

Términos de intercambio y crecimiento económico: Un análisis de cointegración para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú: 1980-2016

Ivan Porras Chaparro¹

Leodegario Fabián Medinilla²

Marisol Santiago Arango³

Resumen

En este trabajo se presenta un análisis de la evidencia empírica de Términos de Intercambio (TI) y crecimiento económico para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú de 1980 a 2016, con el fin de encontrar la existencia de largo plazo o de cointegración econométrica entre las series. La existencia de cointegración señala el grado de dependencia, entre un país o una región, de ser exportador de materias primas y su desempeño económico medido con su Producto Interno Bruto (PIB) per cápita. Teórica y empíricamente se ha establecido una organización de las actividades económicas a nivel mundial, entre países proveedores de materias primas y países manufactureros. Los países seleccionados en este trabajo han sido considerados como tradicionalmente productores y exportadores de materias primas (sobre todo la región de América Latina). La metodología usada en este documento para establecer cointegración de las series por cada país fue la de Engle-Granger (1987) y Johansen (1990, 1991). Los resultados muestran que las series TI y PIB para Argentina y México no son del mismo orden de integración, por lo que no se realizaron las pruebas de cointegración mencionadas. En el caso Chile, las pruebas de cointegración no son concluyentes. Por último, las series de Brasil y Perú tienen el mismo orden de integración y con las pruebas de cointegración se estableció una ecuación de largo plazo. Con esto se concluye que el PIB depende de la demanda internacional de los productos primarios y de los precios, medidos en los TI, con ello es marcada la composición sectorial internacional.

Palabras clave: Crecimiento económico, Términos de intercambio, Cointegración

Introducción

Desde la publicación del trabajo de Prebisch (1986) se señala una configuración sectorial entre países productores de materias primas y países de productos industriales. Con ello, existe un deterioro cíclico en los Términos de Intercambio (TI) del comercio entre los productos primarios exportados a los países del centro y la importación de productos manufactureros por los países de la periferia. Lo anterior supone que el deterioro, la inestabilidad de los precios, la cantidad o el volumen de las exportaciones en países en desarrollo, ha mermado el crecimiento económico en estos. Bajo esta idea, se han implementado políticas públicas orientadas hacia la intervención gubernamental para establecer prácticas proteccionistas por los volúmenes de importaciones.

¹ Doctor en Ciencias Económicas, Facultad de Economía UABJO, iporras23@gmail.com

² Maestro en Economía Matemática, Facultad de Economía, UABJO, leo.fabian.m@msn.com

³ Maestra en Ciencias en Sistemas de Salud, Facultad de Economía, UABJO, stgmarisol@gmail.com

En la revisión de la literatura empírica sobre los TI, existen trabajos importantes para verificar la tesis de Prebisch (1986). Por ejemplo, Spraos (1980) marca que los datos son importantes al considerar el debate para validarla. Al reevaluar los datos, concluye que, en setenta años, que incluye el periodo entre guerras, existe evidencia del deterioro de los TI. En cambio, Cuddington y Urzua (1989) aplican distintos métodos de series de tiempo en un periodo de 30 años (de 1920 a 1950) para contrastar la tesis de Prebisch (1986), consideran los movimientos cíclicos naturales del precio de los bienes primarios y manufacturados descomponiendo las series en tendencias permanentes, seculares y cíclicas. Argumentan que, si los países han experimentado un cambio abrupto a partir de 1920, estos no han resentido un deterioro continuo de los precios relativos de los bienes primarios. Al descomponer el precio de los bienes primarios, encuentran que el 39% de los *shocks* a los TI son vistos como permanentes, mientras que el 61% restante, es cíclico y se diluye en promedio en tres años.

Otro trabajo importante que resalta la tesis de Prebisch (1986) es el de Blattman, et al. (2007), quienes usan una base de datos que recopila los precios de los *commodities* y el ingreso de 35 países, tanto del centro como de la periferia, para el periodo de 1870-1939. Encuentran que los países de la periferia con productos primarios más volátiles en los mercados internacionales presentan un crecimiento económico más lento que los países con productos menos volátiles o países del centro; y después de que se controla la volatilidad, los TI están asociados con el alto crecimiento de los países del centro, pero estos no reflejan un deterioro de los precios de los *commodities* en los países de la periferia.

El propósito de este trabajo, consiste en establecer la relación entre crecimiento económico y Términos de Intercambio (TI), en parte para corroborar la tesis de Prebisch (1986), y en parte también para encontrar el grado de asociación del Producto Interno Bruto (PIB) per cápita de países con TI. Dentro de la América Latina, las economías de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú resultan interesantes en virtud de la tendencia acelerada que han tenido en los últimos treinta años, tanto en el rubro de exportaciones de productos de materias primas y de crecimiento económico, al menos hasta el 2016. Los países en mención se han integrado a un mundo globalizado mediante las exportaciones de materias primas, abasteciendo al mercado mundial. México, por ejemplo, se integró a principios de los noventa al Tratado de Libre Comercio (TLCAN), con dos economías altamente desarrolladas y competitivas, mientras que los demás países optaron por integrarse al desarrollo del Cono Sur, estos últimos siguieron un esquema tradicional de ser proveedores de materias primas a economías grandes, algunas asiáticas, mientras que México optó por un esquema menos tradicional y complementó su integración económica al modificar su estructura productiva y sus factores.

Las variables que se consideran para este trabajo son el PIB⁴ per cápita (precios constantes 2010 en dólares) y el Índice de Intercambio Neto de los TI (en inglés *Net Barter Terms of Trade*, 2000=100), ambas series que provee Banco Mundial (2018) y transformadas en logaritmos naturales (aun cuando no se diga, las series TI y PIB están en logaritmos naturales). Las series se conforman para una muestra de 37 años, de 1980 a 2016.

⁴ De aquí en adelante cada que se mencione PIB se hace referencia al PIB per cápita, a no ser que se determine específicamente lo contrario.

En este trabajo se establece la estacionariedad de los variables y se analiza el comportamiento de los residuales para determinar el orden de integración. Posteriormente, se realizan distintas estimaciones para verificar la tendencia determinística o estocástica de los datos. Siguiendo inicialmente la metodología de Sims (1980), se procede a realizar pruebas de cointegración mediante la metodología de Engle y Granger (1987) y de Johansen (1990).

Los resultados más sobresalientes para Argentina y México son que no existe una relación de largo plazo entre TI y PIB, debido a que las series no son del mismo orden de integración. En el caso de Brasil y Perú, se encontró una relación de largo plazo en los TI y su PIB al encontrarse una ecuación de cointegración con la metodología de Sims (1980), por lo que se concluye que, al tratarse de economías pequeñas, su PIB está fuertemente asociado a los productos primarios que exporta, haciéndolo dependiente de la volatilidad de los mercados internacionales. Por último, los resultados para Chile son no concluyentes, debido a que hay más de una ecuación de cointegración para dos series. En todos los casos de estudio, no hay una tendencia decreciente o inversa del PIB y de los TI, por lo que no se verifica la tesis de Prebisch (1986).

El trabajo se divide en tres apartados. El primero hace referencia al desarrollo histórico que han tenido las economías de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú. En el segundo se establece el modelo teórico de referencia, especificando las variables utilizadas, señalando las fuentes y el tratamiento que se le dio a cada variable en cada país, asimismo se realizan pruebas visuales y de raíz unitaria para determinar el orden de integración para cada una de las series de tiempo, con ello se tiene un criterio para determinar la estacionariedad en el orden de diferenciación que se requiere. En el tercero se procede a las pruebas de integración mediante dos metodologías: la cointegración de Engle-Granger (1987) y la de Johansen (1991). Al final, se presentan las conclusiones.

El desarrollo de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú

En el siglo pasado y antepasado, los países latinoamericanos presentaban una composición sectorial primaria encaminada a la exportación de sus productos (Prebisch, 1986). El Cuadro 1 hace referencia al porcentaje de exportaciones de los países que se analizan, para el periodo que va de 1870 a 1939, en el que se aprecia que casi el 100% de las exportaciones eran productos primarios. Es importante recalcar que a partir de 1930 se consolidó -para la mayoría de los países de América Latina- un crecimiento repentino y se vivieron grandes transformaciones de infraestructura, pero también de crecimiento poblacional y de servicios, lo que posibilitó un gran auge hasta mediados de 1970.

Cuadro 1. Composición sectorial primaria para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú, 1870-1939.

Países	PIB per cápita		Exportaciones (% productos primarios)	
	1870	1939	1870	1939

TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
PARA ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y PERÚ: 1980-2016

Argentina	1,311	4,148	100	97
Brasil	740	1,307	100	100
Chile	927	3,178	99	100
México	710	1,428	100	98
Perú	389	1,884	99	100

Nota: El PIB per cápita está en dólares de 1990 (\$US).

Fuente: Retomado de Blattman, et al., 2007, p. 162.

Argentina implementó, hasta inicios de 1990 un Plan de Convertibilidad (Lanteri, 2015), implementando un tipo de cambio fijo (y la equivalencia de un peso argentino por un dólar), una mayor apertura comercial, privatización de empresas públicas y la inversión en infraestructura, aunado a ello un gran endeudamiento externo que creció debido al déficit de la cuenta corriente. Pero, a principios del 2002, se anunció el fin de la convertibilidad y con ello surgieron una serie de problemas, sobre todo la incapacidad de hacer frente a la deuda pública externa, altas tasas de desempleo, el tipo de cambio real, lo que llevó a Argentina a sufrir una depreciación y sobre todo una disminución del ingreso doméstico.

Es a partir del año 2002 que en Argentina se vivió una mayor apertura financiera al exterior, ya sin el endeudamiento de la década de los noventa, Argentina no solo experimentó tasas de inflación superiores a la década, sino que, para recomponer las finanzas públicas, el gobierno intentó seguir una política de desendeudamiento externo sin influir en que los particulares siguieran incrementando el acceso a los mercados internacionales (Lanteri, 2015). Los desequilibrios fiscales también se vieron perjudicados internamente por la privatización de sus esquemas de seguridad social y que trajo repercusiones al sistema financiero en la década de los noventa y que para el 2001 se agravó el sistema de jubilaciones (anteriores a la privatización), porque éstos se hacían frente por el estado.

El gobierno argentino logró recomponer sus finanzas, de 2008 a 2010, a partir de las mejoras en los precios internacionales de las materias primas, pero en 2011 se disminuyeron sus precios, así que la situación internacional y la incertidumbre agravó la situación nuevamente. Para 2014, se devaluó el peso argentino en un 20%, se retuvo un porcentaje de la cosecha por parte de los productores rurales y se experimentó una caída en los precios de las materias primas (sobre todo de la soja) (Lanteri, 2015).

Brasil se ha caracterizado por ser una economía dinámicamente grande y fuerte en el sur de América Latina. En las dos últimas décadas se ha incrementado su participación industrial en relación con los grandes volúmenes de materias primas (Fraga y Moreno-Brid, 2006). A partir de los años setenta hasta la década de los noventa, Brasil ha experimentado un cambio importante en la estrategia de crecimiento, ha pasado de una economía cerrada y con una fuerte intervención gubernamental en la economía a ser una economía abierta a la competencia internacional y con poca participación del gobierno en la economía, para ello se apoyó en una política de exportaciones para impulsar su crecimiento.

Al examinar el periodo de 1960 a 2002, Brasil creció a tasas de 6% y 7% promedio anual, la paridad de las exportaciones con respecto de las importaciones se mantuvo cercana (casi uno a uno). En los años setenta se incrementaron los ingresos de Brasil, debido al incremento de precios del petróleo en el mercado internacional (11.1% para el subperiodo de 1976-1980). Para 1990-2002 Brasil registró una disminución de sus exportaciones primarias en relación con los productos manufacturados (Fraga y Moreno-Brid, 2006).

Por otro lado, Chile ha experimentado, al igual que la mayoría de los países latinoamericanos, auges y contracciones relacionados con las exportaciones de materias primas. En 1982-1983 disminuyó su PIB en 16%, pero para el periodo 1986-1998 experimentó uno de los procesos de recuperación más rápido en el mundo (Álvarez y Fuentes, 2006). Básicamente se asigna este crecimiento a las políticas públicas implementadas en los años ochenta, a una fuerte exportación primaria (principalmente minerales) y la especialización que ha tenido el sector industrial extractivo y manufacturero.

El crecimiento impulsado por el sector comerciable exportador en la economía chilena no está tan acorde con la evidencia empírica, en cambio hay evidencia de que el incremento significativo de la inversión extranjera y del retorno de capitales a Chile menguó el dinamismo del sector comerciable (Álvarez y Fuentes, 2006). El rápido incremento se debe a dos factores que han ido creciendo conjuntamente, la exportación de materias primas orientadas a los mercados internacionales y la especialización de la mano de obra y de capital a sectores manufactureros (intensivos en capital).

Álvarez y Fuentes (2006) concluyen que los incrementos de la productividad asociados a la mayor apertura comercial en los bienes no comerciables están asociados con las inversiones extranjeras y privatizaciones, mientras que los sectores comerciables están orientados a las exportaciones en los mercados internacionales, estos dos impulsos han tenido el crecimiento rápido del PIB en el periodo de estudio para Chile.

En cambio, México ha experimentado modificaciones importantes en la composición sectorial, el Cuadro 1 refleja el cambio en la actividad primaria exportadora de 1870 a 1939. Siguiendo a Fraga y Moreno-Brid (2015), el ritmo de crecimiento económico para México a partir de 1936 hasta 1970 fue uno de los más importantes en América Latina, conocido como el "Milagro Mexicano". A finales de 1980 presentó una desaceleración en el PIB, acompañado de una inflación con desempleo, que se agravó en la década de los 80s. Algunos autores como Perry et al., (2006) han señalado que las prácticas de endeudamiento gubernamental, conjuntamente con la poca o nula competencia, reducción del tamaño gubernamental y el derroche suntuario, acarrearón problemas de inviabilidad que desembocaron en una de las mayores inflaciones del país, además de que se vivía una crisis sistémica en la mayoría de los países de América Latina.

Una administración ineficiente influyó gravemente en las finanzas de México y no como usualmente se piensa, que fue el cambio en el modelo de sustitución de importaciones lo que ocasionó la crisis mexicana. Ya para inicios de los noventa, esperanzado en las bondades de la apertura comercial y la libre competencia, se insertó México en el Tratado de Libre Comercio, aunque para ello se tuvo que devaluar la moneda (este último conocido como el efecto tequila) (Fraga y Moreno-Brid, 2015). Con esto, la composición sectorial modificó la orientación de las exportaciones, básicamente se exportaba un porcentaje

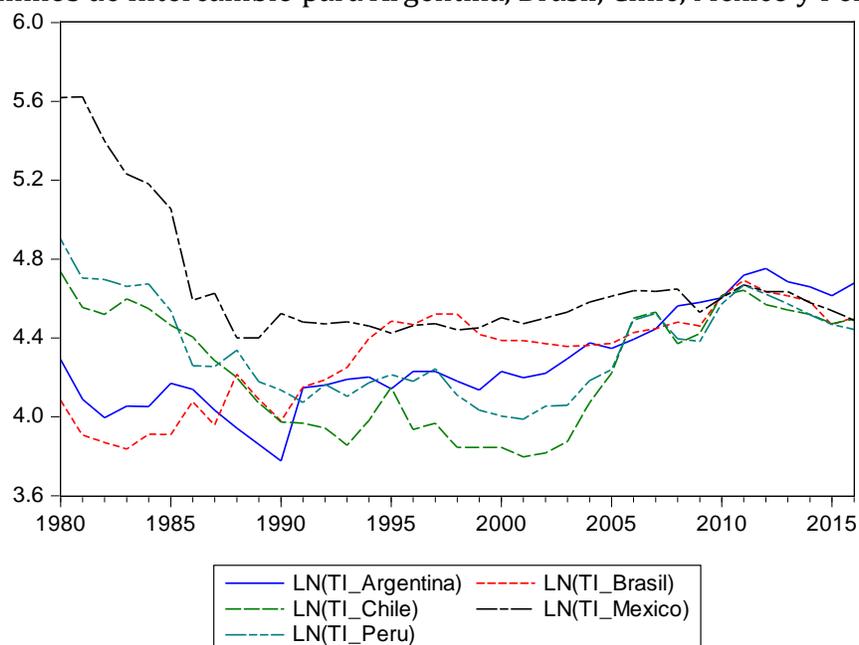
importante de materias primas hasta mediados de los 70s, pero a partir de la liberalización comercial de los noventa, la orientación pasó a la manufactura (Cuevas, 2016). Es a partir del año 2000 cuando México empieza con una lenta recuperación económica y una alta competitividad apoyada por la manufactura y ensamblaje de productos industriales, ya para 2011 México se ubicó en el primer lugar de América Latina con el 33% de participación manufacturera (Fraga y Moreno-Brid, 2015). En el trabajo de Fraga y Moreno-Brid (2015), se resaltan a las exportaciones manufactureras como el mayor peso en el PIB y con una menor incidencia a los TI, como *ratio* del precio de las exportaciones y de importaciones. Básicamente México ha dejado de ser un país dependiente de las exportaciones de productos primarios.

Por último, Perú ha seguido la tendencia de los países latinoamericanos, antes de 1950 estuvo orientada a las exportaciones de materias primas y a partir de esta fecha aplicó la industrialización sustitutiva, pero a partir de 1990 redujo considerablemente la intervención gubernamental y la economía peruana se abrió totalmente a los mercados internacionales (Alarco, 2010). La particularidad de Perú es que se sigue basando en los sectores exportadores tradicionales primarios, además de la minería y los hidrocarburos. Aunque hubo un crecimiento importante en los bienes no comerciables, estos no han generado cambios significativos en la economía peruana como para dejar de ser tan dependientes de los productos primarios (Alarco, 2010). Se resalta el hecho de que “[...] El sector exportador es muy dinámico, respecto de lo que ocurre con los otros sectores productivos que van a una menor velocidad, debido a las menores articulaciones productivas y al cada vez menor multiplicador del gasto que genera un menor PIB ante mayores exportaciones o componentes exógenos de la demanda.” (Alarco, 2010: 151). Lo anterior significa que la economía peruana sigue dependiendo de las exportaciones primarias y que, debido a la mayor apertura comercial, la “enfermedad holandesa” surge menguando otras actividades sectoriales, como el caso de la industria y manufactura.

La figura 1 da cuenta de que la variación en el tiempo ha sido fluctuante. El caso de México es que del periodo de 1982 a 1989 disminuyó la participación de los productos primarios, debido a cambios significativos en la esfera productiva, algunos autores llaman a esta la década pérdida para México. Brasil, en cambio, de 1990 a 1995 aumentó su participación en la exportación de sus productos primarios en el resto del mundo. Los demás países en análisis han sido fluctuantes y tienden a moverse de acuerdo con las fluctuaciones internacionales, de hecho de 2005 a 2015 se evidencia esto para todos los países con una fuerte integración de los TI.

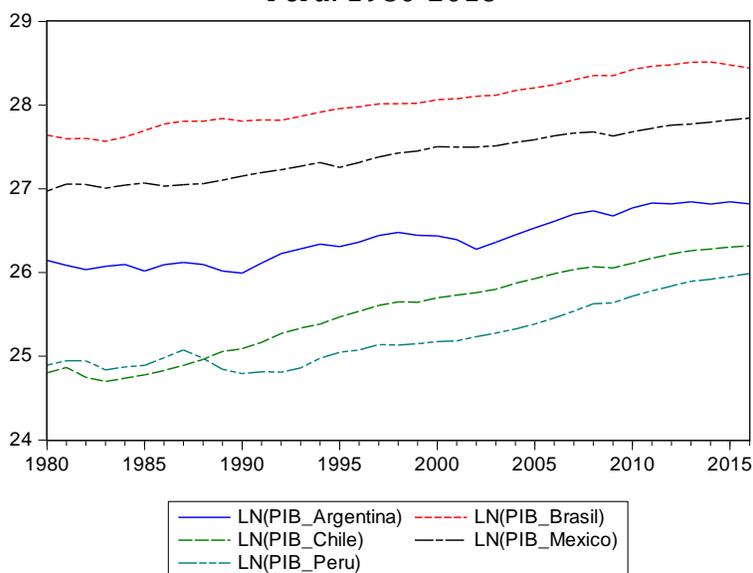
En la Figura 2 se muestra la variación de los PIBs per cápita de los países para la temporalidad mencionada. Se observa que los países han crecido en el tiempo, resalta que el PIB de Brasil es más alto que el de México, mientras que Perú y Chile son de los más bajos, en términos de crecimiento, aun cuando tenían a inicios de los años ochenta comportamientos muy parecidos, a partir de los noventa Chile empezó a crecer más aceleradamente que Perú, esto debido a las exportaciones de cobre y de otros productos primarios. También se aprecia que para México hubo una disminución importante de 1993 a 1996, debido al error de diciembre de 1994. Mientras que para finales de 2007 y principios de 2009, debido a la crisis de 2008 en Estados Unidos y principal demandante de productos primarios, afectó notablemente la tendencia de crecimiento para México y Brasil.

Figura 1. Términos de Intercambio para Argentina, Brasil, Chile, México y Perú: 1980-2016



Fuente: elaboración propia con datos de Banco Mundial, 2018.

Figura 2. Comportamiento del Producto Interno Bruto de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú: 1980-2016



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial, 2018.

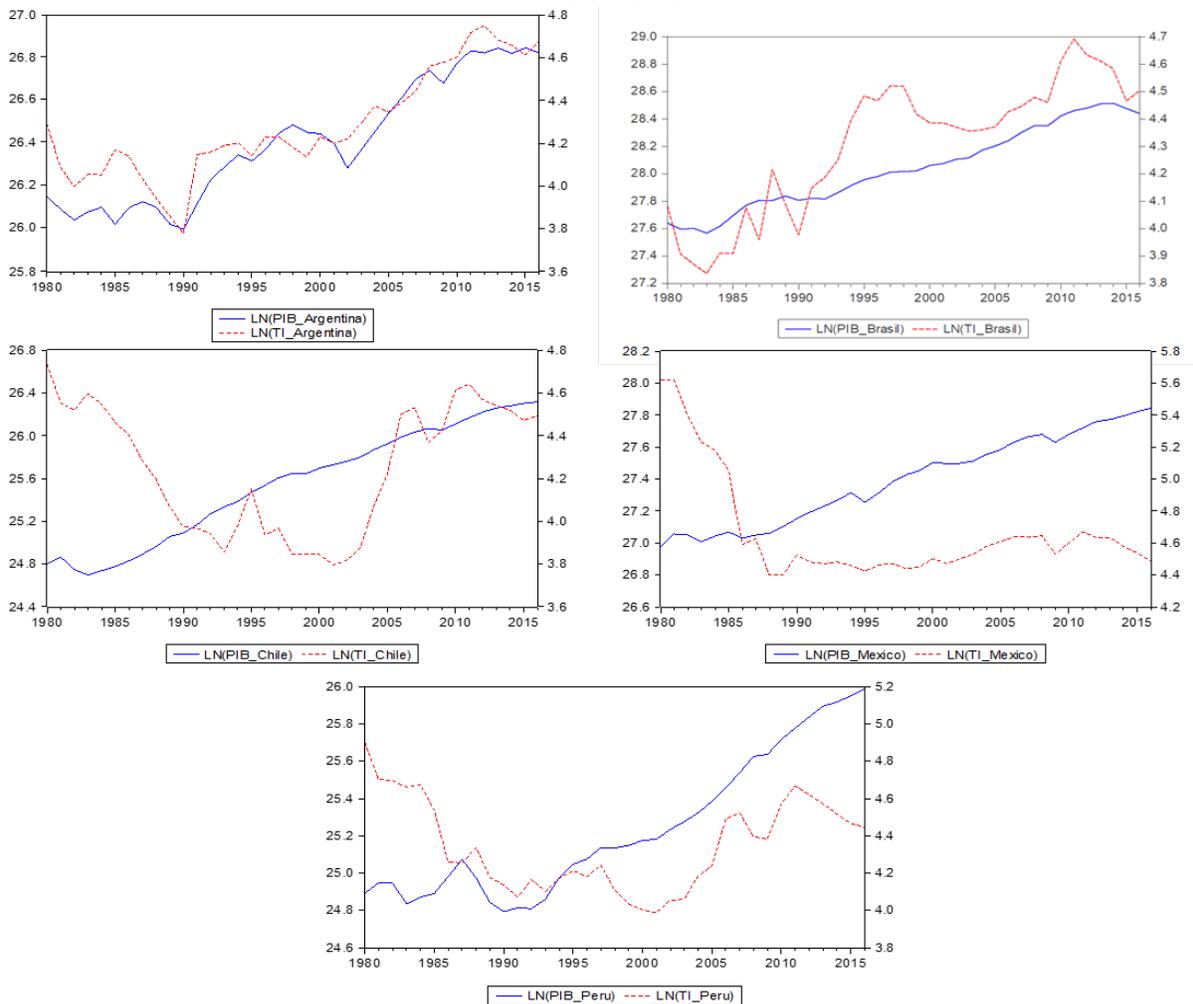
Las series y su dinámica

La figura 3 muestra el comportamiento de las variables para cada uno de los países, respectivamente. De acuerdo con esta figura, Argentina muestra una tendencia conjunta y creciente del comportamiento de su PIB y los TI, el índice de correlación es de 0.93. También se señala el comportamiento de Brasil, para el mismo periodo, hasta 1991 la relación de los

TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
PARA ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y PERÚ: 1980-2016

TI con el PIB era estrecha, pero a partir de ese año los términos de intercambio presentan mayor volatilidad creciente con las reformas y la apertura comercial del Presidente Da Silva, el coeficiente de correlación es de 0.88. El caso de Chile mostrado en la figura 3 no presenta tendencia conjunta entre el PIB y sus TI, el índice de correlación es de 0.048. En el caso de México se aprecia que la relación entre los TI y el PIB es contraria, es decir si el PIB ha aumentado con los años, los TI han disminuido, el índice de correlación negativa es de 0.45. Por último, se muestra el caso de Perú con un índice de correlación de 0.27. Los gráficos de los países muestran que hay correlación positiva en Argentina, Brasil, Chile y Perú, mientras que México muestra una correlación negativa, esto es indicativo del grado de dependencia de las exportaciones de materias primas, Argentina, Brasil y Chile muestran esta relación más fuerte, aparentemente Perú es la economía con menor grado de dependencia. El caso de México es diferente, ya que a partir de 1986 ha ido disminuyendo la dependencia de exportaciones de materias primas, dando cabida a una mayor exportación de productos manufacturados.

Figura 3. Comportamiento de los TI y del PIB de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú, 1980-2016



Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial, 2018.

Estacionariedad de las variables

Con el fin de evitar la aparición de regresiones espurias (Wooldridge, 2010) se debe determinar si el tiempo es una variable que influye en el comportamiento de las series. Considerando la figura 3, los datos muestran fluctuaciones en los términos de intercambio y un crecimiento sostenido en el tiempo para el PIB de los países. Para los países se puede observar que las variables crecen o disminuyen con el tiempo, esto indica que las series, en su conjunto son (débilmente) no estacionarias, ya que su media y su varianza son no constantes y dependen del tiempo.

Por otro lado, la figura 3 permiten suponer que las series tienen tendencia determinística. Sin embargo, la observación que realiza Enders (2004: 211-213) es precisa para incluir algún regresor determinístico apropiado en el modelo de estacionariedad, lo anterior porque las observaciones de las series no provienen de muestras asintóticas y las pruebas de raíz unitaria podrían ser engañosas cuando el coeficiente sea cercano a uno. Para corroborar si las series de los países son estacionarias, se aplicaron pruebas usuales de raíces unitarias: Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). La hipótesis nula para a prueba ADF y PP contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad, por otro lado, la KPSS contrasta la hipótesis nula de estacionariedad contra la alternativa de raíz unitaria. Para la ADF y la PP se utilizan los valores críticos de MacKinnon (1996), mientras que para la prueba KPSS se utilizan los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), que arroja el programa econométrico E-Views7. El objetivo de plantear este conjunto de pruebas es para establecer la estacionariedad de las variables en el tiempo, con ello se determina el orden de integración $I(0)$. Es decir, si las variables son estacionarias en niveles, primeras diferencias o alguna diferencia de orden superior.

Desafortunadamente, las pruebas de raíz unitaria o estacionariedad son sensibles a la especificación de la ecuación a estimar, es decir que los estimadores, los errores y los estadísticos que se arrojan al realizar las pruebas con intercepto y tendencia, intercepto o ninguna de las anteriores modifica los valores para determinar si se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria o no. El impacto directo de rechazar una hipótesis nula de raíz unitaria debido a un error de especificación como el intercepto o la tendencia determinística puede causar que el poder de la prueba tienda a cero. Por ello, se aplicó el algoritmo establecido por Enders (2004: 237) y que se explica a continuación:

Primero se estimaron modelos como si tuvieran tendencia determinística y con intercepto, el objetivo es saber si la serie incluye una tendencia estacionaria o contiene una raíz unitaria más un término con deriva, la ecuación (2) muestra la forma del modelo estimado:

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde, Δx_t significan las primeras diferencias de la variable, a_0 es el intercepto o primer regresor determinístico, γ establece el valor de la prueba para saber si es

estacionaria⁵, a_2 es el coeficiente para saber si sigue una tendencia determinística, $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i}$ son los rezagos de la serie y se pueden utilizar los criterios de Akaike (AIC) o de Schwartz (SBC) para su optimalidad, y ε_i son los errores, los cuales deben seguir los supuestos de no correlación serial y de normalidad.

Después de haber estimado la ecuación (1) a cada serie; si $\gamma = 0$, se concluye que la serie exhibe raíz unitaria. En el caso de que no se rechazara, debe estimarse la ecuación (2) sin tendencia determinística, es decir la ecuación

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Posteriormente, al haber estimado la ecuación (2) a cada serie; si $\gamma = 0$, se concluye que la serie tiene raíz unitaria. El último caso es estimar la serie sin intercepto, es decir la ecuación

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

De la misma manera, al haber estimado la ecuación (3) a cada serie; si $\gamma=0$, se concluye que la serie exhibe raíz unitaria. El cuadro 2 contiene los resultados de las pruebas de estacionariedad del PIB y de TI de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú siguiendo las cuatro estrategias siguientes: la primera es realizar los contrastes en niveles y en su caso a las primeras o segundas diferencias; la segunda es realizar el contraste con intercepto y tendencia determinística; la tercera es en el caso de la ADF, la selección óptima de los rezagos de las variables evitando el caso de autocorrelación en la regresión auxiliar; y por último el rechazo o no rechazo al interpretar las pruebas de estacionariedad.

Cuadro 2. Pruebas de estacionariedad

Variable	Ecuación	ADF	PP	KPSS
Argentina				
ln(PIB)	C y TD	-3.136722 (0.1139) [-3.544284]	-2.987228 (0.1496) [-3.540328]	0.103430 [0.146000]
Δ ln(PIB)	C y TD	-4.540618 (0.0048) * [-3.544284]	-4.410303 (0.0066) * [-3.544284]	0.073800 [0.146000]
ln(Ti)	C y TD	-2.845777 (0.1916) [-3.544284]	-3.600060 (0.0439) * [-3.54032]	0.165769* [0.146000]

⁵Al interior de la teoría de series de tiempo, gamma debe ser igual a 0, $\gamma = 0$, para que la serie exhiba una raíz unitaria, es decir $\gamma = \delta - 1$, se prueba esto sobre todo en las pruebas ADF y PP, al rechazar la hipótesis nula, se acepta la alternativa y se busca que el coeficiente de δ sea menor que 1 en términos de valor absoluto, $|\delta| < 1$, y con ello se llegue a establecer que la serie no tiene raíz unitaria o en otras palabras que es estacionaria.

Brasil				
ln(PIB)	C y TD	-2.090578 (0.5313) [-3.557759]	-2.700837 (0.2423) [-3.540328]	0.109111 [0.146000]
Δ ln(PIB)	C y TD	-4.119198 (0.0135) * [-3.544284]	-4.079275 (0.0149) * [-3.544284]	0.130988 [0.146000]
ln(Ti)	C y TD	-2.367393 (0.3885) [-3.552973]	-2.728570 (0.2319) [-3.540328]	0.122007 [0.146000]
	C	-2.034862 (0.2712) [-2.957110]	-1.103348 (0.7039) [-2.945842]	0.612061* [0.463000]
Δ ln(Ti)	C y TD	-2.690051 (0.2470) [-3.557759]	-7.287905 (0.0000) * [-3.544284]	0.083531 [0.146000]
	C	-2.494194 (0.1262) [-2.957110]	-7.198202 (0.0000) * [-2.948404]	0.086604 [0.463000]
	Ninguno	-2.286812 (0.0236) * [-1.951687]	-6.980498 (0.0000) * [-1.950687]	n. d.
Chile				
ln(PIB)	C y TD	-1.310403 (0.8677) [-3.552973]	-2.294386 (0.4261) [-3.540328]	0.119113 [0.146000]
	C	-2.687271 (0.0869) [-2.954021]	-0.109483 (0.9408) [-2.945842]	0.708811* [0.463000]
Δ ln(PIB)	C y TD	-4.231278 (0.0108) * [-3.552973]	-3.993060 (0.0182) * [-3.544284]	0.133401 [0.146000]
	C	-3.805742 (0.0067) * [-2.954021]	-4.029425 (0.0036) * [-2.948404]	0.140812 [0.463000]
ln(Ti)	C y TD	-1.563102 (0.7871) [-3.544284]	-1.777516 (0.6947) [-3.540328]	0.174878* [0.146000]
	C	-1.385204 (0.5783) [-2.948404]	-1.726854 (0.4096) [-2.94584]	0.182027 [0.463000]
	Ninguno	-0.082178 (0.6483) [-1.950687]	-0.416883 (0.5259) [-1.95039]	n. d.
Δ ln(Ti)	C y TD	-4.771987 (0.0026) * [-3.544284]	-4.792490 (0.0025) * [-3.544284]	0.105647 [0.146000]
México				
ln(PIB)	C y TD	-3.764275 (0.0309) * [-3.544284]	-2.636780 (0.2674) [-3.540328]	0.095815 [0.146000]
Δ ln(PIB)	C y TD	-3.659388 (0.0408) * [-3.562882]	-6.420271 (0.0000) * [-3.544284]	0.116211 [0.146000]
ln(TI)	C y TD	-2.697078	-2.759510	0.176353*

TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
PARA ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y PERÚ: 1980-2016

			(0.2437)	(0.2206)	[0.146000]
			[-3.540328]	[-3.540328]	
	C		-3.638148	-3.649231	0.362154
			(0.0097) *	(0.0094) *	[0.463000]
$\Delta \ln(TI)$	C y TD		[-2.945842]	[-2.945842]	
			-3.330487	-6.082575	0.145690
			(0.0784)	(0.0001) *	[0.146000]
	C		[-3.548490]	[-3.544284]	
			-5.139960	-5.397277	0.378210
			(0.0002) *	(0.0001) *	[0.463000]
			[-2.948404]	[-2.94840]	
<hr/>					
Perú					
$\ln(PIB)$	C y TD		-2.325318	-1.462765	0.204241*
			(0.4101)	(0.8239)	[0.146000]
$\Delta \ln(PIB)$	C y TD		[-3.544284]	[-3.540328]	
			-4.245178	-3.936221	0.063370
			(0.0102) *	(0.0208) *	[0.146000]
$\ln(Ti)$	C y TD		[-3.548490]	[-3.544284]	
			-1.930340	-2.382125	0.174792*
			(0.6176)	(0.3821)	[0.146000]
	C		[-3.544284]	[-3.540328]	
			-1.868510	-2.413241	0.174850
			(0.3427)	(0.1453)	[0.463000]
	Ninguno		[-2.948404]	[-2.94584]	
			-0.402702	-0.861738	n. d.
			(0.5313)	(0.3357)	
$\Delta \ln(Ti)$	C y TD		[-1.950687]	[-1.95039]	
			-5.193136	-5.163404	0.110408
			(0.0009) *	(0.0009) *	[0.146000]
			[-3.544284]	[-3.544284]	

Nota: 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%. n. d. Significa que la prueba no está disponible. Δ significa que es la primera diferencia de la variable. C y TD significa con intercepto y tendencia determinística, respectivamente. Ninguno significa que la prueba se realizó sin intercepto y sin tendencia determinística.

Fuente: elaboración propia.

El cuadro 2, establece la evaluación conjunta de pruebas de raíz unitaria y estacionariedad de las series del PIB y de TI de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú, respectivamente. Para el caso de Argentina, el $\ln(PIB)$ es estacionario en primeras diferencias, mientras que el $\ln(TI)$ es estacionaria en niveles. El caso de Argentina, no puede seguir siendo analizado porque plantea distintos órdenes de integración para sus series.

Para el caso de Brasil, el $\ln(PIB)$ exhibe estacionariedad en primeras diferencias con intercepto y tendencia determinística, mientras que el $\ln(TI)$ en primeras diferencias sin intercepto y tendencia determinística.

En el caso de Chile, el $\ln(PIB)$ y el $\ln(TI)$ son estacionarias en primeras diferencias, ambas con intercepto y tendencia determinística.

Para México, los resultados del cuadro 2 muestran que el $\ln(\text{PIB})$ es estacionario en primeras diferencias con intercepto y tendencia determinística, pero el $\ln(\text{TI})$ es estacionaria en niveles con intercepto y sin tendencia; nuevamente estamos en presencia de series de tiempo de diferentes órdenes de integración y ocurre el mismo caso que Argentina.

Por último, Perú, el $\ln(\text{PIB})$ y el $\ln(\text{TI})$ son estacionarias en primeras diferencias, ambas con intercepto y tendencia determinística.

Pruebas de cointegración

Al establecer la estacionariedad de las series en niveles o en primeras diferencias (véase cuadro 2), es posible aplicar alguno de los cuatro casos según Enders (2004), es decir estimar un modelo con alguna relación de dos series; a) si ambas series, es decir, $\ln(\text{PIB})$ y $\ln(\text{TI})$ son estacionarias en niveles, las propiedades del modelo de regresión clásica son aplicadas; b) Si ambas series son integradas de órdenes diferentes, la ecuación de regresión que se utilice con esas variables no tiene sentido; c) si las series no estacionarias son integradas del mismo orden y además, las secuencias de los residuales exhiben una tendencia estocástica, caso en el que la regresión es espuria, entonces se recomienda estimar el modelo en primeras diferencias ($\Delta x_t = a_1 \Delta z_t + \Delta e_t$ ⁶); y d) Si las series no estacionarias son integradas del mismo orden y la secuencia de los residuos es estacionarias, dan lugar al concepto de cointegración y se puede estimar por alguno de los dos métodos conocidos, Engle-Granger o Johansen.

En esta sección, primeramente, se realiza el contraste de cointegración Engle-Granger para las series temporales $\ln(\text{PIB})$ y $\ln(\text{TI})$ de cada uno de los países, posteriormente se realiza el contraste de cointegración de Johansen. De acuerdo con cuadro 2 se ha determinado el orden de integración de las variables. Para el caso de Brasil, Chile y Perú son $I(1)$, es decir, son series estacionarias en primeras diferencias. Mientras que para Argentina y México no se puede llevar a cabo la cointegración, porque sus series tienen distintos órdenes de integración.

Prueba de Engle-Granger

Siguiendo la metodología propuesta por Engle-Granger (1987), se debe estimar la posible ecuación de cointegración, en este caso, con intercepto y tendencia determinística, basta con que una de las series muestre tendencia determinística para que en la especificación de la ecuación de cointegración se incorpore dicha tendencia. Posteriormente se deben evaluar los residuos de la regresión con la ADF, pero ya no se interpretan los valores críticos tabulados por MacKinnon (1996), en este caso se opta por evaluarlos por MacKinnon (2010), (también Enders (2004) y Engle y Yoo (1987) desarrollan sus propios valores críticos). Esto es así porque se trata de determinar la estacionariedad de los residuos de una regresión, es decir, se trata de una serie que se ha generado a partir de una regresión de los residuos y los p-valores también deben ser válidos, desafortunadamente los valores críticos se han

⁶ Se utiliza la notación e_t en vez de ε_t para resaltar el hecho de que se tratan de residuales obtenidos de una regresión que no son ruido blanco.

generado a partir de las tablas de MacKinnon (1996) para las series independientes y no para una cointegración.

Siguiendo a Enders (2004: 336) y al observar las figuras 1 y 2, se estimaron diferentes ecuaciones de largo plazo, lo anterior porque la especificación de la ecuación está dada por la teoría o los datos. En este caso, se opta por buscar diferentes ecuaciones de cointegración y observar si los residuos de las ecuaciones son estacionarios, con ello se determinaría la especificación de la ecuación a posteriori (Lütkepohl y Krätzig, 2004: 120). Las ecuaciones de cointegración que se estimaron están dadas por las ecuaciones (4) y (5); y los resultados para los diferentes países se presentan en el cuadro 3.

$$\ln(\text{PIB}_t) = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \ln(\text{TI}_t) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\ln(\text{PIB}_t) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{TI}_t) + \varepsilon_t, \quad (5)$$

donde ε_t son ruidos blancos gaussianos, T es el total de datos (es decir $t = 1, 2, \dots, T$). La ecuación (4) establece que la relación entre PIB y TI se incorporan dos términos constantes, el intercepto y a tendencia determinística, mientras que en la ecuación (5) se elimina la tendencia y solo se estima con el intercepto. Lo que se trata de saber es si los términos de intercambio convergen con el crecimiento económico del PIB de cada país en el largo plazo.

Cuadro 3. Prueba ADF a los residuos de las distintas ecuaciones de cointegración.

$\ln(\text{PIB}_t) = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \ln(\text{TI}_t) + \varepsilon_t$		
País	ADF	DW
Brasil $\hat{\varepsilon}_t$	-2.410671	2.080361
Chile $\hat{\varepsilon}_t$	-2.308070	1.921958
Perú $\hat{\varepsilon}_t$	-2.873580	1.998133
MacKinnon (2010)	-3.78057	
$\ln(\text{PIB}_t) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{TI}_t) + \varepsilon_t$		
País	ADF	DW
Brasil $\hat{\varepsilon}_t$	-1.083341	2.034929
Chile $\hat{\varepsilon}_t$	-2.133159	2.133159
Perú $\hat{\varepsilon}_t$	-0.028142	1.987718
MacKinnon (2010)	-3.461	

Nota: * indica el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%. ADF significa Dickey Fuller Aumentada y DW es el estadístico Durbin y Watson. MacKinnon (2010) significa el estadístico de prueba.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (4) y (5) aparecen en el cuadro 3, con la imposición de que el estimador de Durbin-Watson debería caer en el intervalo 1.85-2.15 para evitar correlación y eligiendo, conjuntamente, el rezago óptimo se obtuvo el valor estadístico de la ADF. Para todos los casos y países no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, eso quiere decir que no hay relación de largo plazo posible para los países entre PIB y TI, al menos para encontrar cointegración.

Prueba de Johansen

La idea de Johansen (1988, 1991), descansa en el concepto de cointegración de Engle-Granger (1987), pero con la particularidad de que se aplica a sistemas de ecuaciones cointegrantes, este método se basa en vectores autorregresivos y prueba la existencia de vectores de cointegración entre las variables mediante la traza y los valores propios máximos (eigenvalues).

Dos características podrían imponerse como limitantes a la metodología de Engle-Granger (1987). Siguiendo a Enders (2004), la primera sería que las estimaciones de largo plazo requieren que se imponga una variable endógena del lado izquierdo, restringiendo la dirección de la relación o el efecto de causalidad que se tendría, en el caso de dos variables, podría invertirse la relación sin que esto significara mayor problema, pero en el caso de tres o más variables se tendría que probar más de una variable del lado izquierdo de la ecuación. La segunda característica, es que la metodología de Engle-Granger (1987) se aplica en dos pasos, el primero es generar los residuales de las series y el segundo es realizar la prueba de raíz unitaria, interpretando el valor estimado con valores que difieren usualmente de los programas econométricos aplicables; si existe algún error en la primera o en la segunda parte, llevaría a resultados diversos que se alejan del resultado real o esperado. Afortunadamente, la prueba de Johansen supera estos dos pasos.

La metodología de Johansen se utiliza para series multivariadas, previamente se requieren que las series sean $I(0)$ o $I(1)$, si presentan el mismo orden de integración se colocan en el mismo vector autorregresivo, a partir del cual se puede probar la existencia de una o más combinaciones lineales o vectores de cointegración. De acuerdo con Quintana y Mendoza (2008), procederemos, primeramente, a determinar el retardo óptimo del vector auto regresivo (VAR), para asegurar que los residuos sean ruido blanco. Posteriormente se realiza la especificación de la prueba de cointegración, es decir: i) si se supone que no existe una tendencia determinística en los datos; ii) si se supone una tendencia determinística lineal en los datos; y iii) si se permite una tendencia determinística cuadrática en los datos. Por último, se aplica el procedimiento de máxima verosimilitud al VAR en alguna de las especificaciones de cointegración con el fin de obtener el rango del sistema y con ello se adquiere la traza y los valores propios.

El cuadro 4 muestra los resultados para la prueba de la traza y los valores propios de los VAR, previamente se determinó el número de rezagos óptimos con el criterio AIC. Para Brasil, el criterio AIC óptimo es en el tercer rezago y se encontró una ecuación de cointegración sin intercepto y tendencia. En el caso de Chile, el criterio AIC es en el segundo rezago y se encontraron dos ecuaciones de cointegración sin intercepto y sin tendencia.

TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
 PARA ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y PERÚ: 1980-2016

Mientras que, para Perú, el criterio AIC se encontró en el primer rezago con una ecuación de cointegración con intercepto y una tendencia lineal.

Cuadro 4. Pruebas de cointegración de Johansen.

H ₀	H ₁	λ_{Traza}	λ_{Max}
Brasil			
r = 0	r = 1	15.64144 [12.32090] (0.0134)*	12.62753 [11.22480] (0.0282)*
r ≤ 1	r = 2	3.013913 [4.129906] (0.0977)	3.013913 [4.129906] (0.0977)
Chile			
r = 0	r = 1	20.39645 [12.32090] (0.0018)*	14.30385 [11.22480] (0.0140)*
r ≤ 1	r = 2	6.092597 [4.129906] (0.0161)*	6.092597 [4.129906] (0.0161)*
Perú			
r = 0	r = 1	34.55406 [25.87211] (0.0032)*	28.96681 [19.38704] (0.0015)*
r ≤ 1	r = 2	5.587241 [12.51798] (0.5144)	5.587241 [12.51798] (0.5144)

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.

La interpretación del cuadro 4 es que el logaritmo natural de Términos de Intercambio y Producto Interno Bruto para Brasil y Perú están cointegradas. Chile muestra un caso no concluyente, debido a que hay más de dos ecuaciones de cointegración para dos variables. Por lo tanto, se descarta su análisis.

Conclusiones

La tesis de Prebisch (1986) marcó un cambio generacional en la mayoría de los países en desarrollo. La tesis se sustenta en que los precios de los productos agrícolas o de materias primas se han movido desfavorablemente en favor de los precios de los productos manufacturados. También en la distribución de los países del centro en producir bienes de capital, industria y manufactura, mientras que los de la periferia producen bienes agrícolas,

recursos naturales, en resumen, materias primas. Debido a que los avances tecnológicos influyen en la forma de producir bienes y servicios, estos favorecen más a la manufactura que a las materias primas. Los shocks de demanda internacional de productos primarios hacen que crezcan más los precios de estos y con ello en la creciente se ven favorecidos, en la menguante los precios de los productos primarios se contraen con mayor fuerza y más rápido que los precios de los productos manufacturados, debido a la resistencia salarial de las organizaciones. Esto hace que los términos de intercambio tengan oscilaciones debido al ciclo económico (Prebisch, 1986).

Teóricamente la tesis de Prebisch (1986) se resume en un debate a favor y en contra, dependiendo de las políticas adoptadas a favor de una intervención gubernamental o en contra. Sin embargo, la evidencia empírica ha demostrado que no existe un deterioro de los Términos de Intercambio. Mucho menos existe evidencia de que la participación predominante de los productos agrícolas en el mercado internacional conlleva a una disminución del ingreso per cápita en los países en vías de desarrollo. Lo que se ha encontrado, empíricamente, es que la dependencia de los productos agrícolas muestra una relación de largo plazo en sus precios y esto acarrea fluctuaciones determinísticas en el PIB.

Este trabajo se centró en medir el grado de dependencia entre los TI y el PIB para países que han sido históricamente proveedores de materias primas en el mercado internacional. Argentina, Brasil, Chile, México y Perú son ejemplos de una apertura comercial importante y hasta el siglo pasado, predominantemente exportadores de productos primarios. A inicios de este siglo, estos países han mostrado una participación menor en sus TI, proliferando la maquila y la manufactura, algunos en mayor o menor grado. Para llevar a cabo este grado de cointegración entre el PIB y los TI, se optó por un método de series de tiempo. Para verificar cointegración, todas las variables deben tener el mismo orden de integración $I(1)$, verificadas con pruebas de raíz unitaria ADF, PP y KPSS. Posterior a ello, se realizaron dos pruebas de cointegración, para cada uno de los países, la de Engle y Granger (1987) y la de Johansen (1988).

El caso de Argentina y México no se pudo analizar, debido a que las series no presentan el mismo orden de integración en TI y PIB (ambas en logaritmos). Para los casos de Brasil, Chile y Perú las series si presentaban el mismo orden de integración, por lo que se realizó el análisis de cointegración de Engle-Granger y Johansen. Se encontró que solo Brasil y Perú muestran una ecuación de cointegración y esto está acorde con la teoría. El caso de Chile no se pudo analizar porque presenta más de una ecuación de cointegración para dos series, lo que conlleva a una falta de tratamiento de los datos.

Los resultados de los modelos y de la metodología adoptada en este trabajo no son contradictorios con lo que se esperaba. Para los casos de Brasil y Perú, el grado de dependencia de los TI para hacer crecer el PIB ha ido disminuyendo con el tiempo. Sin embargo, la evidencia sugiere que estos países todavía tienen muy marcado ser proveedores de materias primas al mercado internacional. Nuevamente Brasil y Perú muestra un grado de dependencia hacia el sector de bienes primarios exportables. Esto hace sensible su Producto Interno, por la volatilidad de los precios de los commodities, pero no presenta un deterioro de los términos de intercambio o de los niveles de vida de sus habitantes, en el sentido de Prebisch (1986). Para el caso de Argentina, Chile y México los resultados en este trabajo son no concluyentes.

Si bien los resultados obtenidos en este trabajo permiten evaluar, solo en el caso de Brasil y Perú, la permanencia de una relación de comportamiento entre PIB y los TI, no implican de que se trate de una regularidad empírica. Esto ilustra las limitantes que pueden surgir entre el modelado de relaciones que propone la teoría económica y la aplicación de los métodos econométricos.

Algo que podemos desprender de lo anterior es que se debe seguir explorando en busca de una explicación para los casos en los que no es posible aplicar la metodología aquí utilizada para evaluar la relación entre PIB y TI. Cabe recordar un par de viejos problemas que han surgido a lo largo de la historia del análisis económico, el primero tiene que ver con el conjunto de supuestos que involucre el tratamiento de los datos y la fuente de sus variaciones, así como la introducción de elementos no observados en forma de shocks; el segundo tiene que ver con la estrategia del modelado a emplear.

Aunque es ampliamente conocida la tesis de Prebisch (1986), la estrategia de modelado empleada en su estudio empírico requiere de un marco analítico más amplio para tomar en cuenta factores como el cambio tecnológico, que pueden implicar una fuente de variación en los datos y por ende representar algún tipo de impedimento, como los aquí ilustrados.

Bibliografía

Libro y artículos

- Álvarez, R., y Fuentes, R. (2006) Pautas de especialización en una economía de rápido crecimiento. El caso de Chile. *El trimestre económico*, 4 (292), 749-781.
- Alarco, T. G. (2010) Crisis financiera internacional y patrón de crecimiento de una economía mediana y dependiente: el caso de Perú. *Convergencia. Revista de Ciencias Sociales* (54), 135-159.
- Blattman, C., Hwang, J., y Williamson, J. G. (2007) Winners and Losers in the commodity lottery: The impacts of trade of terms growth and volatility in the Periphery 1870-1939. *Journal of Development Economics*, 82, 156-179.
- Cuddington, J. T., y Urzua, C. M. (1989) Trends and Cycles in the Net Barter Terms of Trade: A New Approach. *The Economic Journal*, 99 (396), 426-442.
- Cuevas, A. V. (2016) Cost and Relative Price Competitiveness of the Mexican Manufacturing Industry in the U. S. Market. *El Colegio de la Frontera Norte, A. C.*, 28 (55), 53-78.
- Cuevas-Ahumada, V. M. (2011) Determinantes de las exportaciones manufactureras en Argentina y México: un estudio comparativo. *economía, Sociedad y Territorio*, 121-159.
- Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probability and Statistics.
- Engle, R. F., y Yoo, B. S. (1987) Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 143-159.

- Engle, R. F., y Granger, W. J. (1987) Co-integration and error correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fraga, C. C., y Moreno-Brid, J. C. (2015) *Exportaciones, términos de intercambio y ciclos de crecimiento económico de México y Brasil*. *EconoQuantum*, 12 (1), 71-95.
- Fraga, C. C., y Moreno-Brid, J. C. (2006) Exportaciones, Términos de Intercambio y Crecimiento Económico de Brasil y México, de 1960 a 2002: un Análisis Comparativo. *Problemas del Desarrollo*. *Revista Latinoamericana de Economía*, 37 (146), 79-86.
- Gujarati, D. N. (2004) *Econometría*. McGrawHill.
- Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Johansen, S., y Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand of Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schimdt, P., y Yoncheol, S. (1992) Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of econometrics*, 159-178.
- Lanteri, L. N. (2015) Resultado Fiscal, cuenta corriente y terminos de intercambio. Relaciones de largo plazo para la economía argentina. *Análisis Económico*, XXX (74), 97-113.
- Lütkepohl, H., y Krätzig, M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*. New York: Cambridge University Press.
- MacKinnon, J. G. (2010) Critical Values for Cointegration Tests. *Queen's Economics Department (Working Paper 1227)*, 1-19.
- MacKinnon, J. (1996) Numerical Distribution functions for Unit Root and Cointegration Test. *journal of Applied econometrics*, 601-618.
- Perry, G. E., Arias, O. S., López, J. H., Maloney, W. F., y Servén, L. (2006) *Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles (1st ed.)*. Washington D. C.: World Bank.
- Prebisch, R. (1986) El Desarrollo Económico de la América Latina y alguno de sus principales problemas. *Desarrollo Económico*, 26 (103), 479-502.
- Quintana, R. L., y Mendoza, G. L. (2008) *Econometría Básica*. México: Plaza y Valdéz.
- Sims, C. (1980) *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, 48.
- Spraos, J. (1980) The statistical debate on the net barter terms of trade between primary commodities and manufactures. *Economical Journal*, 90, 107-128.
- Tovar, R. P., y Chuy, K. A. (2000) *Término de Intercambio y Ciclos Económicos: 1950-1998*. Lima, Perú: Banca Central de Reserva de Perú.
- Walsh, C. (2003) *Monetary theory and policy*. Cambridge: The Mit Press.

TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
PARA ARGENTINA, BRASIL, CHILE, MÉXICO Y PERÚ: 1980-2016

Wooldridge, J. M. (2010) Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Cengage Learning Editores.

Referencia electrónica

Banco Mundial (2018) <https://www.bancomundial.org> Consultado el 23 de diciembre de 2018.