

CRECIMIENTO ECONÓMICO EN AMÉRICA LATINA Y EL ROL DE CHINA. UN ANÁLISIS DESDE EL NEO ESTRUCTURALISMO LATINOAMERICANO

RAFAEL GUSTAVO MIRANDA DELGADO

rafaelgustavomd@hotmail.com

Profesor y director cofundador del Grupo de Investigaciones Sobre Estudios del Desarrollo y Democracia (GISED) de la Universidad de Los Andes Venezuela (Venezuela). Postdoctorado en Ciencias Sociales de la Universidad Central de Venezuela, Doctor en Ciencia Política y Relaciones Internacionales Universidad Ricardo Palma de Perú, Magister en Relaciones Internacionales de la Universidad Andina Simón Bolívar de Ecuador, Economista de la Universidad de los Andes Venezuela. Autor de más de treinta artículos sobre América Latina publicados en Latinoamérica, Europa, Asia y África del Norte.

ANTONIO AZUAJE

antonioaz28061@gmail.com

Investigador invitado en el Grupo de Investigaciones Sobre Estudios del Desarrollo y Democracia (GISED) de la Universidad de Los Andes Venezuela (Venezuela). Economista de la Universidad de Los Andes Venezuela, Maestría en Desarrollo Económico de la Universidad Estadual de Campinas Brasil y MBA en Data Science and Analytics de la Universidad de São Paulo.

Resumen

El objetivo de esta investigación es analizar el rol que ha tenido la economía china en el crecimiento económico de América Latina. La metodología utilizada consiste en un enfoque multivariado para series de tiempo, y se obtienen relaciones de causalidades a través del análisis de las funciones impulso respuesta. Se afirma que el crecimiento económico de China en general ha sido positivo para la región, pero este también ha tenido efectos negativos, como la re - primarización de las economías latinoamericanas. Por ello, para que América Latina haga efectivo todo el potencial que tiene para la región el crecimiento económico chino, debe aplicar políticas que generen un cambio estructural.

Palabras clave

Crecimiento económico; Neo-estructuralismo; América Latina; China; Economía global

Abstract

This research aims is to analyze the role that the Chinese economy has had in the economic growth of Latin America. The methodology used consists of a multivariate approach for time series, and causal relationships are obtained through the impulse response analysis functions. It is stated that China's economic growth, in general, has been positive for the region but it has also had negative effects, such as the re-primarization of Latin American economies. For this reason, for Latin America to realize the full potential that Chinese economic growth has for the region, it must apply policies that generate structural change.

Keywords

Economic growth; Neo-structuralism; Latin America; China; Global economy

Como citar este artículo

Delgado, Rafael Gustavo Miranda; Azuaje, Antonio (2022). Crecimiento económico en América Latina y el rol de China. Un análisis desde el Neo-estructuralismo latinoamericano. *Janus.net, e-journal of international relations*, Vol13 N2, Noviembre 2022-Abril 2023. Consultado [en línea] en data de la ultima visita, <https://doi.org/10.26619/1647-7251.13.2.3>

Artículo recibido el 29 de Junio de 2022, aceptado para su publicación el 19 de Septiembre de 2022





CRECIMIENTO ECONÓMICO EN AMÉRICA LATINA Y EL ROL DE CHINA. UN ANÁLISIS DESDE EL NEO ESTRUCTURALISMO LATINOAMERICANO

RAFAEL GUSTAVO MIRANDA DELGADO

ANTONIO AZUAJE

Introducción

El análisis del crecimiento económico consiste en identificar, dentro de la evolución simultánea de variables, cuales son las que juegan el papel de líderes y las que se modifican en forma rezagada. La escuela neo – estructuralista representan un esfuerzo reflexivo que ofrece un marco teórico y analítico para comprender el crecimiento económico, sus variables explicativas y las políticas que lo promueven.

En la contemporaneidad, uno de los fenómenos más interesantes a nivel global es la pluralización de los centros de crecimiento económico, siendo China una de las economías emergentes más relevantes. China ha tenido un importante crecimiento económico en los últimos años, que adicionalmente ha podido dinamizar a toda la economía global con su comercio, inversión y cambios en la economía política internacional.

Por ello, el objetivo de esta investigación es analizar el rol que ha tenido la economía china en el crecimiento económico de América Latina. La metodología utilizada consiste en un enfoque multivariado para series de tiempo. Se busca estimar vectores de cointegración entre las variables estudiadas que signifiquen una relación estable entre las mismas, interpretando tales relaciones como una conexión de largo plazo. Adicionalmente, se obtienen relaciones de causalidades a través del análisis de las funciones impulso respuesta.

La investigación se presenta en tres partes. En *elementos analíticos*, se reflexiona desde el neo – estructuralismo latinoamericano sobre la influencia de la economía china en América Latina, haciendo especial énfasis en los principales canales de influencia: inversión, comercio y términos de intercambio. En la segunda parte, *análisis descriptivo*, se busca medir las asociaciones del crecimiento económico de América Latina y el crecimiento económico de China, escogiendo como variables explicativas del Producto Interno Bruto (PIB) de América Latina y El Caribe al Producto Interno Bruto (PIB) per cápita de China, la Inversión Extranjera Directa, la Formación Bruta de Capital fijo y el índice de apertura económica. Finalmente, en *análisis econométrico*, se presenta el análisis multivariado para series de tiempo para estimar el grado de asociación entre el



PIB de Latinoamérica y El Caribe con el PIB de China, y las otras variables seleccionadas, y se obtienen relaciones causales a través del análisis de las funciones impulso respuesta.

Elementos analíticos

Las escuelas estructuralista y neo – estructuralista latinoamericana representan un esfuerzo reflexivo que ofrece un marco teórico, analítico y categorial, que han buscado desde las particularidades latinoamericanas la generación de conocimiento que den respuesta a los principales retos económicos de la región, siendo uno de los aportes más distintivos la idea de cambio estructural.

El argumento fundamental que distingue a las escuelas estructuralista y neo – estructuralista, es la advertencia de que el crecimiento económico no es indiferente a la estructura económica, que hay sectores productivos que tienen mayor capacidad para generar crecimiento económico y que el cambio estructural precede al crecimiento económico.

Para Ocampo (2005), el crecimiento económico en los países en desarrollo está intrínsecamente ligado a la dinámica de las estructuras productivas y a las políticas e instituciones creadas específicamente para apoyarlas. La dinámica de las estructuras productivas tiene un papel fundamental en las modificaciones del ritmo del crecimiento económico, de hecho, el crecimiento económico es un proceso esencialmente mesoeconómico, determinado por las dinámicas de las estructuras productivas. Esta dinámica de las estructuras productivas depende de la interacción entre la innovación, entendida como todo tipo de nuevas actividades y nuevas formas de realizar actividades existentes, y las complementariedades, encadenamientos y redes entre empresas y actividades productivas, y sus respectivos procesos de aprendizaje. El Estado mediante la política económica puede afectar la estructura productiva y crear ventajas comparativas. Para generar crecimiento, se debe crear constantemente actividades productivas dinámicas.

La estructura productiva se configura por los incentivos del mercado y por las políticas que puedan tomar los países. La economía internacional tiene un rol fundamental por las fuerzas de sus incentivos. En la contemporaneidad, una de las variables más significativas para entender la economía mundial es la emergencia de China.

China, desde finales de la década de 1970, comenzó a aplicar estrategias de reforma y apertura económica, impulsando durante los siguientes treinta años un crecimiento anual promedio de 9,9 por ciento y un aumento anual del comercio internacional de 16,3 por ciento. China superó a Japón en el 2010 como la segunda mayor economía del mundo y reemplazó a Alemania como el mayor exportador del mundo. Desde el 2010, China ha contribuido con casi un 1 punto porcentual al año a la tasa de crecimiento del PIB mundial. En el 2016 China contribuyó a más del 15 por ciento del PIB mundial, posicionándose como la segunda economía de mayor tamaño después de Estados Unidos. También posee el mayor PIB industrial a nivel mundial con 22,5 puntos porcentuales, es el mayor productor agrícola del mundo con un 30 por ciento del valor agregado de la actividad agrícola mundial, es la segunda economía en términos del consumo final de los hogares con un 9,6 por ciento. China es el principal exportador del mundo y el segundo



en importaciones. Y en el 2018 contribuyó con el 15,8 por ciento del PIB mundial (Banco Mundial, 2020).

El crecimiento económico chino ha sido especialmente resiliente. Por ejemplo, durante la crisis financiera mundial del 2008, China contó con amplio espacio fiscal y abundantes reservas de divisas. La economía China comenzó a recuperarse en el primer trimestre del 2009, su tasa de crecimiento para este año alcanzó el 9,1 por ciento y el 10,1 por ciento en el 2010. El fuerte crecimiento chino durante la crisis fue la fuerza impulsora más importante para la recuperación global (Lin, 2010). Al momento de escribir este artículo, China es el país que ha presentado una mejor recuperación luego de la crisis del COVID – 19, y de nuevo se perfila con el potencial de motorizar el crecimiento económico mundial.

El crecimiento económico de China desde su reforma y apertura ha tenido un significativo impacto a nivel global, beneficiándose las economías con abundancia en recursos naturales, como las de América Latina, vía Inversión Extranjera Directa, términos de intercambio y comercio internacional.

En la actualidad, China es el segundo país inversor más grande en la región, y América Latina es la segunda región receptora de Inversión Extranjera Directa (IED) china, recibiendo alrededor del 15 por ciento de la IED total de este país. De esta IED recibida, el 80 por ciento está concentrado en Brasil, Perú, y Argentina. China también se ha convertido en el banquero líder en América Latina, el Banco de Desarrollo de China y el Banco de Exportación e Importación de China han superado en la región al Banco Mundial y al Banco Interamericano de Desarrollo. Los préstamos acumulados en el período 2005 - 2017 han alcanzado 150 mil millones de dólares (MMDD), destacando los recibidos por Venezuela, Brasil, Ecuador y Argentina. Adicionalmente, se ha creado un conjunto diversificado de mecanismos de cooperación como el Fondo de Infraestructura, el Fondo Especial para la Agricultura y el Programa de Asociaciones Científico-Tecnológicas. También cabe señalar que en América Latina se han fundado más de dos mil empresas chinas. (Berjano, 2019; Rios, 2018; Gallagher y Myers, 2017; Chen y Li, 2017; Detsch, 2018).

La IED se ha concentrado en proyectos y adquisiciones en sectores intensivos de recursos naturales como minería, petróleo y gas. La composición de la IED china en la región muestra que en el periodo 2010 – 2014 casi el 90 por ciento se dirigió a recursos naturales. En la extracción de petróleo y gas, China se encuentra entre los inversionistas extranjeros más importantes en Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela. En minería, China ha concentrado sus inversiones en Perú y en menor medida en Brasil. La IED china en el ámbito agrícola permanece acotada, pero muestra una tendencia creciente y se observa la consolidación de grandes actores globales que operan en la región, como el grupo Chongqing (GGG). Finalmente, en los últimos años las inversiones chinas se están dirigiendo crecientemente a las telecomunicaciones, la industria automotriz y las energías no convencionales (CEPAL, 2018).

El petrolero absorbe la mayor parte de los financiamientos chinos en América Latina, y sus principales instrumentos para garantizar el suministro de petróleo son las inversiones directas por empresas públicas chinas y el financiamiento de bancos públicos chinos con contrapartida en petróleo. Seguidamente, el cobre y el hierro son los sectores con mayor IED china de América Latina. En el caso de la soja, debido a las dificultades legales para



la compra de la tierra, la estrategia fue adquirir dos empresas mercantiles internacionales ya presentes en la región y que controlan la casi totalidad de la cadena de valor, para buscar transformarlas en una gran operadora de América Latina (Gallagher, Irwin y Koleski, 2013; Cheny Perez – Ludeña, 2014).

Adicionalmente, el proyecto más significativo a nivel mundial es el impulsado por China denominado la iniciativa de la franja y la ruta, la cual es de importancia estratégica para América Latina. Esta iniciativa cuenta con importantes complementariedades y espacios de cooperación. China tiene un especial interés en garantizar el acceso a los recursos naturales de la región, y América Latina en la atracción de IED en áreas estratégicas como infraestructura y comunicación.

Para hacer efectivo todo el potencial que tiene la IED china para generar crecimiento en la región, las economías de América Latina deben impulsar proyectos que permitan la incorporación de las economías de la región a las cadenas productivas impulsadas por China, pero no solo como proveedoras de materias primas, sino también para identificar las actividades con el mayor valor agregado, que promuevan inversiones y alianzas tecnológicas. De lo contrario, seguirá prevaleciendo la lógica del mercado y la reprimarización de las economías latinoamericanas.

El ascenso de China en la economía mundial también ha afectado los términos de intercambio, han aumentado los precios de las materias primas y los recursos energéticos, y han reducido los precios de las manufacturas simples, lo cual ha tenido efectos diametralmente diferentes en las subregiones latinoamericanas. América del Sur se ha beneficiado de la alta demanda de materias primas, minerales y productos energéticos, y la alta oferta de manufacturas, lo que ha mejorado sus términos de intercambio. Por su parte, los países de Centroamérica han sido afectados por el deterioro en los términos de intercambio por esta misma situación, ya que son importadores netos de petróleo y exportadores netos de manufactura. Mientras que México fue superado por China como segundo socio comercial de Estados Unidos, especialmente por el desplazamiento de sus manufacturas. Las manufacturas centroamericana tampoco han podido competir con las manufacturas chinas en el mercado estadounidense (Berjano, 2019; Caputo, 2005; CEPAL, 2004).

Miranda (2021) advierte que los aumentos de precios de los recursos naturales producen incentivos de re-primarización de las estructuras productivas, vía precios internacionales y tipo de cambio real. El crecimiento económico queda anclado a la volatilidad de los precios internacionales de los recursos naturales. Así pues, la abundancia de recursos naturales, como es el caso de la generalidad de América Latina, es un argumento adicional a favor de las políticas para el cambio estructural.

Por su parte, Palma (2005) señala que el proceso de temprana desindustrialización en América Latina ha sido generado por los cambios en las políticas industriales y el drástico proceso de liberalización comercial y financiera que llevaron de nuevo a las economías a sus ventajas comparativas tradicional, a su posición ricardiana natural. Y Ocampo (2005) resalta que el crecimiento económico de América Latina en la década del 2000 estuvo impulsado por el aumento de los precios de las materias primas, especialmente hidrocarburos y productos mineros, y por la entrada masiva de capital durante dos períodos de exuberancia en los mercados financieros internacionales, entre mediados de 2004 y abril de 2006, y especialmente entre mediados de 2006 hasta mediados del 2007,



lo cual permitió crecer con rapidez y generando simultáneamente un superávit en cuenta corriente, pero sin cambio estructural.

Este crecimiento económico no posee las cualidades que tuvo el crecimiento durante el periodo de desarrollo dirigido por el Estado, entre el final de la Segunda Guerra Mundial y el año 1980, el cual estuvo impulsado por la industria manufacturera y por el aumento de la productividad.

Por ello, Ocampo (2005) distingue entre cambio estructural profundo y cambio estructural superficial. El primero se caracteriza por un intenso proceso de aprendizaje y un alto grado de desarrollo de complementariedades, y por ende, por fuertes economías de escala dinámicas de carácter microeconómico y mesoeconómico. Mientras que el segundo, se caracteriza por un bajo nivel de aprendizaje y por un escaso desarrollo de complementariedades productivas, como el desarrollo de enclaves dedicados a actividades de exportación de recursos naturales.

Por ejemplo, América Latina entre el final de la Segunda Guerra Mundial y el año 1980, creció más que la media mundial, logró el mayor crecimiento de toda la historia de la región 5,5 por ciento anual y un 2,7 por ciento por habitante. El motor del crecimiento económico fue el sector de industria manufacturera, la productividad también alcanzó los niveles más altos de la historia, se estima que el PIB por trabajador aumentó al 2,7 por ciento por año entre 1950 y 1980, y fue el periodo de mayor estabilidad económica. El modelo de políticas económicas para el crecimiento en este periodo se caracterizó por ser un modelo mixto que combinó la sustitución de importaciones con la promoción de exportaciones y la integración regional, por la atención creciente en la industrialización, la ampliación significativa de las esferas de acción del Estado en la vida económica, a través de la creación de empresas públicas y en el desarrollo de algunos sectores industriales (Bértola y Ocampo, 2014).

Así pues, se puede afirmar que las políticas de desarrollo productivo para el cambio estructural han sido y son fundamentales para el crecimiento económico. Se debe generar incentivos para canalizar las inversiones donde los beneficios de largo plazo sean más fuertes, y cambiar la estructura de rentabilidades relativas a favor de sectores de mayor complejidad. La diversificación y complejización productiva permite la reasignación de los factores productivos a nuevas actividades, la agregación de valor a los procesos de producción y el fomento de los encadenamientos productivos, que son los que permiten la difusión de la tecnología, la homogenización de la productividad, y la reducción de la desigualdad y la pobreza.

Las políticas de desarrollo productivo consisten en una particular forma de afectar a la estructura económica, una forma selectiva, que intencionalmente busca favorecer, sobre otras, a una particular industria. Las políticas de desarrollo productivo exitosas han incluido la ayuda a la captación y adaptación de tecnología extranjera, la creación de ventajas comparativas, protección de la competencia internacional, promoción de exportaciones, coordinación y complemento de mercados financieros, promoción de las economías de escala, regulación a la inversión extranjera directa (Chang, 2012; Rodrik, 2013).

En materia comercial, si bien América del Sur presentó una estructura productiva de complementariedad con China y presentó un superávit comercial; México y



Centroamérica presentaron una estructura de competitividad y mantuvieron déficits comerciales.

El comercio bilateral chino-latinoamericano en 2017 sumó 257,8 MMDD, las exportaciones a China fueron 130,8 MMDD y las importaciones desde China, 127 MMDD. China es el primer socio comercial de Brasil, Chile y Perú; y el segundo de la mayoría de los países de la región. Las exportaciones a China se centran en materias primas, casi exclusivamente energéticas y mineras, por manufacturas. El grado de dependencia chino de las importaciones de recursos naturales desde América Latina, medido como proporción entre importaciones netas y consumo, ya alcanza el 60 por ciento en el caso de los principales productos básicos, como el petróleo, el cobre, hierro, y en el caso de la soja asciende al 85 por ciento (Berjano, 2019; Rios, 2018; Rosales y Kuwayana, 2012).

América Latina es relevante para China en el suministro de diversos minerales metálicos. Las exportaciones hacia China de minerales latinoamericanos aumento de 1.7 millones de toneladas en el año 2000 a casi 220 millones de toneladas en el año 2015. De este monto la contribución de Brasil fue de 192 millones de toneladas, la de Perú 11 millones de toneladas y de Chile 10 millones de toneladas. Adicionalmente, se estima que la demanda china por minerales seguirá en aumento, ya que está especialmente atada al proceso de urbanización del país asiático, la cual se estima que aumentara en un 70 por ciento para el año 2030. En materia petrolera, las exportaciones hacia China llegaron en el 2015 a 854.000 barriles diarios, cifras correspondientes al 13 por ciento de las exportaciones totales del continente hacia China y al 8 por ciento del consumo petrolero chino. Cerca del 91 por ciento de esta cantidad tuvo su origen en Venezuela (CEPAL, 2018; Banco Mundial, 2016).

El crecimiento económico sostenido necesita del cambio estructural y de una transformación productiva, que incorpore y propague el progreso tecnológico. Para ello, el sector primario no solo debe transferir renta a otros sectores, sino que debe articular encadenamientos productivos con el sector industrial y de servicios. Sin embargo, estas sinergias no se dan de forma espontánea o por dinámicas del mercado, por lo que se necesitan políticas específicas para la generación, difusión e incorporación de conocimiento a la producción, políticas para la promoción selectiva de exportaciones, otorgamiento de incentivos gubernamentales a quienes emprendan actividades innovadoras, acompañamiento a la creación de empresas de alto nivel tecnológico, completar y adecuar la infraestructura tecnológica en los sectores prioritarios menos adelantados (CEPAL, 1995; CEPAL, 1996).

El comercio con China es persistentemente deficitario para la gran mayoría de la región, lo cual se ha acentuado desde el 2011, especialmente en México y Centroamérica. Solo tres países de la región registran superávit con China, Brasil, Venezuela y Chile. Se trata de un intercambio netamente inter-industrial donde la región de América Latina exporta de manera prácticamente exclusiva recursos naturales no procesados e importa una amplia gama de manufactura. Existe un acentuado déficit con China en el mercado manufacturero, ya que las exportaciones de manufactura hacia China son muy reducidas, excepto en el caso de Costa Rica y México. Los productos más exportados hacia China desde la región son el petróleo, hierro, cobre en distintas formas, soja, metales, madera, azúcar (CEPAL, 2018; CEPAL, 2016).



Como ya lo advertían los trabajos pioneros de Prebisch (1973), en América Latina existe una asimetría entre el bajo dinamismo de la demanda de productos primarios que exporta, en comparación con la amplia demanda de los productos industriales importados. Lo cual lesiona los términos de intercambio y genera un desequilibrio estructural en la balanza de pago.

Adicionalmente, China está sustituyendo la importación de bienes procesados con su propia capacidad, lo que ha erosionado la contribución de los países latinoamericanos a la cadena de valor. Economías como la de Bolivia, Ecuador y Uruguay prácticamente no agregan valor a sus principales productos exportados hacia China, metales preciosos, frutas y soja, respectivamente. En el caso de las exportaciones argentinas y brasileras de soja y sus derivados, el porcentaje de productos exportados con algún nivel de elaboración bajó sensiblemente del 2004 al 2014. Por su parte, el porcentaje de petróleo refinado venezolano ha disminuido notablemente en el total de exportaciones de productos petroleros. Solo en el caso del cobre, el porcentaje exportado de material refinado se ha mantenido estable para Chile y Perú. (CEPAL, 2016).

El crecimiento económico sostenido necesita de un cambio estructural, de una canasta de exportaciones variadas y que se posicionen en sectores más complejos. Las exportaciones hacia China no cumplen con estas condiciones. Por el contrario, acentúan la re-primarización de la economía de la región. Los productos procesados tienen una mínima participación en la actual canasta exportadora de la región hacia China, y el sector manufacturero se ha visto reducido en el mercado interno por la competencia internacional, particularmente la china, Para que América Latina aproveche las potencialidades del comercio con China, debe aplicar políticas de desarrollo productivo que no sigan los incentivos de corto plazo del mercado.

En materia agrícola, América Latina ha aumentado significativamente su peso como proveedor agrícola de China. La participación de la región en las importaciones chinas de productos agrícolas pasó del 16 por ciento en el año 2000 al 27 por ciento en el año 2015. En este año, 2015, la región superó como proveedor de importaciones chinas a la participación conjunta de Estados Unidos y Canadá que llegaron a un 26 por ciento, y fue muy superior a las participaciones que obtuvieron otros competidores relevantes como la asociación naciones del Asia sudoriental con 15 por ciento, y Austria y Nueva Zelanda con 11 por ciento. Sin embargo, si bien la región en su conjunto ha aumentado su peso como proveedor agrícola de china, el crecimiento de las exportaciones regionales ha sido representado en casi su totalidad por un único producto básico y un solo proveedor, la soja de Brasil (CEPAL, 2016).

Las exportaciones agrícolas hacia China tienen un importante potencial para agregar valor. Para ello, se necesita conocer y satisfacer los requerimientos del consumidor chino, y las exigencias regulatorias para acceder al mercado, como los requisitos sanitarios y fitosanitarios, y los estándares de calidad. Esto puede representar una barrera de entrada por los altos costos, sin embargo, los Estados pueden ofrecer a las industrias y empresas esta información y acompañamiento como bien público.

También se debe resaltar, que la brecha tecnológica y de complejidad estructural entre China y América Latina se ha venido ampliando. En el periodo 1995 – 2014, la complejidad de la estructura económica de China se incrementó de forma significativa, su estrategia de política industrial se concentró en inversión en nuevos sectores



tecnológicos y áreas de mayor demanda de conocimiento como la economía digital. Esto ha permitido reducir la brecha de productividad con las economías más avanzadas, y desarrollar nuevas capacidades tecnológicas en áreas como internet, almacenamiento de datos, análisis de metadatos, robótica e inteligencia artificial. Mientras que en las principales economías de América Latina, como Brasil, México y Argentina la complejidad de la estructura productiva quedaron rezagada, y este comportamiento se ha extendido en el resto de los países de la región (CEPAL, 2018).

Como advierte Chang (2020), las teorías económicas y la evidencia empírica demuestran que si bien en el corto plazo existe cierta probabilidad de que el libre comercio permita a todos los socios maximizar su producción y sus ingresos, a largo plazo perjudica el desarrollo económico de los socios menos desarrollados, para quienes es imposible establecer industrias tecnológicamente avanzadas y de alta productividad si deben competir con los productores más avanzados de los países con mayor desarrollo económico. A largo plazo, el libre comercio entre países que transitan etapas diferentes del desarrollo económico es perjudicial para los países menos desarrollados.

Así pues, lo que dificulta intrínsecamente el crecimiento económico sostenido de la región no son los incentivos que generan la IED, los términos de intercambio o el comercio con China, sino la falta de políticas de desarrollo productivo y de comercio exterior que generen un cambio estructural con mayor diversidad y contenido tecnológico.

Adicionalmente, seguido, se busca medir las asociaciones del crecimiento económico de América Latina y el crecimiento económico de China.

Análisis descriptivo

Para el crecimiento económico de América Latina y El Caribe se consideró como agregado el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita de los todos los países que conforman la región, esto se obtuvo dividiendo el PIB por la población a mitad de año. El PIB es la suma del valor agregado bruto de todos los productores residentes en la economía más todos los impuestos sobre los productos, menos cualquier subsidio no incluido en el valor de los productos. Los datos fueron obtenidos del Banco Mundial (2022) y están expresados en dólares corrientes. Además, se aplicó logaritmo natural para mejorar estadísticamente el modelo y observar la convergencia del crecimiento entre los países de América Latina y El Caribe como agregado. El crecimiento económico de los países latinoamericanos es nuestra variable para analizar o variable dependiente.

En general, los países de América Latina y El Caribe presentan una media de 4.383 millones de dólares en el periodo seleccionado (1970-2020). Este periodo está dividido en una mitad donde el PIB registro sus valores más bajos 613 millones de dólares en el año 1970 hasta los 3.760 billones en el año 2002. La segunda mitad (2002-2020) la región ha registrado los mayores niveles de PIB, alcanzando la cifra de 10.433 billones de dólares en el año 2014. El coeficiente de variación es de 70 por ciento, indicando que hay un alto grado de dispersión en los que se refiere a la distribución del PIB en la región en el periodo en estudio.



Tabla 1. Producto Interno Bruto de Latinoamérica y El Caribe (PIB-LATAM)

Média	Desvio Padron	CV%	Minimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Maximo
4.383	3.065	70%	613	1.889	3.760	7.089	10.433

Para el crecimiento económico chino, se consideró el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita de China. Los datos fueron obtenidos del Banco Mundial (2021) y están expresados en dólares corrientes, además, se aplicó el logaritmo para mejorar estadísticamente el modelo.

En general, China presenta una media de 3.026 trillones de dólares en el periodo seleccionado (1970-2020). Este periodo está dividido en una mitad donde el PIB registro sus valores más bajos 92.602 billones de dólares en el año 1970 hasta los 734. 547 billones en 1995. La segunda mitad (1995-2020) ha registrado los mayores niveles de PIB de china alcanzando la cifra de 14.279 trillones de dólares en el año 2019. El coeficiente de variación es de 144 por ciento, indicando que hay un alto grado de dispersión en los que se refiere a la distribución del PIB en China durante el periodo en estudio.

Tabla 2. Producto Interno Bruto de China (PIB-CHINA)

Média	Desvio Padron	CV%	Minimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Maximo
3.026.912.246.789	4.351.030.925.221	144%	92.602.973.434	217.888.223.506	734.547.898.221	4.072.324.884.836	14.279.937.467.431

La Inversión Extranjera Directa (IED) es la suma del capital social, las utilidades reinvertidas, otras formas de capital a largo plazo y capital a corto plazo como se describe en la balanza de pagos. Esta serie refleja el total neto, es decir, la IED neta en la economía declarante de fuentes extranjeras menos la IED neta de la economía declarante en el resto del mundo. Esta serie refleja las entradas netas en el informe de la economía y se divide por el PIB. Los datos están expresados en dólares a precios corrientes. La variable se obtuvo del Banco Mundial (2022) y es el agregado de América Latina, además, se aplicó el logaritmo para mejorar estadísticamente el modelo.

En general, los países de América Latina y El Caribe presentan una media de 87.365 billones de dólares de IED en el periodo seleccionado (1970-2020). Este periodo está dividido en una mitad donde la IED registró sus valores más bajos 918.606 millones de dólares en el año 1972 hasta los 30.168 billones en el año 1995. La segunda mitad (1995-2020) la región ha registrado sus mayores niveles de IED alcanzando la cifra de 343.499 billones de dólares en el año 2013. El coeficiente de variación es de 119 por ciento, indicando que hay un alto grado de dispersión en los que se refiere a la distribución IED los en la región en el periodo en estudio.

Tabla 3. Inversión Extranjera Directa en Latinoamérica y El Caribe (IED)

Média	Desvio Padron	CV%	Minimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Maximo
87.365.222.156	107.594.401.387	119%	918.606.901	5.439.428.290	30.168.276.207	160.087.884.767	343.499.295.040



La Formación Bruta de Capital Fijo incluye mejoras de terrenos, la adquisición de instalaciones, maquinaria y equipo, y la construcción de carreteras, vías férreas y obras conexas, incluidas escuelas, oficinas, hospitales, residencias privadas y edificios comerciales e industriales. Los datos están en dólares estadounidenses a precios corrientes. La variable se obtuvo del Banco Mundial (2021) para América Latina como agregado, además, se aplicó el logaritmo para mejorar estadísticamente el modelo.

En general, los países de América Latina y El Caribe presentan una media de 469.220 billones de dólares referentes a FBC en el periodo seleccionado (1970-2020). Este periodo está dividido en una mitad donde la FBC registró sus valores más bajos 35.504 billones de dólares en el año 1970 hasta los 365.494 billones en el año 1995. La segunda mitad (1995-2020) la región ha registrado sus mayores niveles de IED alcanzando la cifra de 1.314 trillones de dólares en el año 2013. El coeficiente de variación es de 85 por ciento, indicando que hay un alto grado de dispersión en los que se refiere a la distribución FBC los en la región en el periodo en estudio.

Tabla 4. Formación Bruta de Capital en Latinoamérica y El Caribe (FBC)

Mé dia	Desvio Padron	CV%	Minimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Maximo
469.220.807.100	400.501.398.655	85%	35.504.768.350	146.236.493.229	365.494.167.637	812.474.693.594	1.314.006.550.235

El índice de apertura económica es un indicador que mide el grado de apertura de la economía de un país, considerando su comercio exterior en relación con su actividad económica mundial en su conjunto, es el resultado de la suma de las importaciones de bienes y servicios más las exportaciones de bienes y servicios, dividido por el PIB a precio de comprador, todo ello a precios corrientes en dólares. La variable se obtuvo del Banco Mundial (2021) para América Latina como agregado, además, se aplicó el logaritmo para mejorar estadísticamente el modelo. Además, se aplicó el logaritmo para mejorar estadísticamente el modelo.

En general, los países de América Latina y El Caribe presentan una media de 0,38 puntos referentes a apertura económica en el periodo seleccionado (1970-2020). Este periodo está dividido en una mitad donde la apertura económica registró sus valores más bajos 0,27 puntos en el año 1970 hasta los 0,34 puntos en el año 1988. La segunda mitad (1988-2020) la región ha registrado sus mayores niveles de apertura económica alcanzando la cifra de 0,51 puntos en el año 2018. El coeficiente de variación es de 21 por ciento, indicando que hay un grado relativamente estable de dispersión en los que se refiere a la distribución de la apertura económica en la región durante el periodo en estudio.

Tabla 5. Apertura Económica de Latinoamérica y El Caribe (APERT-ECO)

Mé dia	Desvio Padron	CV%	Minimo	Quartil 1	Mediana	Quartil 3	Maximo
0,38	0,08	21%	0,27	0,31	0,34	0,45	0,51

Análisis econométrico

La metodología utilizada consiste en un enfoque multivariado para series de tiempo. Se busca estimar vectores de cointegración entre las variables estudiadas que signifiquen



una relación estable entre las mismas, interpretando tales relaciones como una conexión de largo plazo. La cointegración es un procedimiento multivariante adecuado para el tratamiento de series de tiempo, considerando la posibilidad de existencia de tendencias estocásticas en las series, porque da como resultado una ecuación relacional de magnitudes en nivel.

Con este enfoque, será posible estimar el grado de asociación entre el PIB de Latinoamérica y El Caribe (nuestra variable objetivo) con el PIB de China, la Inversión Extranjera Directa en la región, la Formación Bruta de Capital en la región y por último la Apertura Económica en la región, durante el periodo 1970-2020.

Con esta metodología también es posible estimar la dinámica de ajuste de corto plazo resultante de variaciones en PIB de Latinoamérica y El Caribe y en las demás variables en estudio, dejando visibles los impactos de corto y largo plazo sobre variables de interés derivados de choques exógenos estandarizados, a través del análisis de funciones de impulso respuesta.

Antes de aplicar los métodos de cointegración de series temporales, es fundamental verificar ciertas características, como la homocedasticidad y estacionariedad de las variables y su grado de integración. La verificación del patrón de heteroscedasticidad de la serie se realizó mediante inspección gráfica de la serie en segunda diferencia (Ver apéndice 1). Adicionalmente, los métodos de cointegración solo se pueden aplicar a variables integradas estacionarias o de primer orden, por lo que se le aplicó la prueba de raíz unitaria a cada una de las variables y para el modelo completo, para conocer sus propiedades de integración (Ver apéndice 2). Finalmente, se utiliza la metodología de Johansen (1991) para realizar una prueba para calcular el rango de la matriz $\Pi = [\alpha\beta]'$. Las pruebas de cointegración permiten verificar la relación de largo plazo entre variables económicas. La prueba de cointegración de Johansen (1991) se ha utilizado porque determina del número de vectores de cointegración (Ver Apéndice 3). Al cumplir con estos elementos, se pudo pasar al análisis de series de tiempo.

Para tomar la decisión de trabajar con el modelo Vectorial de Corrección de Errores (VEC-M) antes analizamos el comportamiento de las variables a través del análisis del modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). Se debe resaltar que el modelo VEC-M es desarrollado como una evolución de tal modelo VAR, por tal motivo, es indispensable observar el comportamiento en una primera instancia a través de dicho modelo. El orden del modelo VAR se eligió analizando el criterio de información *Final Prediction Error* (FPE), a través del cual se concluyó que es de orden 2, es decir, este modelo VAR posee 2 rezagos (ver Apéndice 3).

Habiendo determinado el número de raíces unitarias y el orden del modelo VAR se aplicó la metodología de Johansen (1991) para obtener el número de vectores de cointegración. Teniendo en cuenta el comportamiento de las variables en estudio en el modelo VAR, y partiendo del mismo, se tomó la decisión de trabajar con el modelo VEC-M, a través del cual se observó una mejor adecuación de las variables a la especificación de la teoría económica. Pudimos observar que utilizando el modelo VEC-M el resultado del máximo autovalor fue de 3 vectores de cointegración, con una significación del 5% para todos los modelos. Fue escogido el modelo VEC-M, con tendencias lineales iguales, dentro del vector de cointegración, ya que el mismo se presenta como el más parsimonioso e incluye menos rigidez que los otros modelos candidatos, por esta razón fue el elegido.



$$\text{Log}(\text{diff1}(\text{PIB LATAM Y CARIBE}_t)) = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3(\text{Log}(\text{Diff2}(\text{PIB CHINA}_t))) + \beta_4(\text{Log}(\text{Diff2}(\text{Inversión Extranjera Directa}_t))) + \beta_5(\text{Log}(\text{Diff2}(\text{Formación Bruta de Capital}_t))) + \beta_6(\text{Log}(\text{Diff2}(\text{Apertura Económica}_t))) = 0$$

```
## Response PIB.LATAM.d :
##
## Call:
## lm(formula = PIB.LATAM.d ~ ect1 + ect2 + ect3 + PIB.LATAM.d11 +
##     PIB.CHINA.d11 + investimento.estrangeiro.direto.d11 + Formação.bruta.de.capital.d11 +
##     APERT.ECO.d11 - 1, data = data.mat)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.19482 -0.04408  0.02539  0.06535  0.17145
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## ect1             -0.77254    0.39187  -1.971  0.0555 .
## ect2              0.04356    0.01858   2.345  0.0240 *
## ect3              0.05821    0.03627   1.605  0.1162
## PIB.LATAM.d11    -0.12473    0.44972  -0.277  0.7829
## PIB.CHINA.d11     0.30757    0.19659   1.564  0.1254
## investimento.estrangeiro.direto.d11  0.04172    0.06125   0.681  0.4996
## Formação.bruta.de.capital.d11      0.26660    0.33863   0.787  0.4356
## APERT.ECO.d11    -0.38534    0.28942  -1.331  0.1904
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.09461 on 41 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4248, Adjusted R-squared:  0.3125
## F-statistic: 3.784 on 8 and 41 DF,  p-value: 0.002102
```

$$0,78\text{PIB LATAM Y CARIBE} = -0,55 + 0,02 + 0,11 - 0,12\text{PIB CHINA} + 0,49\text{Inversión Extranjera Directa} + 0,43\text{Formación Bruta de Capital} + 0,19\text{Apertura Económica} = 0$$

A través del modelo presentado se puede observar una relación estable entre las variables estudiadas. Sin embargo, todavía no es posible definir relaciones de causalidades. Estas relaciones son obtenidas a través del análisis de las funciones impulso respuesta que se desarrollaran más adelante.

El modelo VEC-M cumplió con la condición de estabilidad. Las raíces del polinomio característico y sus módulos son todas menores a la unidad. El modelo es estacionario, no tiene raíces unitarias y por lo tanto los estimadores son consistentes (ver Apéndice 4).

El correlograma (ver Apéndice 5) muestra un buen comportamiento de las correlaciones residuales. El análisis de la normalidad de los residuos del modelo VEC-M mostró que con un nivel de significancia del 5% los residuos poseen una distribución normal. La normalidad de los residuos es verificada en todas las pruebas conjuntas e individuales de asimetría y curtosis. La normalidad de los residuos para el modelo VEC-M sólo da más seguridad para las pruebas de hipótesis de los coeficientes, pero no es fundamental.



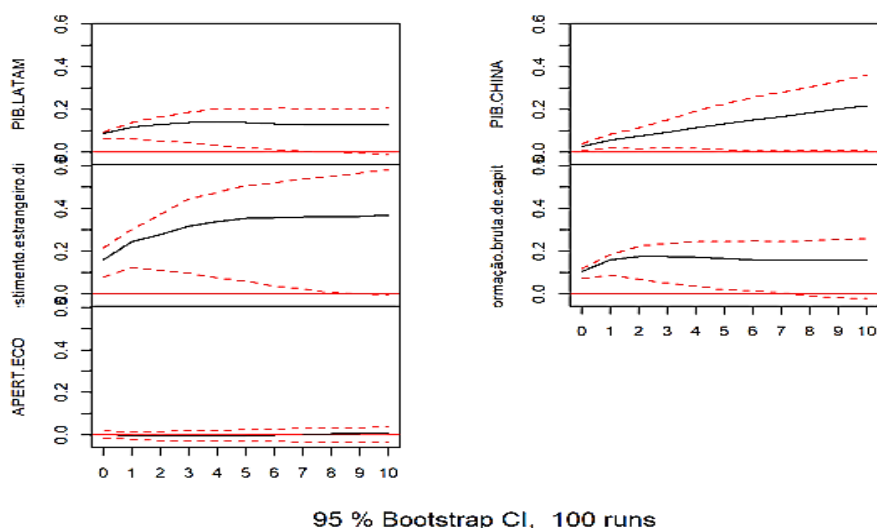
Las pruebas LM (ver Apéndice 6) y Portmanteau (ver Apéndice 7) corroboran la inexistencia de autocorrelación serial. Dado que esta especificación es la que mejor se ajusta a estos aspectos, se decidió mantenerla y asumir que la autocorrelación residual no contemporánea está resuelta.

Finalmente, las funciones de respuesta al impulso ayudan a cuantificar cuanto un impacto sobre una variable afecta a las demás a lo largo del tiempo. Este análisis de respuesta de impulso se utiliza para investigar las interacciones dinámicas entre las variables endógenas y se basa en la representación de la media móvil de Wold de un proceso VAR(p). Por otra parte, la función de respuesta al impulso sirve para describir la reacción del sistema de ecuaciones en estudio en función del tiempo o en función de alguna otra variable independiente que parametriza el comportamiento dinámico del sistema (Pfaff, 2011).

A continuación, se presenta la función de respuesta al impulso de forma gráfica, a través de la cual podemos observar cómo han influido a lo largo del periodo en estudio las variaciones o choques de cada una de las series en estudio sobre el PIB de Latinoamérica y El Caribe, donde las líneas rojas representan el intervalo de confianza estimado para cada una de ellas.

Un choque sobre el PIB de Latinoamérica y El Caribe determina un comportamiento sobre la serie IED en la región que comienza en un nivel alto, con el paso de los años la influencia crece de manera positiva hasta estabilizarse en el periodo 8, podemos observar entonces, que el PIB de Latinoamérica y El Caribe influye positivamente y en una gran proporción sobre el crecimiento de la IED de la región.

Grafica 1. PIB-LATAM

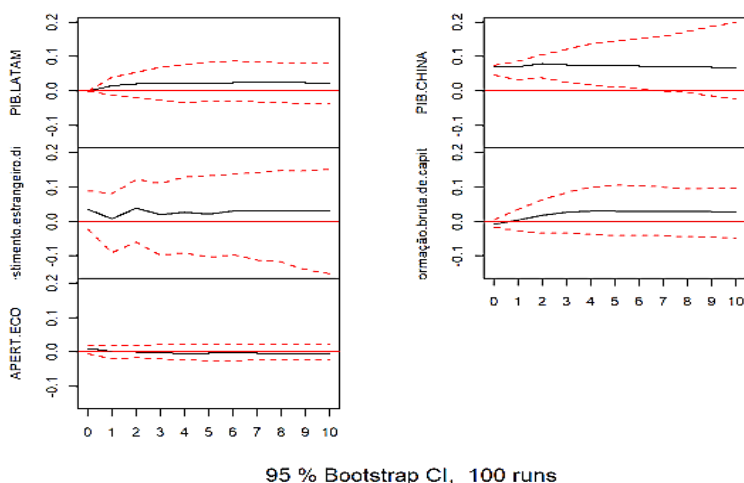


El impacto de un choque sobre el PIB de Latinoamérica y El Caribe determina un comportamiento sobre la serie apertura económica en la región prácticamente inexistente, el intervalo de confianza esta alrededor de cero, es decir que un aumento o una caída del PIB de la región no influye de forma directa en el aumento o la caída de la apertura económica. Por otro lado, un choque sobre el PIB de Latinoamérica y El Caribe determina un comportamiento sobre la serie PIB de China que al comienzo de nuestra serie se encuentra en un nivel bajo, pero con el paso del tiempo aumenta su influencia, manteniendo una tendencia creciente, indicándonos que un aumento en PIB de la región contribuye a un aumento en el PIB de China.



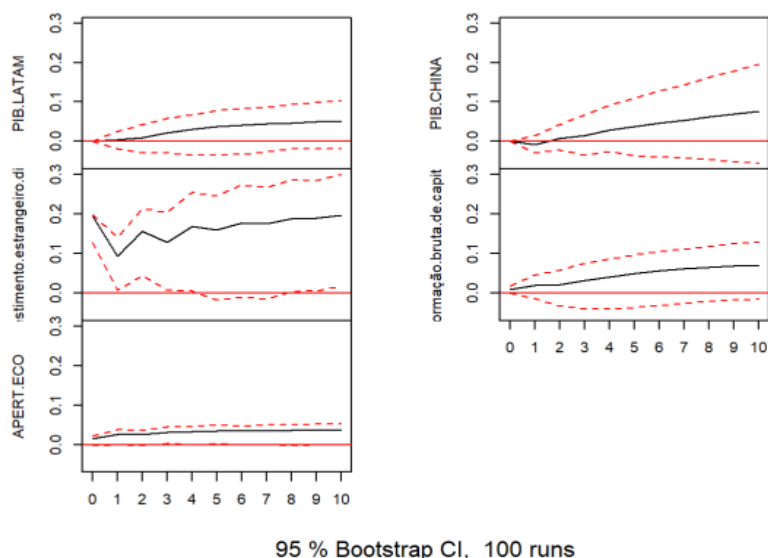
Por último, un choque sobre el PIB de Latinoamérica y El Caribe determina un comportamiento sobre la serie formación bruta de capital de la región que comienza en un nivel alto, tiende a disminuir con el tiempo y luego tiende a estabilizarse, podemos destacar que a lo largo de nuestra serie en estudio se ha establecido una relación positiva pero no directamente proporcional entre ambos indicadores, es decir grandes variaciones en el PIB de la región no tendrán la misma proporcionalidad en un aumento o queda sobre la formación bruta de capital de la misma.

Grafica 2. PIB-CHINA



Un choque sobre el PIB de China determina un comportamiento sobre la serie PIB de Latinoamérica y El Caribe que en un principio comienza en un nivel muy bajo, pero con el paso de los años su influencia toma un carácter más relevante, es decir a medida que han pasado los años en el periodo 1970-2020 el crecimiento de PIB de China ha influenciado positivamente el crecimiento de PIB de la región.

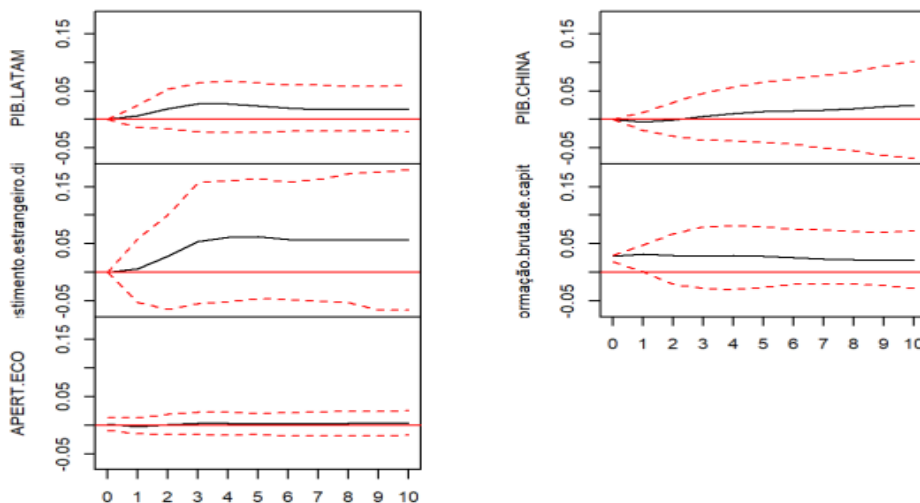
Grafica 3. IED





Un choque sobre IED determina un comportamiento sobre el PIB de Latinoamérica y El Caribe que comienza en un nivel bajo, con el paso de los periodos, su influencia se vuelve cada vez más importante, es decir que a medida que pasan los años en el periodo en estudio, la IED ha tenido impacto positivo en el crecimiento del PIB de la región.

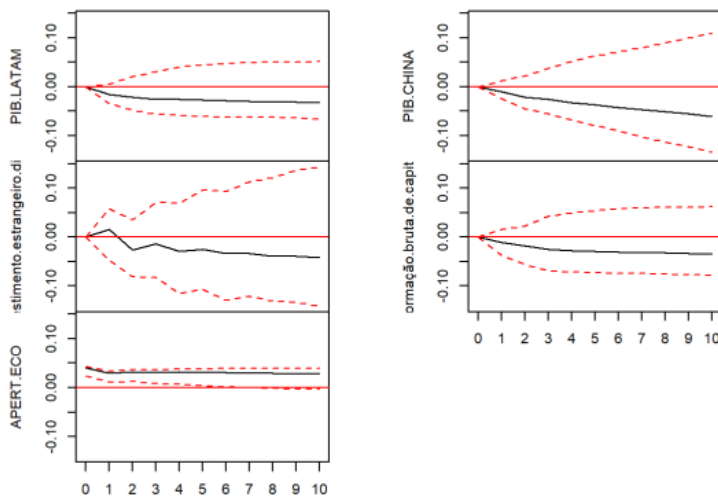
Grafica 4. FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL



95 % Bootstrap CI, 100 runs

Un choque sobre la formación bruta de capital de la región determina un comportamiento sobre la serie PIB de esta que comienza en un nivel bajo, conforme pasan los periodos su influencia comienza a aumentar, y a partir del periodo 6 tiende a estabilizarse. Es decir, que con el paso de los años se ha establecido una influencia positiva y estable entre ambos indicadores.

Grafica 5. APERT ECO



95 % Bootstrap CI, 100 runs



Un choque sobre la apertura económica de la región determina un comportamiento negativo sobre la serie PIB de esta, resaltando que la misma se mantiene constante a lo largo de los años en el mismo patamar. Es decir, que a lo largo del periodo en estudio la apertura económica de la región no ha jugado un papel determinante en lo que al crecimiento de esta se refiere.

Seguido, se trabaja la función de descomposición de la varianza. Pfaff (2011) explica la función de descomposición como un método basado en matrices del coeficiente de respuesta al impulso ortogonal Ψ_n , donde la varianza indica en qué proporción de la variabilidad de cada una de las variables que hacen parte del modelo planteado explican la variabilidad de la variable en estudio.

En este caso se observa en qué proporción la variación de las variables PIB LATAM, PIB CHINA, IED, FBC y APERT ECO explican la variabilidad de PIB LATAM en el instante en el que nuestro modelo tiende a estabilizarse.

A continuación, se presenta la función de descomposición de la varianza del modelo:

	PIB-LATAM	PIB-CHINA	IED	FBC	APERT-ECO
[1,]	100.00000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
[2,]	97.32913	1.254403	0.1055683	0.1986666	1.112232
[3,]	95.30587	1.701930	0.2472509	1.0282216	1.716732
[4,]	93.24048	1.790305	0.9522151	1.8502439	2.166754
[5,]	91.82951	1.793198	1.7331249	2.2591686	2.385003
[6,]	90.54741	1.890795	2.6317185	2.3252724	2.604805
[7,]	89.43252	2.033440	3.4559772	2.2618833	2.816177
[8,]	88.32551	2.173595	4.2902205	2.1730465	3.037627
[9,]	87.32573	2.264763	5.0801057	2.0939306	3.235471
[10,]	86.42426	2.308325	5.8330627	2.0248340	3.409514
[11,]	85.66063	2.314235	6.5067540	1.9629737	3.555409
[12,]	85.01495	2.296414	7.1006195	1.9067798	3.681232
[13,]	84.48187	2.261847	7.6091856	1.8577556	3.789345
[14,]	84.03860	2.215641	8.0454752	1.8167381	3.883543
[15,]	83.67276	2.161062	8.4176644	1.7836314	3.964881
[16,]	83.36816	2.101492	8.7376066	1.7571891	4.035554
[17,]	83.11383	2.039552	9.0134526	1.7360525	4.097114
[18,]	82.89853	1.977266	9.2537681	1.7190194	4.151419
[19,]	82.71436	1.915837	9.4648482	1.7052418	4.199711
[20,]	82.55461	1.855999	9.6522762	1.6940559	4.243059

En el instante 1, la variación de PIB LATAM se explica en su totalidad por su propia variación. El modelo tiende a estabilizarse en el instante 18 donde la variación del PIB Latinoamérica y El Caribe, se explica en un 82,9% por su propia variación, un 2% por la variación del PIB de China, un 9,3% por la variación de la IED, un 4.2% por la variación de la apertura económica y finalmente 1,7% por la variación la formación bruta de capital.



Conclusiones

El crecimiento económico de China tiene un impacto positivo en el crecimiento económico de América Latina. A través del análisis de las funciones impulso respuesta se puede afirmar que durante el periodo 1970-2020 el crecimiento de PIB de China ha influido positivamente al crecimiento del PIB de la región, y que esta influencia ha sido mayor con el paso de los años. Y según los resultados de la función de descomposición de la varianza del modelo, la variación del PIB Latinoamérica y El Caribe se explica en un 2 por ciento por la variación del PIB de China.

En general, el crecimiento económico de China ha sido positivo para la región, pero este también ha tenido efectos negativos. El principal efecto negativo es la re – primarización de las economías latinoamericanas que impide el crecimiento sostenido, y que ha sido consecuencia de la concentración de Inversión Extranjera Directa china en sectores intensivos en recursos naturales como minería, petróleo y gas, de los aumentos de precios de los recursos naturales y sus incentivos de corto plazo, y del comercio donde la región exporta de manera prácticamente exclusiva recursos naturales no procesados.

Por ello, para que América Latina haga efectivo todo el potencial que tiene para la región el crecimiento económico chino, debe aplicar políticas que generen un cambio estructural con mayor diversidad y contenido tecnológico. Se debe generar incentivos para canalizar las inversiones donde los beneficios de largo plazo sean más fuertes, y que permita la reasignación de los factores productivos a actividades de mayor complejidad, y con una mejor incorporación en las cadenas productivas globales impulsadas por China.

Referencias

- Akaike, Hirotugu (1985). Prediction and entropy. En: A. C. Atkinson y S. E. Fienberg (Eds.), *A Celebration of Statistics*. New York, Springer, 1–24.
- Banco Mundial (2020). *World Development Indicators*. New York, Banco Mundial.
- Banco Mundial (2016). *Commodity Markets Outlook*. Washington, Banco Mundial.
- Berjano, Carola (2019). Globalización con “características chinas”. El creciente rol de China en América Latina y el Caribe y sus principales desafíos. En: *Pensamiento Propio*, 49 - 50. 31 – 51.
- Bértola, Luis y Ocampo, José (2014). *Desarrollo, vaivenes y desigualdad. Una historia económica de América Latina*. Madrid. Secretaria general iberoamericana.
- Caputo, Orlando (2005). Estados Unidos y China: ¿locomotoras en la recuperación y en las crisis cíclicas en la economía mundial? En: Jaime Estay (comp.) *La economía mundial y America Latina*. Buenos Aires, CLACSO. 39 – 86-
- CEPAL (2018). *Explorando nuevos espacios de cooperación entre América Latina y el Caribe y China*. Santiago de Chile, Naciones Unidas.
- CEPAL (2016). *Relaciones económicas entre América Latina y el Caribe y China oportunidades y desafíos*. Santiago de Chile, Naciones Unidas.



CEPAL (2004). Aspectos estratégicos de la relación entre China y América Latina y el Caribe. En: *Panorama de la inserción internacional de América Latina y el Caribe, 2004 tendencias 2005*. Santiago de Chile, CEPAL. 151 – 188.

CEPAL (1996). *Transformación productiva con equidad. La terea prioritaria del desarrollo de América Latina y el Caribe en los años noventa*. Santiago de Chile, CEPAL.

CEPAL (1995). *América Latina y el Caribe: políticas para mejorar la inserción en la economía mundial*. Santiago de Chile, Naciones Unidas.

Chang, Ha-Joon (2020). Construir un multilateralismo favorable al desarrollo hacia un "nuevo" nuevo orden económico internacional. En: *Revista CEPAL*, 132 (diciembre): 67–78.

Chang, Ha-Joon (2009). *Industrial Policy: Can We Go Beyond an Unproductive Confrontation?* Seoul, ABCDE (Annual World Bank Conference on Development Economics)

Chen, Yuanting y Li, Han (2017). La nueva Etapa del "Desarrollo Constructivo" de las relaciones sino-latinoamericanas. En: *Relaciones Internacionales*, 53. 149 – 163.

Detsch, Claudia (2018). Escaramuzas geoestratégicas en el «patio trasero» China y Rusia en América Latina. En: *Nueva Sociedad*, 275 (mayo-junio). 74 – 91.

Dickey, David y Pantula, Sastry (1987). Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. En: *Journal of Business & Economic Statistics*, 5 (4). 455 – 461.

Dickey, David y Fuller, Wayne (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. En: *Econometrica*, 49 (4). 1057 173.

Gallagher, Kevin, Irwin, Amos y Koleski, Katherine (2012). *The new banks in town: Chinese finance in Latin America*. Inter-American Dialogue Report, Washington, DC.

Gallagher, Kevin y Myers, Margaret (2017). *China-Latin America Finance Database*. Washington: Inter-American Dialogue.

Johansen, Søren (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. En: *Econometrica*, 59 (6). 1551 – 1580.

Karl, Terry (1997). *The paradox of the Plenty. Oil booms and Petro-States*. Berkeley, University of California Press.

Lin, Justin (2010). *Demystifying the Chinese Economy*. New York, Cambridge University Press.

Miranda, Rafael (2021). Cambio estructural para la reducción de la pobreza. Análisis desde el neo – estructuralismo latinoamericano. En: *Iberoamericana – Nordic Journal of Latin American and Caribbean Studies*, 50 (1). 19 – 27.

Miranda, Rafael (2020). Latin America looking for its autonomy: The role of extra-hemispheric relations. En: *Humana del Sur. Revista de Estudios Latinoamericanos, Africanos y Asiáticos*, 15 (29). 235 – 257.

Ocampo, José (2011). Macroeconomía para el desarrollo: políticas anticíclicas y transformación productiva. En: *Revista CEPAL*, 104 (agosto): 7–35.

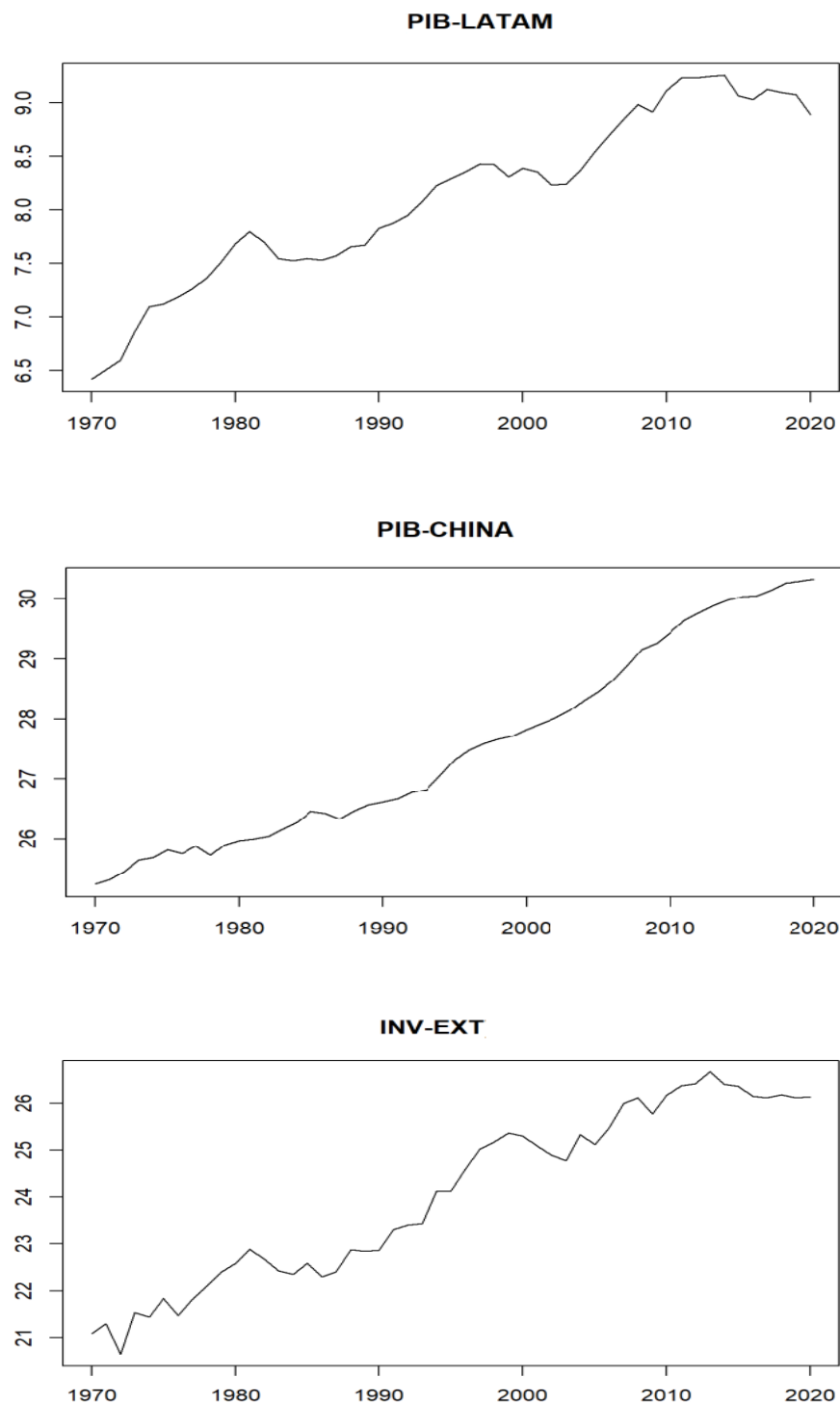


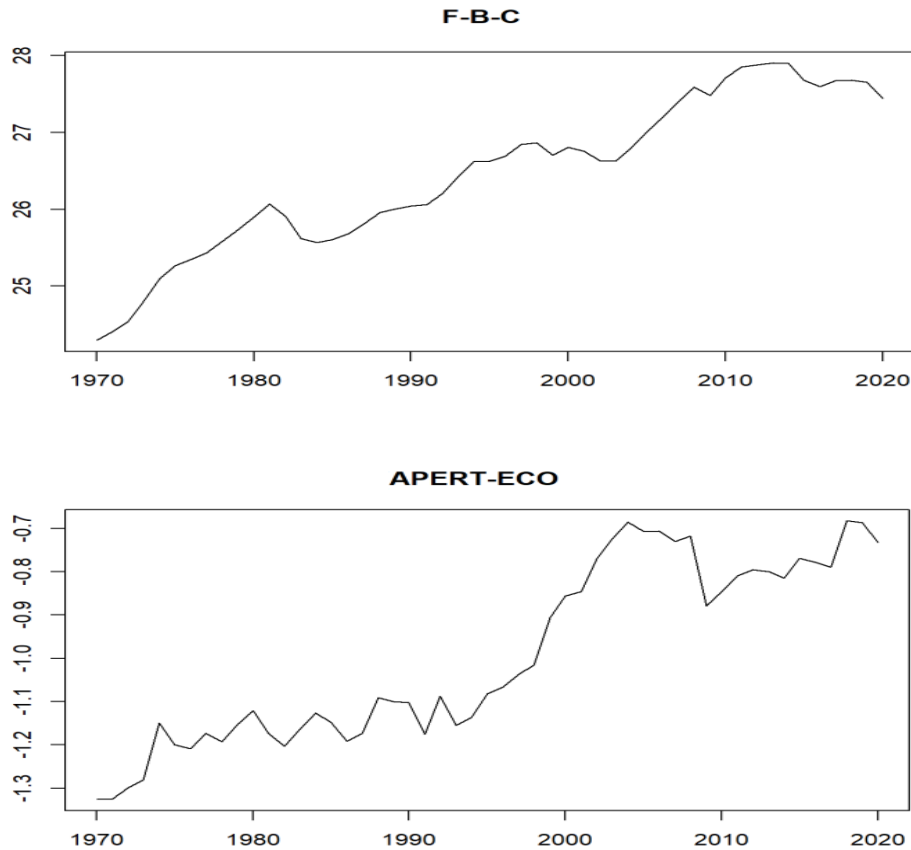
- Ocampo, José (2005). La búsqueda de la eficiencia dinámica: dinámica estructural y crecimiento económico en los países en desarrollo. En: José Ocampo (Ed.). *Más allá de las reformas: dinámica estructural y vulnerabilidad macroeconómica*, Bogotá: CEPAL. 3 – 50.
- Palma, Gabriel (2005). Cuatro fuentes de “desindustrialización” y un nuevo concepto del “síndrome holandés”. En: José Ocampo (Ed.). *Más allá de las reformas: dinámica estructural y vulnerabilidad macroeconómica*, Bogotá: CEPAL. 79 – 129.
- Pfaff, Bernard (2011). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. New York, Springer.
- Prebisch, Raúl (1973). *Problemas teóricos y prácticos del crecimiento económico*, Santiago de Chile. CEPAL.
- Ríos, Xulio (2018). Inflexiones y reflexiones a propósito de la relación China-América Latina y el Caribe. En: *Humania del Sur*, 13 (25). 23 – 39.
- Rodrik, Dani (2013). *Structural change, fundamentals, and growth: an overview*. Washington. World Bank.
- Rosales, Oswaldo y Kuwayama, Mikio (2012). China y América Latina y el Caribe: Hacia una relación económica y comercial estratégica. En: *Serie Libros de la CEPAL*, 114 (LC/G.2519-P), Santiago de Chile, CEPAL.
- Rosales, Oswaldo y Kuwayama, Mikio (2007). América Latina en el encuentro de China e India: perspectivas y desafíos en comercio e inversión. En: *Revista de la CEPAL*, 93. 85 – 108.
- Ross, Michael (2001). Does oil hinder democracy? En: *World Politics*, 53 (3). 325-361.
- Schwarz, Gideon (1978). Estimating the dimension of a model, En: *Annals of Statistics*, 6 (2): 461–464.



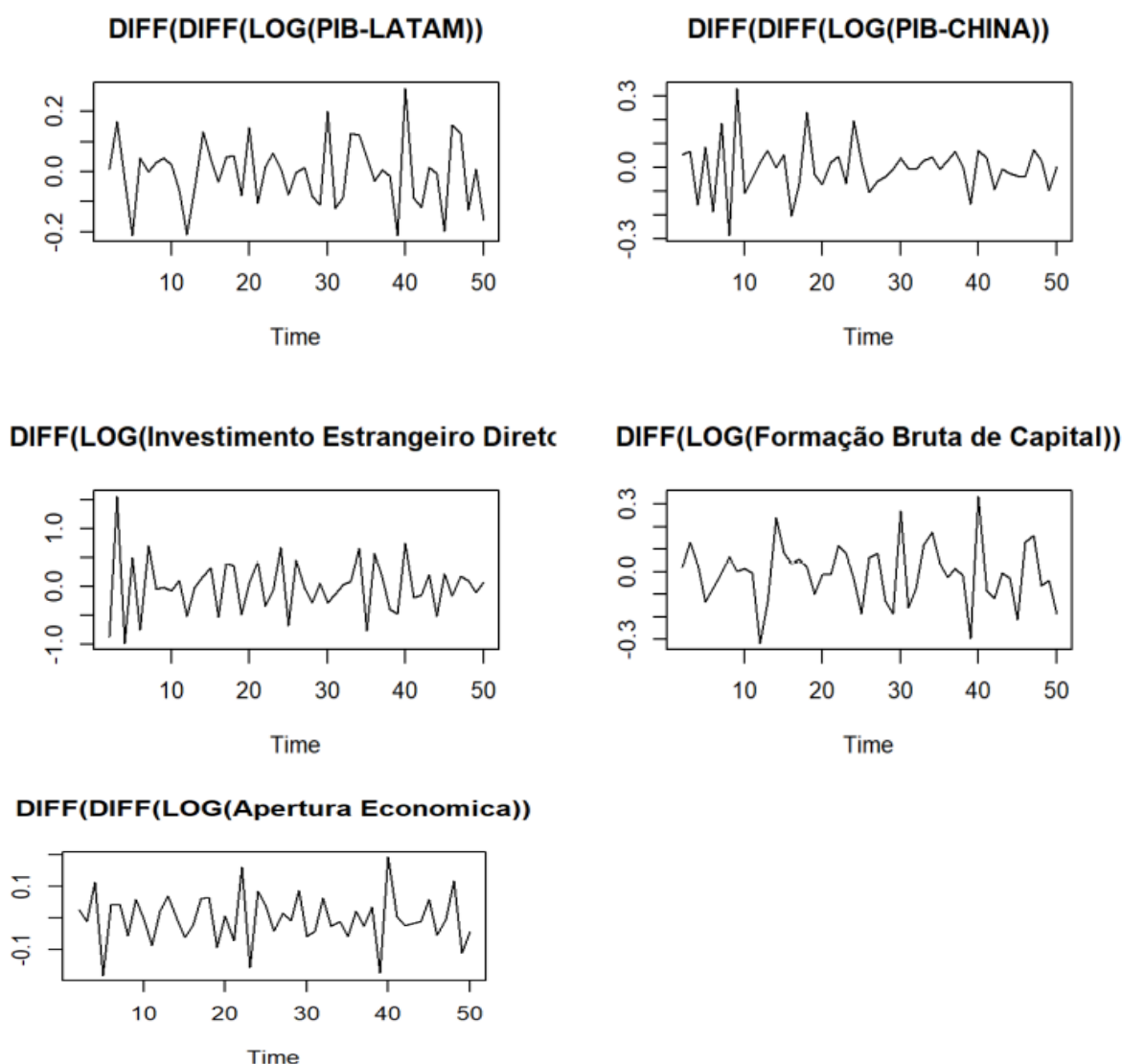
Apéndice

1. Verificación del patrón de heteroscedasticidad de la serie





El análisis gráfico realizado a las variables en estudio determinó la presencia de tendencia en cada una de ellas. Para poder continuar con el análisis es necesario eliminar la presencia de la misma, motivo por el cual luego de la aplicación de varios artificios econométricos, se aplicó logaritmo y segunda diferencia a las variables PIB-LATAM, PIB-CHINA y APERTURA ECONOMICA, para las variables INVERSION EXTRANJERA DIRECTA y FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL no fue necesario la aplicación de una segunda diferencia para controlar esta problemática.



Luego de aplicar logaritmo y diferencias a las series en estudio no deberíamos tener problemas de raíz unitaria, además podemos descartar la aplicación de un modelo con tendencia determinística.

2. Prueba de raíz unitaria

Se asumió un máximo de tres raíces unitarias para cada variable utilizadas en el modelo: PIB-LATAM, PIB-CHINA, APERTURA ECONOMICA, INVERSION EXTRANGERA DIRECTA y FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL. Todas las variables han sido transformadas linealmente aplicando logaritmo y diferencias. Es muy poco probable que haya más de tres raíces en las variables económicas, de ahí la elección. También porque la inspección gráfica no muestra una tendencia estocástica de tal magnitud.

Las pruebas de Dickey & Pantula (1987) para tres raíces unitarias constan de tres pasos. En primer lugar, se analiza la existencia de tres raíces unitarias. Al rechazar esta hipótesis, se prueban dos raíces unitarias. Finalmente, un tercer paso es verificar la presencia de una sola raíz, en caso de que se rechace la hipótesis de dos raíces unitarias.



Mediante el uso de la función LAPPLY disponibilizado en el software R estudio podemos realizar la prueba de raíz unitaria a todas las variables mediante el uso de un solo algoritmo.

```
## $`PIB-LATAM`
##          tau1
## statistic -7.296875
##
## $`PIB-CHINA`
##          tau1
## statistic -7.763024
##
## $`investimento estrangeiro direto
##          tau1
## statistic -9.550469
##
## $`Formação bruta de capital`
##          tau1
## statistic -4.978879
##
## $`APERT-ECO`
##          tau1
## statistic -7.797777
##
##          adf[[1]]@cval
##
##          1pct 5pct 10pct
## tau1 -2.62 -1.95 -1.61
```

Habiendo descartado la presencia de 3 raíces unitarias, partimos directamente a testar la presencia de 2 raíces unitarias, donde probaremos la hipótesis de existencia de dos raíces unitarias bajo la hipótesis alternativa de existencia de solo una. También se deben incluir los rezagos de la variable dependiente para eliminar la correlación de los residuos, observada por el análisis del correlograma. El número de retrasos se define por los criterios Akaike (1985) y Schwarz (1978), con el objetivo de garantizar la elección adecuada del número de retraso.

Los modelos testados poseen a las siguientes formas estructurales:

$$\nabla^3 y_t = \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\nabla^3 y_t = \alpha + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\nabla^3 y_t = \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t$$

La prueba de hipótesis individual de Dickey y Pantula (1987) para la segunda es la siguiente:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 < 0, \beta_2 = 0 \\ H_A : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0 \end{cases}$$



Las estadísticas de prueba son $t_1 = \hat{\beta}_1/s_{\beta_1}$ e $t_2 = \hat{\beta}_2/s_{\beta_2}$. Los valores críticos fueron calculados por Dickey y Pantula (1987) y simulados a través del software R estudio. El criterio de decisión define que si $\hat{t}_1 < \tau^{crit}$ se rechaza la hipótesis nula.

Los valores críticos están disponibles en Dickey y Fuller (1981), de acuerdo con el modelo utilizado, el nivel de significancia y el tamaño de la muestra. El criterio de decisión define que si: rechaza la hipótesis nula de que el modelo tiene constante, si $t_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$,

Se rechaza la hipótesis nula de que el modelo tiene tendencia.

Las pruebas fueron ejecutadas inicialmente para cada una de las variables y luego para el modelo completo, obteniéndose que el estadístico *Tau1* pertenece para cada una de las series a la región crítica (los valores de cada una de las raíces son mayores en modulo), lo que quiere decir que no tenemos raíces unitarias para cada una de las series estudiadas en log y con primera y segunda diferencia, motivo por el cual rechazamos *Ho*. Nuestras series son integradas de segundo (2) orden, es decir, poseen dos raíces unitarias y constante.

3. Cointegración

La cointegración por el procedimiento de Johansen (1991) se basa en el Teorema de Representación de Grainger. Este teorema establece que si un grupo de variables se cointegran entre sí, entonces el vector de cointegración tiene una representación en forma de modelo de corrección de errores. El modelo de corrección de errores es una variación de la metodología VAR. Mediante la aplicación de esta metodología establecemos el orden del modelo Var.

```
m2=VARselect(Dados1, lag.max = 3 , type = "both")
m2

## $selection
## AIC(n)  HQ(n)  SC(n) FPE(n)
##      2      2      1      2
##
## $criteria
##           1           2           3
## AIC(n) -2.468067e+01 -2.522555e+01 -2.496046e+01
## HQ(n)  -2.416505e+01 -2.434164e+01 -2.370825e+01
## SC(n)  -2.331625e+01 -2.288655e+01 -2.164687e+01
## FPE(n)  1.931389e-11  1.170008e-11  1.696069e-11
```

A través del software R estudio, ejecutamos el comando 'both' porque se está estimando un modelo con constante y tendencia, aplicamos el análisis a nuestra base de datos sin logaritmo y diferencias y como resultado podemos observar en la salida que siguiendo el criterio de decisión FPE tenemos un modelo de orden 2.

Habiendo determinado el número de raíces unitarias y el orden del modelo VAR podemos aplicar la metodología de Johansen (1991) para obtener el número de vectores de cointegración. El cálculo del número de vectores de cointegración resulta vital para aplicar el modelo de Vectorial de Corrección de Errores (VEC-M) presentado en el artículo, tal procedimiento fue realizado a través del software Restudio:



```
## #####
## # Johansen-Procedure #
## #####
##
## Test type: maximal eigenvalue statistic (lambda max) , without linear trend and constant i
n cointegration
##
## Eigenvalues (lambda):
## [1] 5.775979e-01 4.949291e-01 3.922071e-01 1.397464e-01 6.915117e-02
## [6] 1.942890e-15
##
## Values of teststatistic and critical values of test:
##
##          test 10pct 5pct 1pct
## r <= 4 | 3.51 7.52 9.24 12.97
## r <= 3 | 7.38 13.75 15.67 20.20
## r <= 2 | 24.40 19.77 22.00 26.81
## r <= 1 | 33.47 25.56 28.14 33.24
## r = 0 | 42.23 31.66 34.40 39.79
..
```

Los valores de lambda fueron 5.775979e-01, 4.949291e-01, 3.922071e-01, 1.397464e-01, 6.915117e-02, y 1.942890e-15 los cuales representan los valores de los autovalores calculados para este sistema. Los valores críticos y la estadística de la prueba son calculados en función de esos valores lambda.

Los valores de $r = 0$ hasta $r \leq 4$ representan la hipótesis nula, realizando la prueba para $r \leq 3$, observamos que la estadística de la prueba es 7,38, menor que los valores críticos 13.75, 15.67 y 20.20; por lo tanto, no rechazamos H_0 , estamos en presencia de 3 vectores de integración.

4. Análisis de estabilidad de las raíces

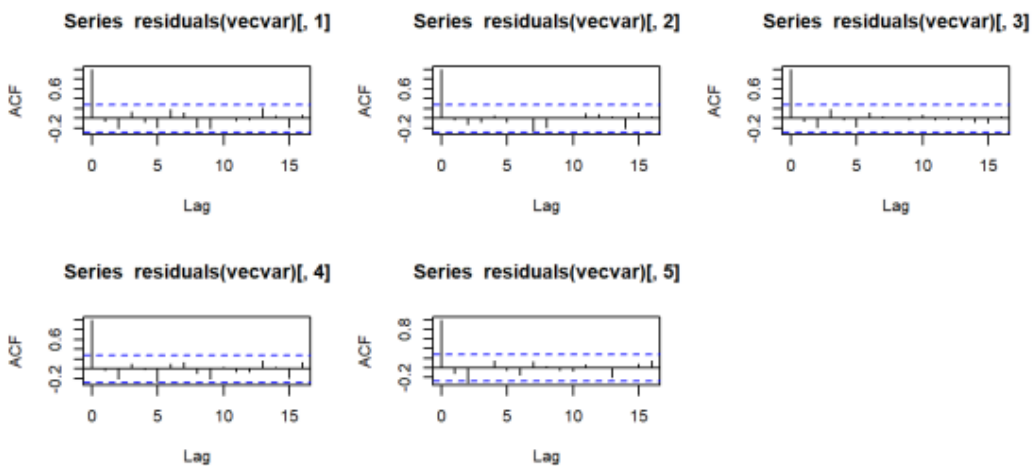
```
autoval <- roots(modelo.var)
roots(modelo.var)

## [1] 0.9823102 0.9132032 0.8065308 0.8065308 0.6597713 0.6446529 0.6446529
## [8] 0.6025183 0.2084020 0.1314178
```

Las raíces del polinomio característico y sus módulos son todas menores a la unidad (1). El modelo es estacionario, no tiene raíces unitarias y por lo tanto los estimadores son consistentes.



5. Residuos del modelo



No se detectó correlación serial en el modelo aplicado.

6. Prueba LM

```
model.BG=serial.test(vecvar, lags.bg=9, type='BG')  
  
## WAITING TO PRINT(LMTEST, PARAMETER1, PARAMETER2): NANS PRODUZIDOS  
  
model.BG  
  
##  
## Breusch-Godfrey LM test  
##  
## data: Residuals of VAR object vecvar  
## Chi-squared = 245, df = 225, p-value = 0.1717
```

No tenemos presencia de correlación en los rezagos hasta el rezago numero 9, p-value=0,1717 >0,05



7. Prueba de Portmanteau

```
serial.test(vecvar, lags.pt = 15)

##
## Portmanteau Test (asymptotic)
##
## data: Residuals of VAR object vecvar
## Chi-squared = 328.57, df = 330, p-value = 0.5118

model.pt.asy=serial.test(vecvar,lags.pt=15, type='PT.asymptotic')
model.pt.asy

##
## Portmanteau Test (asymptotic)
##
## data: Residuals of VAR object vecvar
## Chi-squared = 328.57, df = 330, p-value = 0.5118
```

A través de la prueba de Portmanteau podemos asegurar la no presencia de correlación serial hasta el rezago número 15, $p\text{-value} = 0,5118 > 0,05$.