parámetro estimado son los errores estándar. En ambos modelos estimados los parámetros son significativos y tienen el signo adecuado; mención aparte merece la velocidad del ajuste, $\alpha = -0.5235$, que establece que la desviación del equilibrio del largo plazo es corregida en el periodo actual a una velo-

cidad de 5.2%. Además se observa que, en el largo plazo y en promedio, $\ln(TI_t)$ tiene un impacto positivo en $\ln(PIBP_t)$, mientras que en el corto, el que tiene $D\ln(TI_{t-1})$ en $D\ln(PIBP_t)$, es negativo.

La **Tabla 3** muestra los resultados de las pruebas estadísticas de diagnóstico que permiten constatar que los residuos del modelo de corrección de error son *proxis* adecuadas del ruido blanco gaussiano; con base en ellos podemos decir que en un nivel de significancia de 5%, se tiene normalidad, no autocorrelación y homoscedasticidad de los términos estocásticos del modelo.

También se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger (Granger, 1969) para corroborar estadísticamente lo que teóricamente ya se había establecido en lo que se refiere al sentido de la causalidad de las variables $D\ln(PIBP_t)$ y $D\ln(TI_t)$. Los resultados de la prueba dan evidencia a favor de que $D\ln(TI_t)$ causa en el sentido de Granger, a $D\ln(PIBP_t)$, y no al revés, de forma que, en el primer caso, se rechaza la hipótesis nula de no causalidad con un *p-value* de 0.0007.

Finalmente, y ante los resultados anteriores que dan soporte a los teóricos, se efectúa la prueba estadística de Chow para analizar si hubo un cambio estructural drástico después de la crisis financiera mundial. Se efectuó la versión de pronóstico de esa prueba (*Chow forecast*) y con un *p-value* de 0.4298 no se rechaza la hipótesis nula de permanencia estructural, de manera que ello valida el modelo en el sentido de que los parámetros estimados no cambian durante el periodo de estudio.

Por tanto, el análisis empírico consistió en averiguar la existencia de una relación de largo plazo entre el crecimiento económico de Perú, país predominantemente exportador de materias primas, y el correspondiente a sus TI. Con tal propósito se estudió la estacionariedad de esas dos variables en log-niveles y en sus primeras diferencias y debido a que $\ln(PIBP_t)$ y $\ln(TI_t)$ resultaron ser integradas del mismo orden, se efectuó la prueba de Johansen en sus dos versiones, las cuales con-

dujeron a que esas variables también están cointegradas de primer orden y por tanto existe una relación de largo plazo o ecuación de cointegración entre las mismas. En la estimación del modelo de corrección de error se obtuvo que todas las variables son importantes estadísticamente, incluyendo las de la relación de largo plazo y que la velocidad del ajuste tiene el signo adecuado (negativo), de manera que la desviación del equilibrio del largo plazo es corregida en el periodo actual a una velocidad de 5.2%.

Conclusiones

Se desarrolló un modelo de crecimiento económico con dos sectores. Esta economía estaría reflejando un país con un sector primario exportador y un sector manufacturero importador. Además, se han definido las dos características principales del modelo: el progreso técnico con un componente endógeno (dependiente del capital por trabajo efectivo del sector manufacturero) y el costo en la movilidad intersectorial del trabajo.

En el marco teórico del modelo se ha mostrado que cuando los TI aumentan, la proporción de trabajo empleado en el sector primario aumenta y la proporción en el sector manufactura disminuye. Asimismo, en el impacto, la tasa de crecimiento del capital disminuye, la tasa de crecimiento del producto en el sector primario aumenta mientras que la del sector manufacturero disminuye. También, momentáneamente, la tasa de crecimiento del ingreso nacional y la tasa de ahorro disminuyen. Después de la perturbación, la tasa de crecimiento del capital, las tasas de crecimiento del producto de ambos sectores y de la economía aumentan hasta alcanzar una mayor tasa de crecimiento. Por último, la tasa de ahorro aumenta hasta alcanzar su nuevo menor nivel de estado estacionario.

Además, en el modelo teórico, dado que las tasas de crecimiento del acervo de capital y del producto manufacturero disminuyen momentáneamente en la transición, el aumento en los TI

tienen un efecto de desindustrialización, efecto muy relacionado con la literatura de la maldición de los recursos naturales. De esta forma, el modelo teórico ha propuesto que, en el largo plazo, aumentos en los TI_t afectan positivamente a la tasa de crecimiento del producto agregado.

El análisis empírico consistió en averiguar la existencia de una relación de largo plazo entre el crecimiento económico de Perú y sus TI_t . Se estudió la estacionariedad de esas dos variables en log-niveles y en sus primeras diferencias; debido a que $\ln(PIBP_t)$ y $\ln(TI_t)$ resultaron ser integradas del mismo orden y cointegradas, se llegó a la especificación de un modelo de corrección de error y por ende, a la existencia de una relación de largo plazo entre ellas.

Existen varias extensiones que se pueden efectuar dentro del análisis aplicado, como puede ser la inclusión de más variables explicativas o bien, el plantear un modelo para el sector manufacturero que es el otro que contempla el marco teórico y estudiar la consistencia entre teoría y práctica.

Finalmente, es importante señalar que Perú ha experimentado un crecimiento del PIBP vigoroso acompañado de aumentos en sus TI_t . Además, Perú ha tenido una consistente política macroeconómica, y en particular, una buena administración de sus divisas internacionales.

Figura 1

Dinámica de transición de n

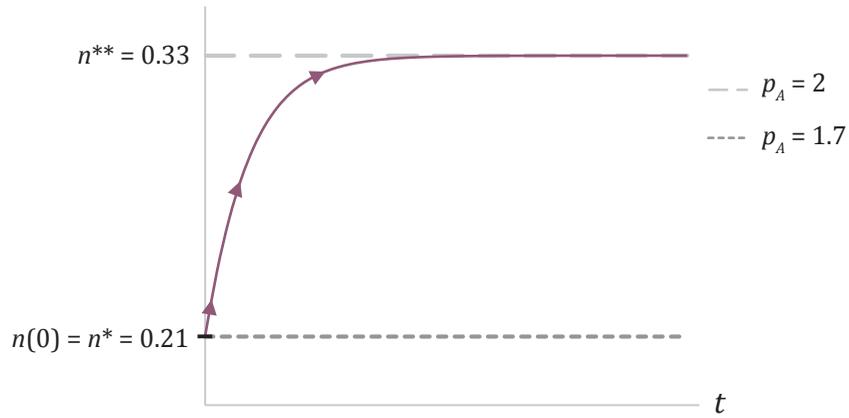


Figura 2

Comportamiento de g_K

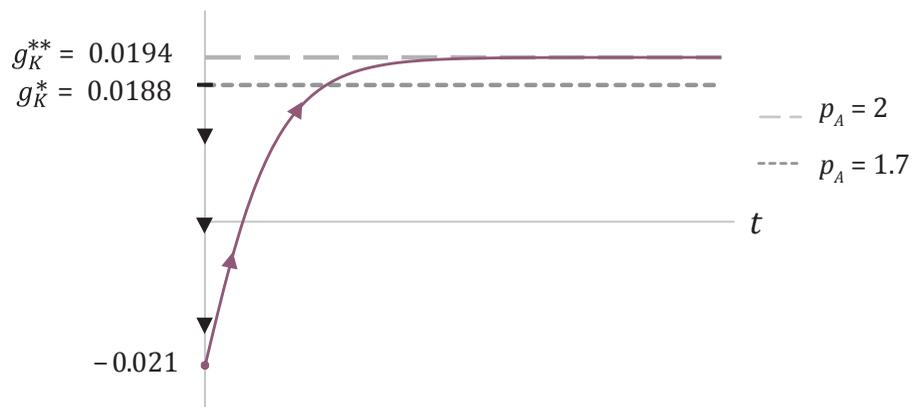


Figura 3

Comportamiento de $g_{Y_A}, g_{Y_M}, g_{Y_{IN}}$

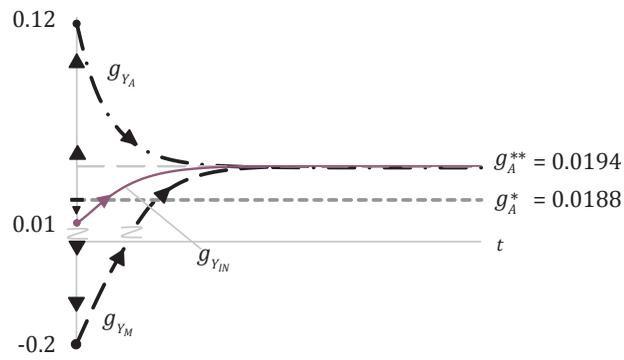
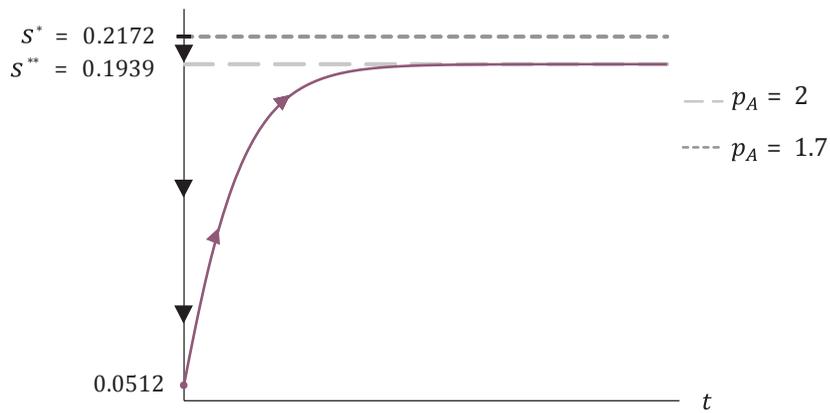
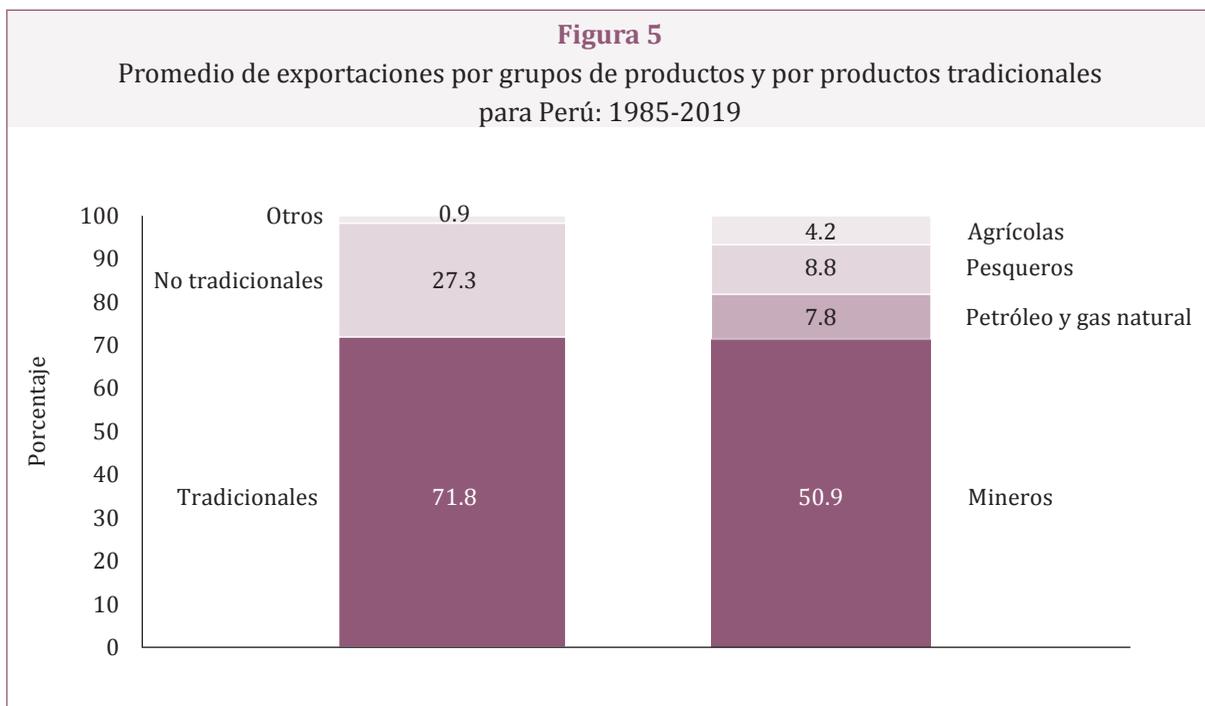


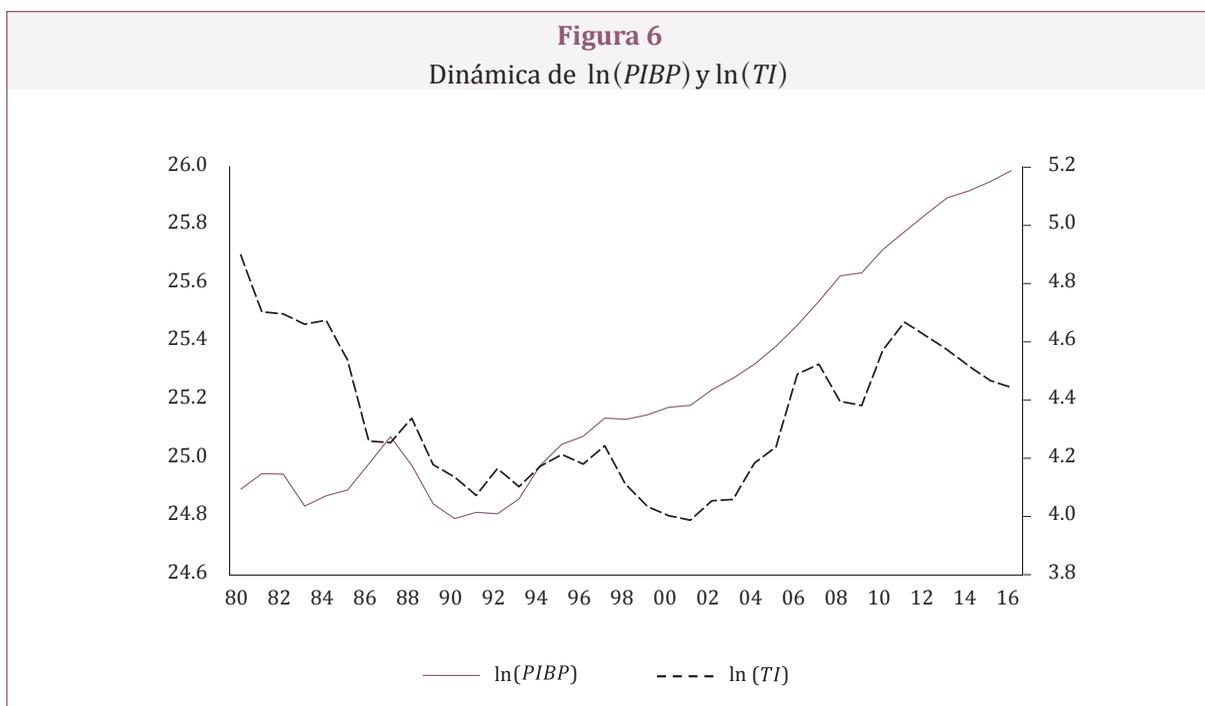
Figura 4

Comportamiento de s





Fuente: Elaboración propia con base en datos del Banco Central de Reserva de Perú (BCRP, 2020).



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BM (2018a y 2018b).

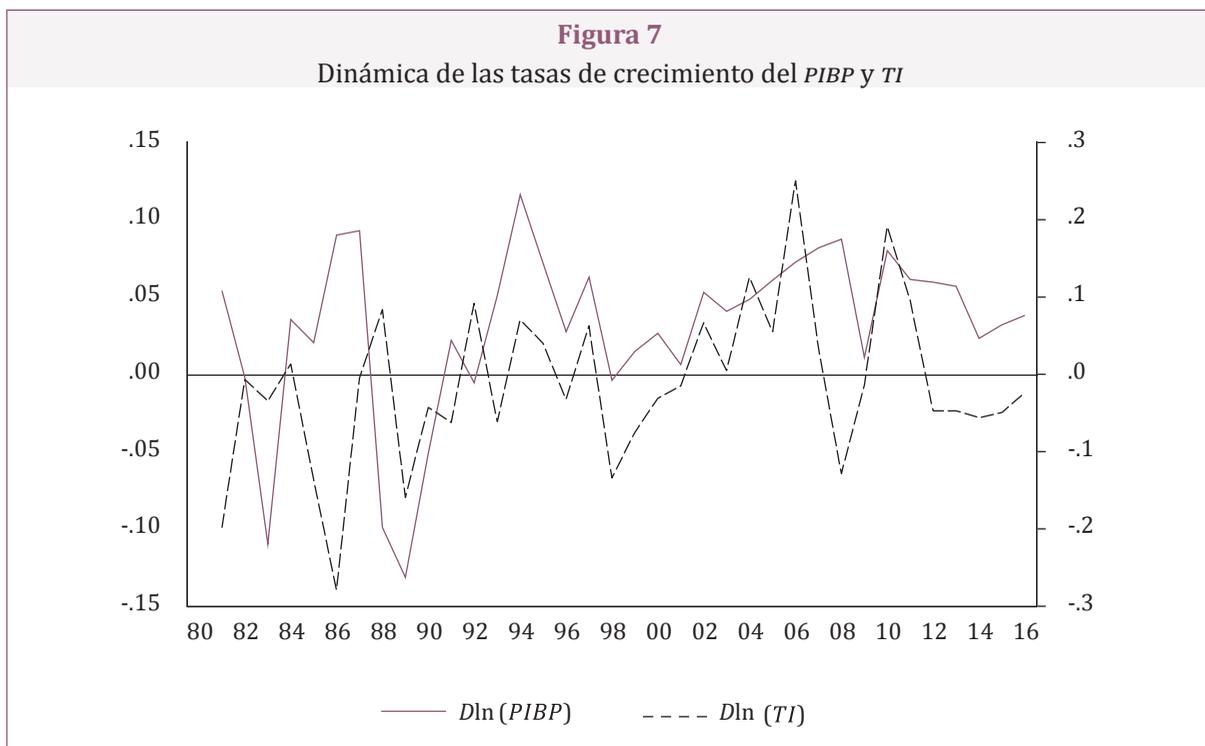


Tabla 1
Pruebas de raíces unitarias

	DF	PP	KPSS	DF	PP	KPSS
	Regresión auxiliar con intercepto			Regresión auxiliar con intercepto y tendencia		
ln(PIBP)	0.6268 (-2.9484) [0.9885]	1.0590 (-2.9458) [0.9964]	0.6597 (0.4630)*	-2.3253 (-3.5443) [0.4101]	-1.4627 (-3.5403) [0.8239]	0.2042 (0.1460)*
Dln(PIBP)	-3.6897 (-2.9484) [0.0087]*	-3.7297 (-2.9484) [0.0078]*	0.4072 (0.4630)	-4.1550 (-3.5484) [0.0124]*	-3.9362 (-3.5443) [0.0208]*	
ln(TI)	-2.4088 (-2.9458) [0.1465]	-2.4132 (-2.9458) [0.1453]	0.1748* (0.4630)	-2.3622 (-3.5443) [0.3919]	-2.3821 (-3.5403) [0.3821]	0.1740 (0.1460)*
Dln(TI)	-5.0650 (-2.9484) [0.0002]*	-5.0568 (2.9484) [0.0002]*	0.4879 (0.4630)	-5.1931 (-3.5484) [0.0009]*	-5.1634 (-3.5443) [0.0009]*	

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

Tabla 2			
Pruebas de Johansen			
Relaciones cointegración		λ_{Traza}	λ_{Max}
$r = 0$	$r = 1$	34.5541 (25.8721) [0.0032]*	28.9668 (19.3870) [0.0015]
$r \leq 1$	$r = 2$	5.5872 (12.5189) [0.5144]	5.5872 (12.5180) [0.5144]

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

Tabla 3		
Pruebas estadísticas en el modelo del largo plazo		
Prueba	Estadístico	<i>p-value</i>
Normalidad (JB)	0.0038	0.9981
No autocorrelación (BG)	0.0671	0.7956
Homoscedasticidad		
- WsinTC	3.8386	0.2794
- WconTC	13.4467	0.1434
- BPG	2.1501	0.3413

Nota: JB (Jarque Bera), BG (Breusch-Godfrey), WsinTC (White sin términos cruzados), WconTC (White con términos cruzados), BPG (Breusch-Pagan-Godfrey).

Referencias

- Agenor, P. R. (2000). *The economics of adjustment and growth*. Londres/San Diego: Academic Press.
- Arrow, K. J. (1962). The economic implication of learning by doing. *Review of Economic Studies*, 29 (3), 155-173.
- Banco Central de Reserva de Perú-BCRP. (2020). Series mensuales. BCRPData. Recuperado el 3 de agosto de 2020, de <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/mensuales/resultados/PN01489BM-PN01490BM-PN01491BM-PN01492BM-PN01493BM-PN01494BM-PN01495BM-PN01496BM/html/1980-08/2020-08>
- Banco Mundial-BM. (2018a). GDP per capita (constant 2015 US\$). Recuperado de <https://data.worldbank.org/indicador/NY.GDP.PCAP.KD>
- Banco Mundial-BM. (2018b). Net barter terms of trade index (2000 = 100). Recuperado de <https://data.worldbank.org/indicador/TT.PRI.MRCH.XD.WD>
- Barro, R. J., Mankiw, N. G. y Sala-i-Martin, X. (1995). Capital mobility in neoclassical models of growth. *American Economic Review* (85), 103-115.
- Basu, P. y McLeod, D. (1991). Terms of trade fluctuations and economic growth in developing economies. *Journal of Development Economics*, 37 (1-2), 89-110.
- Bleaney, M. y Greenaway, D. (2001). The impact of terms of trade and real exchange rate volatility on investment and growth in Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 65 (2), 491-500.
- Castillo P. y Salas, J. (2010). *Los términos de intercambio como impulsores de fluctuaciones económicas en economías en desarrollo: estudio empírico* (Premio de Banca Central Rodrigo Gómez). México: Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Cavalcanti, T. de T., Mohaddes, K. y Raissi, M. (2015). Commodity price volatility and the sources of growth. *Journal of Applied Econometrics*, 30 (6), 857-873.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551-1580.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- Mas-Colell, A. y Razin, A. (1973). A model of intersectoral migration and growth. *Oxford Economic Papers*, 25 (1), 72-79.
- Min, H. G. (1998). *Determinants of emerging market bond spread. Do economic fundamentals matter?* (Policy Research Working Paper 1899). The World Bank.
- Min, H. G., Lee, D. H., Nam, C., Park, M. C. y Nam, S. H. (2003). Determinants of emerging-market bond spreads: Cross-country evidence. *Global Finance Journal*, 14 (3), 271-286.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Rodríguez, G., Villanueva Vega, P. y Castillo Bardalez, P. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: The role of the terms of trade. *Empirical Economics*, 55 (3), 1089-1119. Springer.
- Roldos, J. E. (1991). Tariffs, investment and the current account. *International Economic Review*, 32 (1), 175-194.
- Ros, J. (2011). How to neutralize the adverse developmental effects of the dutch-disease? Paper prepared for the Workshop on New Developmentalism and a Structuralist Development Macroeconomics, Centro Celso Furtado.

- Ross, K. y Peschiera, J. A. (2015). Explaining the Peruvian growth miracle. En A. Santos y A. Werner (Eds.), *Perú staying the course of economic success*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Stuermer, M. y Schwerhoff, G. (2017). Non-renewable resources, extraction technology, and endogenous growth. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/conference/2018/preliminary/paper/YGEyeRDr>
- Villanueva, D. (1994). Openness, human development, and fiscal policies: Effects on economic growth and speed of adjustment. *International Monetary Fund Staff Papers*, 41 (1), 1-29.
- Villanueva, D. y Mariano, R. S. (2007). External debt, adjustment, and growth. En T. Ito y A. K. Rose (Eds.), *Fiscal policy and management in East Asia*. Chicago: University of Chicago Press.