

Crecimiento económico y sectores productivos: algunos datos empíricos sobre países de renta media en el período reciente

Aline de Souza Vicente, Luciano Ferreira Gabriel y Luciano Dias de Carvalho

Recibido: 15/05/2022
Aceptado: 26/09/2024

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar cómo afectó el proceso de cambio estructural al crecimiento económico de los países en desarrollo de renta media entre 1960 y 2019, especialmente del Brasil (entre 1948 y 2020). Para ello, se utilizaron el modelo de autorregresión vectorial (VAR) y los datos de panel. El modelo VAR sugiere que el proceso de cambio estructural brasileño provocó el aumento de la influencia del sector de los servicios en el crecimiento económico debido a la transferencia de recursos de sectores de alta productividad a sectores de menor productividad, lo que redujo la tasa de crecimiento económico. Con respecto a los datos de panel, los resultados sugieren que el crecimiento económico de la muestra de países sigue muy influido por el sector industrial y que la pérdida de dinamismo del sector industrial en el Brasil es uno de los factores que explican su situación de rezago.

Palabras clave

Crecimiento económico, estructura económica, ajuste estructural, productividad, sector industrial, países de ingreso medianos, Brasil.

Clasificación JEL

L6, L8, O1, O11, O14

Autores

Aline de Souza Vicente tiene una Maestría en Economía del Programa de Posgrado Stricto Sensu de la Universidad Federal de Viçosa (UFV) (Brasil). Correo electrónico: alinnetr@hotmail.com.

Luciano Ferreira Gabriel es Profesor e Investigador del Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad Federal de Juiz de Fora (UFJF), Profesor de Posgrado en Economía (DEE) en la Universidad Federal de Viçosa (UFV) y del Posgrado en Economía Aplicada de la UFJF, además de becado de Productividad del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) (Brasil). Correo electrónico: lucianofg@gmail.com.

Luciano Dias de Carvalho es Profesor e Investigador del Departamento de Economía y Profesor de Posgrado en Economía (DEE) en la Universidad Federal de Viçosa (UFV) (Brasil). Correo electrónico: lucianodc@gmail.com.

I. Introducción

La literatura clásica de la economía del desarrollo así como la literatura estructuralista (Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL))¹ establecen una estrecha relación entre la composición sectorial de una economía y su tasa de crecimiento económico. Existen sólidos argumentos en la literatura económica a favor de la especificidad sectorial en el comportamiento del crecimiento económico. Esto implica que una unidad de valor agregado, en cuanto a sus efectos instigadores o potenciadores del crecimiento, no equivale necesariamente a otra de otro sector económico (Tregenna, 2009).

Porcile, Spinola y Yajima (2023) explican que la composición sectorial de un país puede deducirse de su patrón de especialización internacional, expresado en la elasticidad-renta de sus exportaciones e importaciones. Así pues, las dimensiones institucionales, las relaciones de poder entre las clases y el gobierno y, principalmente, las estructuras productivas desempeñan un papel fundamental en los resultados económicos.

En las últimas décadas, la relación entre los cambios estructurales y el crecimiento económico se ha convertido en un tema importante para la economía y ha despertado el interés de varios autores como Kaldor (1966), Kuznets (1966), Baumol (1967), Pasinetti (1993) y, más recientemente, Ngai y Pissarides (2007), Rodrik (2013a y 2013b), Nassif, Feijó y Araújo (2015), Vu (2017), Lavopa y Szirmai (2018), y Gabriel y Ribeiro (2019), entre otros.

Rodrik (2013a) sostiene que una de las dinámicas que afectan al crecimiento económico es el cambio estructural, es decir, la aparición y expansión de nuevos sectores y la transferencia de mano de obra de las actividades tradicionales a las modernas². De forma más específica, Su y Yao (2016) exploran el papel concreto de la industria manufacturera como principal motor de crecimiento económico de las economías de renta media. Los autores hallaron que la industria presenta tres características principales muy significativas para el crecimiento económico: que la industria tira de los servicios, no al revés; que existe una fuerte relación entre la disminución o el aumento de la tasa de crecimiento del sector manufacturero y la disminución o el aumento del sector de los servicios a corto y largo plazo, y que el desarrollo de la industria manufacturera promueve incentivos al ahorro, acelera el ritmo de acumulación tecnológica y, en comparación con otros sectores, aumenta el uso de capital humano y de las instituciones nacionales.

En Felipe y otros (2012) queda patente que la literatura clásica sobre el desarrollo económico defiende que lo que diferencia a los países, y lo que determina su riqueza, es su estructura productiva y las características específicas de los productos que exportan, principalmente bienes comercializables como los productos manufacturados. Además, Gala (2017) explica que el desarrollo económico y el nivel de renta per cápita dependen en gran medida de las capacidades productivas del país y de su capacidad de producir bienes más complejos y sofisticados.

Este trabajo investiga empíricamente cómo afectó el proceso de cambio estructural entre 1960 y 2019 al crecimiento económico de 31 países en desarrollo considerados de renta media, es decir, cuya renta per cápita se sitúa entre 3.996 y 12.375 dólares (a precios de 2019). Se presta especial atención al caso brasileño, en situación de rezago en las últimas décadas³. En el caso del Brasil, debido a la disponibilidad de datos, el período analizado se amplía de 1948 a 2020. Para lograr dicho objetivo, se utilizan herramientas econométricas de datos de panel para la muestra heterogénea de

¹ Véanse ejemplos de autores clásicos del desarrollo económico en Myrdal (1957), Rosenstein-Rodan (1943) y Hirschman (1958), entre otros.

² En la industria manufacturera o en el sector de los servicios más sofisticados, como las tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC), la ingeniería de *software* y las finanzas, entre otros.

³ Véase Nassif, Feijó y Araújo (2015).

países y la metodología de vectores autorregresivos (VAR) para el caso brasileño. Al aplicar estas dos metodologías, se pueden contrastar los resultados del Brasil con una muestra representativa de países en desarrollo en el mismo tramo de ingresos.

Ante el elevado número de países que están experimentando una desindustrialización prematura, algunos autores han afirmado recientemente que el desarrollo a través del crecimiento de la industria se ha vuelto más difícil (Eichengreen y Gupta, 2013; Rodrik, 2016). A pesar de la importancia de la manufactura, cada vez hay más literatura que da una mayor importancia al sector de los servicios como el nuevo motor de crecimiento económico de las economías en desarrollo (Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura, 2009; Szirmai y Verspagen, 2015). El sector de los servicios representa, en promedio, más del 60% del producto interno bruto (PIB) de las economías avanzadas, y algunas actividades como el desarrollo de *software*, los servicios financieros y el turismo, entre otras, desempeñan un papel importante como actividades económicas líderes e impulsoras del crecimiento económico, como en el caso de la India (Dasgupta y Singh, 2005).

A la vista de los recientes debates sobre el grado de importancia del sector manufacturero y sus implicaciones para el crecimiento sostenido de los países en desarrollo, así como la creciente influencia del sector de los servicios en esta dinámica, este artículo contribuye a la literatura con un entendimiento renovado del papel del sector manufacturero en relación con otros sectores, tanto en el Brasil como en una muestra heterogénea de países de renta media. Las relaciones dinámicas presentadas en el artículo complementan la literatura empírica en varias cuestiones relativas a la importancia del sector manufacturero para las economías en desarrollo y para el Brasil en particular.

II. Sectores económicos y crecimiento: breve revisión de la literatura y los datos empíricos

Desde las primeras contribuciones a la literatura sobre el desarrollo económico (como Chenery, 1960, y Kuznets, 1966) hasta los estudios más recientes sobre las fuentes de crecimiento y recuperación económicas (como McMillan, Rodrik y Verduzco-Gallo, 2014), existe una larga tradición en el pensamiento económico que vincula el desarrollo económico al proceso de cambio estructural, es decir, a la evolución progresiva de la economía desde la producción de bienes simples —que requieren típicamente un uso intensivo de mano de obra o recursos naturales— hacia la manufactura de bienes complejos y más sofisticados —como los que hacen un uso intensivo de capital y tecnología—.

Sobre la base de algunos autores clásicos de este debate, como Kaldor (1966) y Kuznets (1966), se puede constatar que el crecimiento económico y el cambio estructural están estrechamente interrelacionados. Esto puede observarse cuando hay transferencia de recursos y mano de obra de un sector menos productivo, como la agricultura, a un sector más productivo, como el sector manufacturero, a lo largo de las diferentes etapas de desarrollo. Kaldor (1967) en particular demostró empíricamente la influencia predominante del sector manufacturero en la tasa de crecimiento económico y presentó varios argumentos empíricos sobre el papel especial que desempeña la industria en el crecimiento económico, como la alta productividad del sector (Kaldor, 1967, pág. 12), sus efectos de encadenamiento hacia delante y hacia atrás (Kaldor, 1967, pág. 23), y su influencia sobre la demanda en virtud de la ley de Engel⁴ (Kaldor, 1967, pág. 29).

Partiendo de este contexto, casi ningún país ha logrado alcanzar y mantener un alto nivel de vida sin lograr avances significativos en su industria manufacturera, a excepción de unos pocos países ricos

⁴ Según la ley de Engel, cuanto menor sea la renta de una familia, la proporción de gastos en alimentos tenderá a ser mayor mientras que la proporción de gastos en otros bienes de consumo, como la salud y el ocio, entre otros, tenderá a ser menor.

en petróleo y pequeños paraísos financieros (Chang, 2016). El sector comercializable de la industria manufacturera es una de las principales vías para que una economía en desarrollo reduzca su brecha tecnológica. El principal vehículo de aprendizaje y adopción de tecnología es la inversión. La industria manufacturera requiere un alto nivel de capital e inversión, lo que genera importantes externalidades para otros sectores. Además, el mayor potencial de crecimiento de la productividad del sector manufacturero se ve beneficiado por la mayor capacidad del sector para alcanzar niveles más altos de acumulación de capital, economías de escala y progreso tecnológico en comparación con la agricultura y algunos servicios (Haraguchi, Cheng y Smeets, 2017; Lavopa y Szirmai, 2018; Szirmai, 2012).

Según Haraguchi, Cheng y Smeets (2017), los efectos de encadenamiento son especialmente marcados en la industria, pues presenta encadenamientos hacia atrás mucho mayores (en general) así como mayores encadenamientos hacia adelante en industrias basadas en recursos que el sector agrícola y el de los servicios. Es decir, el aumento de la producción industrial potencia aún más la producción tanto en el propio sector industrial como en otros sectores, a través de vínculos directos de producción y efectos multiplicadores indirectos, de modo que el sector manufacturero impulsa el crecimiento de toda la economía (Gabriel y Ribeiro, 2019). En países con un nivel de renta relativamente alto en particular, las industrias de alta tecnología —como los productos químicos y los vehículos de motor— contribuyen significativamente al empleo en servicios relacionados con la industria, especialmente los servicios empresariales, debido al efecto de encadenamiento (ONUDI, 2013).

Lo que es aún más importante: los servicios modernos como las telecomunicaciones, los servicios financieros, el desarrollo de *software*, la logística y el transporte también tienen un dinamismo tecnológico considerable, por lo que también se consideran potenciales impulsores del crecimiento económico. Según Lavopa y Szirmai (2018), el desarrollo próspero de los servicios en países como la India, entre otros, ha llevado a que se consideren otras vías de desarrollo posibles, y no exclusivamente el sector manufacturero.

En cuanto al sector de los servicios, Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) explican que los servicios empresariales se están convirtiendo cada vez más en una parte integral de las actividades manufactureras. El desarrollo de la industria manufacturera y el cambio estructural desempeñan, por lo tanto, un papel clave en el desarrollo de estos servicios modernos. Sin embargo, a medida que avanza la globalización, la producción manufacturera ha tenido lugar cada vez más dentro de las cadenas globales de valor. Este desplazamiento, que se ha acelerado particularmente en ciertas industrias desde finales de la década de 1980, puede reducir los vínculos de producción nacional y los efectos de inducción para estimular la economía. A pesar de esto, el mayor potencial de crecimiento de la productividad del sector manufacturero se sigue beneficiando de su mayor capacidad para lograr niveles más altos de acumulación de capital, economías de escala y progreso tecnológico en comparación con la agricultura y los servicios tradicionales menos productivos⁵ (Szirmai, 2012).

Szirmai (2012) y Szirmai y Verspagen (2015), a partir de análisis empíricos y hechos estilizados, presentan argumentos que apoyan la hipótesis de que la industria funciona como motor de crecimiento, al igual que en Haraguchi, Cheng y Smeets (2017). Según ellos, los países emergentes muestran una correlación positiva y significativa entre el nivel de desarrollo de su sector manufacturero y su renta per cápita. La transferencia de recursos de la agricultura al sector manufacturero supone una ventaja para el cambio estructural, particularmente para los países en desarrollo. Sin embargo, la transferencia de recursos de la industria al sector de los servicios puede suponer una desventaja para el cambio estructural, si este último trae consigo pocas actividades con una productividad mayor (Baumol, 1967). Según Szirmai y Verspagen (2015, pág. 47), el sector manufacturero brinda oportunidades especiales para la acumulación de capital, una de las fuentes agregadas de crecimiento económico, y mayores

⁵ Los servicios tradicionales menos productivos son los relacionados, por ejemplo, con restaurantes y burocracias específicas del sector público, entre otros.

economías de escala. Las inversiones productivas en el sector manufacturero requieren un uso intensivo de capital, como la minería y la construcción civil. Además, la industria manufacturera o de transformación tiende a abarcar actividades más avanzadas tecnológicamente, lo que facilita las externalidades y la difusión indirecta de tecnología.

En cuanto al progreso tecnológico, Lima, Gabriel y Jayme (2022) analizan empíricamente cómo influye la industria manufacturera —dividida en subsectores en función de su intensidad en investigación y desarrollo (I+D)— en el nivel de complejidad económica de una muestra de 28 países entre 1963 y 2012. Los resultados empíricos sugieren que la asignación de trabajadores a las actividades manufactureras con una mayor inversión en I+D tiene un impacto positivo en el nivel de sofisticación productiva de todos los países de la muestra analizada, mientras que en los sectores con menor I+D el impacto positivo es mayor en los países emergentes, y menor (e incluso negativo) en los países avanzados.

En el mismo ámbito que Szirmai (2012) y Szirmai y Verspagen (2015), Marconi, Reis y Araújo (2016) examinan la hipótesis de la industria manufacturera como motor de crecimiento a partir de las leyes de Kaldor con una muestra de 63 países: 32 países de renta baja y media a baja (de entre 1.036 y 4.085 dólares de renta per cápita) y 31 países de renta alta y media a alta (más de 4.085 dólares de renta per cápita). El período estudiado abarca de 1990 a 2011. Los resultados confirman la validez de las dos leyes de Kaldor, pues demuestran que un mayor aumento de la producción industrial conduce a un mayor crecimiento económico (primera ley de Kaldor) y a una mayor productividad industrial (segunda ley de Kaldor) en ambos grupos de renta. El efecto fue mayor en los países de renta baja y media a baja.

Rodrik (2013a) destaca dos dinámicas principales que influyen en el crecimiento económico a largo plazo. En primer lugar, el crecimiento depende de la acumulación de capacidades fundamentales en forma de capital humano e instituciones, como subrayan Romer (1990) y Acemoglu, Johnson y Robinson (2005), respectivamente. Sin embargo, dichas capacidades tienen altos costos de configuración y muestran complementariedades ya que tienden a generar un crecimiento lento hasta alcanzar cierto nivel de acumulación. El segundo punto importante es que el crecimiento económico proviene del cambio estructural, de la transferencia de trabajo de actividades de menor productividad a actividades económicas modernas de mayor productividad, como señala la literatura estructuralista.

Según Rodrik (2013a, pág. 5), el crecimiento de alto rendimiento es posible porque los efectos positivos de la industrialización pueden darse aun en presencia de niveles bajos de capacidades fundamentales, es decir, un país puede experimentar cambios estructurales importantes incluso con niveles bajos de capital humano e instituciones poco desarrolladas. Sin embargo, como señala Rodrik (2013a), existe un solapamiento entre las políticas necesarias para acumular capacidades fundamentales y las necesarias para promover cambios estructurales. Las primeras requieren una gama más amplia de inversiones y tiempo para lograr resultados positivos, y las segundas pueden darse mediante políticas mucho más limitadas, como la forma de promover la exportación de productos manufacturados.

Rodrik (2013b) demostró empíricamente que en la industria manufacturera hay fuertes relaciones de convergencia incondicional⁶: las industrias que comenzaron con niveles bajos de valor agregado inicial de manufactura por trabajador experimentaron un crecimiento de la productividad significativamente más rápido. Como es natural, la tasa de convergencia condicional es más rápida en países con instituciones mejores, capital humano, mayores vínculos comerciales y mayores niveles de desarrollo financiero, pero la industria sigue ejerciendo su cualidad de motor de crecimiento incluso en países con una mala gobernanza y menores niveles de desarrollo del capital humano (Rodrik, 2013a y 2013b).

En la misma línea que Rodrik (2013a y 2013b), Szirmai y Verspagen (2015) pusieron a prueba la relación entre la participación en el valor agregado de la industria manufacturera y el crecimiento del PIB per cápita con un panel de 92 países. Esta relación se examinó durante tres períodos (de

⁶ La muestra de Rodrik (2013b) abarca hasta 118 países desde 1965 hasta 2005.

1950 a 1970, de 1970 a 1990 y de 1990 a 2005) y se comparó con los resultados del sector de los servicios. El estudio, centrado principalmente en los resultados de las estimaciones conservadoras de Hausman y Taylor (1981), presenta la contribución de la industria manufacturera al crecimiento del PIB per cápita condicional al nivel de educación y la etapa de desarrollo. Los autores muestran que la industria manufacturera actúa como motor de crecimiento en los países de renta baja y media siempre que tengan un nivel suficiente de capital humano. El sector de los servicios no demostró poseer la cualidad de motor de crecimiento. En períodos más recientes, los resultados indican que se requiere un mayor nivel de capital humano (al menos de siete a ocho años de educación) para que la industria manufacturera ejerza de motor de crecimiento en los países en desarrollo.

Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) analizaron empíricamente si la importancia de la industria manufacturera en los países en desarrollo ha cambiado en cuanto a la calidad del desarrollo del sector (papel del sector manufacturero como motor de crecimiento) y a su cantidad (participación relativa del valor agregado manufacturero y del empleo en el PIB y en el empleo total, respectivamente). Al evaluar estos factores, los autores argumentan que la importancia en sí de la industria manufacturera en el desarrollo económico no cambió en los dos períodos analizados: de 1970 a 1990 y de 1990 a 2013.

Incluso después de 1990, según Haraguchi, Cheng y Smeets (2017), el sector manufacturero en los países en desarrollo continúa cumpliendo las condiciones necesarias para ser descrito como un motor de desarrollo económico, especialmente al tratarse de un alto crecimiento sostenido que mantiene al menos el mismo PIB y empleo total de 1970 a 1990. Así pues, los autores concluyen que la desindustrialización prematura en muchos países en desarrollo no se debió a cambios en la capacidad del sector como motor de crecimiento, ni siquiera a la cantidad de actividades manufactureras (en cuanto a empleo y valor agregado), sino que es atribuible principalmente a fallos en el desarrollo de la industria manufacturera⁷ en un número alto y relevante de estos países ante el rápido desarrollo del sector en un número reducido de países, que ha dado lugar a la concentración de las actividades manufactureras en países como China.

A diferencia de Rodrik (2016) y Eichengreen y Gupta (2013), Haraguchi, Cheng y Smeets (2017) no son pesimistas en cuanto a las posibilidades de los países emergentes de desarrollarse económicamente a través del sector industrial. Según los autores, es probable que China, tras su éxito en las industrias que requieren mucha mano de obra, actualice su estructura industrial siguiendo los pasos de los países de renta alta, que están más centrados en el capital. Cuando esto suceda, es posible que se creen oportunidades para que los actuales países de renta baja y media busquen actividades manufactureras en las cadenas globales de valor y recuperen su importancia a pesar de su desindustrialización prematura.

Por último, los autores reconocen que a pesar de estas oportunidades, la mayor liberalización del comercio internacional y el creciente papel de las cadenas globales de valor en la producción y en el comercio de manufacturados pueden haber intensificado la competencia de precios en el comercio internacional y haber dado claras ventajas a determinados países con economías de escala y aglomeración.

Según Lavopa y Szirmai (2018), los países que caen en la trampa de la pobreza o de la renta media son países que no han logrado sostener su transformación estructural en lo relativo al cambio estructural y la reducción de la brecha tecnológica⁸. En el caso concreto de los países de renta media, la trampa sería no lograr pasar de la competitividad en actividades de baja remuneración y tareas rutinarias a la competitividad en la producción basada en el conocimiento mediante el uso de innovaciones tecnológicas de vanguardia.

⁷ A través de políticas industriales defectuosas o efectos adversos de las ventajas comparativas, por ejemplo.

⁸ Para este análisis, los autores proponen un nuevo índice que captura las características destacadas de esta transformación estructural al observar dos variables de las cuales se dispone de datos de varios países a largo plazo: la proporción de la mano de obra empleada en sectores modernos (dimensión estructural) y la productividad laboral en los sectores modernos en relación con la productividad laboral en la frontera internacional (dimensión tecnológica). El nuevo índice combina ambas variables en una sola medida de modernización estructural.

En cuanto a los países de renta media a alta, Lavopa y Szirmai (2018) explican que el mayor desafío es reducir la brecha de productividad (promoviendo la innovación y el cambio estructural que aumenta la productividad) en lugar de aumentar el tamaño del sector moderno⁹ en sí. A medida que la producción distribuida en las cadenas globales de valor se vuelve más importante, reducir las brechas de productividad implica actualizarse dentro de estas cadenas y capturar segmentos dentro de ellas con un potencial de ventaja competitiva mayor.

Los países que han superado la trampa de la renta media, como la República de Corea, se sirvieron de políticas comerciales, industriales y tecnológicas con una competitividad internacional creciente¹⁰. En este caso, la expansión del sector moderno estuvo acompañada de una disminución de la brecha tecnológica. Según Lavopa y Szirmai (2018), esta trayectoria contrasta con la observada en el Brasil, donde la reducción de la brecha tecnológica no pudo sostenerse y, además, se produjo una intensa desindustrialización después de la década de 1980.

Doré y Teixeira (2023), al analizar el caso específico del crecimiento económico a largo plazo del Brasil (de 1822 a 2019), encontraron que el cambio estructural reviste una importancia crítica como elemento explicativo de la industrialización del país. Según los autores, si bien los abundantes recursos naturales brasileños han contribuido a impulsar el sector primario de la economía a lo largo de su historia, las políticas e inversiones específicas han sido las impulsoras de las actividades manufactureras, especialmente después de la década de 1930, y han ayudado a aumentar el desarrollo industrial y, en consecuencia, el crecimiento económico. Por último, los resultados de Doré y Teixeira (2023) sugieren que la desindustrialización prematura del Brasil observada después de la década de 1980 contribuyó en gran medida al semiestancamiento del país en las décadas siguientes.

III. Metodología

1. Modelo econométrico

El primer método utilizado en esta investigación fue el modelo de autorregresión vectorial (VAR), como se explica y se justifica a continuación, teniendo en cuenta las pruebas econométricas realizadas. Este método se utiliza para analizar los efectos del cambio estructural en la economía brasileña sobre su propio desarrollo. El modelo VAR es apropiado cuando se duda de cómo identificar las variables endógenas y exógenas. En el sistema VAR (p), el comportamiento de las variables, a grandes rasgos, se explica por p rezagos de la propia variable explicada y por p rezagos de las variables explicativas. De acuerdo con la metodología de los vectores autorregresivos, tenemos la siguiente especificación para el PIB real (la principal variable de interés):

$$\Delta y_t = \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta \text{sector}_{t-k+1} \dots \sum_{k=1}^p \sigma_{késimo} \Delta n.\text{sector}_{t-k+1} + \mu_t \quad (1)$$

donde Δy_t es la tasa de variación real del PIB del Brasil de un año a otro; Δy_{t-k} es la tasa de variación del PIB real en el período t rezagado en hasta k períodos (años); $\Delta \text{sector}_{t-k+1}$ es la tasa de variación real del sector de interés en el período t rezagado en hasta $t - k + 1$ años; $\Delta n.\text{sector}_{t-k+1}$ representa la tasa de variación real del n ésimo sector ($n.\text{sector}$) en el período t rezagado en hasta $t - k + 1$ años, y μ_t representa el término de error aleatorio. Además, α_k , β_k , $\sigma_{késimo}$ son los parámetros que estimar hasta

⁹ En Lavopa y Szirmai (2018), los sectores modernos son la minería, la industria manufacturera, los servicios públicos, la construcción y los servicios comercializables (es decir, transporte y telecomunicaciones, y servicios financieros y profesionales).

¹⁰ Porcile, Spinola y Yajima (2023) desarrollan un modelo formal de crecimiento económico limitado por la balanza de pagos, en el que uno de los posibles contextos es de políticas desarrollistas, como las implementadas en la República de Corea. En este caso, el objetivo es un tipo de cambio competitivo al tiempo que se implementa una fuerte política industrial para promover el aprendizaje y el cambio estructural.

el n -ésimo sector ($n.sector_{t-k+1}$). Los sectores económicos se presentan en el cuadro 1. Para realizar la prueba de estacionariedad se utilizó la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y la prueba de Phillips-Perron (PP). Dado que la prueba de ADF puede presentar problemas por su mayor propensión a no rechazar una hipótesis nula cuando es falsa, se optó por aplicar también la prueba de PP. En el cuadro 1 se presentan las variables del modelo VAR.

Además de las pruebas de estacionariedad y la elección del mejor rezago del modelo VAR (véase la sección IV.1), se realizaron análisis de cointegración entre las series económicas brasileñas. Se encontró que tanto para el modelo completo en logaritmo (en nivel) como sin ninguna transformación (series en términos reales), las pruebas de cointegración de Johansen no indicaron cointegración entre las series temporales. Los cuadros A2.1 y A2.2 muestran los resultados de las pruebas para el modelo completo con los resultados de la traza y el valor propio, respectivamente. Dado que las series temporales, en nivel, no estaban cointegradas, sino solo estacionarias en primera diferencia, el método VAR (p) es el más apropiado (Enders, 2004)¹¹.

Para identificar cómo puede afectar el proceso de cambio estructural al crecimiento económico de un país, se decidió utilizar el modelo econométrico con datos de panel con una muestra de 31 países de renta media (economías con una renta per cápita de 3.996 a 12.375 dólares a precios de 2019) en el período de 1960 a 2019. De este modo, los resultados del Brasil se pueden contrastar con una muestra heterogénea de países en desarrollo.

La especificación utilizada fue la siguiente:

$$realgdppc_{it} = \beta_0 + \beta_1 aggdps_{it} + \beta_2 indshare_{it} + \beta_3 servshare_{it} + \beta_4 gfkforshare_{it} + \beta_5 ttrade_{it} + \beta_6 openness_{it} + \beta_7 inflationrate_{it} + \mu_t + \eta_i + u_{it} \quad (2)$$

donde β_j son los parámetros que estimar; μ_t es el efecto específico del tiempo; η_i captura los efectos no observados de cada país i que no varían con el tiempo, y u_{it} es el término de error idiosincrásico.

En la ecuación (2), $realgdppc_{it}$ representa la tasa de crecimiento del PIB per cápita; $aggdps_{it}$ es la variable explicativa y representa la participación del sector agrícola; $indshare_{it}$ representa la participación del sector industrial (manufacturero), y $servshare_{it}$ representa la participación del sector de los servicios. Todas las participaciones sectoriales están en términos reales y como proporción del PIB real de cada país. Además, se agregaron variables de control como $gfkforshare_{it}$, que representa la formación bruta de capital fijo; $ttrade_{it}$, que representa los términos de intercambio; $openness_{it}$, que representa el grado de apertura de la economía, e $inflationrate_{it}$, que representa la inflación. Por último, cabe señalar que el subíndice i representa los países y el subíndice t , los años.

2. Descripción de los datos

Para la aplicación del modelo VAR, los datos relativos a la economía brasileña se obtuvieron a través del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN), disponible en la plataforma del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) y el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA). El SCN tiene como objetivo poner a disposición información básica sobre el desarrollo económico del país. Los datos anuales disponibles abarcan de 1948 a 2020, por lo que este fue el período elegido para el análisis.

El cuadro 1 presenta la descripción de las variables que se utilizaron en los dos enfoques del modelo VAR. El modelo se estimó en dos partes: en la primera parte, un modelo reducido con las tasas de variación del crecimiento económico y la tasa de variación de los tres sectores de la economía (agricultura, industria y servicios); en la segunda parte se utilizaron variables más específicas. En total,

¹¹ Según Enders (2004), si no estuvieran estacionarias sino cointegradas, el vector de corrección de errores (VEC) debería ajustarse.

se utilizaron ocho variables: *FBKF* - formación bruta de capital fijo; *PIBA* - PIB agrícola; *PIBI* - PIB del sector industrial; *FBKFME* - formación bruta de capital fijo: máquinas herramientas; *PIBS* - PIB del sector de los servicios; *PIBIT* - PIB de la industria de transformación; *PIBC* - PIB del comercio; *PIB* - PIB total.

Cuadro 1

Descripción de las variables utilizadas en el modelo VAR

Variable	Descripción	Fuente
$\Delta FBKF$	Variación porcentual anual de la formación bruta de capital fijo	Cálculos basados en datos del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA, 2021) y el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE, 2020), año base 2010.
$\Delta PIBA$	Variación real anual del PIB agrícola	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.
$\Delta PIBI$	Variación porcentual anual del PIB del sector industrial	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.
$\Delta FBKFME$	Variación porcentual anual de la formación bruta de capital fijo: máquinas herramientas	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.
$\Delta PIBS$	Variación porcentual anual del PIB del sector de los servicios	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.
$\Delta PIBIT$	Variación real anual del PIB de la industria de transformación	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.
$\Delta PIBC$	Variación real anual del PIB del comercio	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.
ΔPIB	Variación real anual del PIB total	Cálculos sobre la base del IPEA (2021) y el IBGE (2020), año base 2010.

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), IPEADATA [en línea] www.ipeadata.gov.br [fecha de consulta: 17 de diciembre de 2021] e Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "SCN - Sistema de Contas Nacionais", 2020 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9052-sistema-de-contas-nacionais-brasil.html?edicao=35337>.

Nota: Todas las variables se obtuvieron a través de datos de la encuesta de cuentas nacionales entre 1948 y 2020, disponible en el IBGE (2020) y el IPEA (2021).

Por su parte, los datos sobre los países para la aplicación del modelo de datos de panel se obtuvieron de la base de datos World Development Indicators (WDI) del Banco Mundial¹² y la Penn World Table 10.01 (PWT)¹³. La WDI presenta una serie de indicadores de desarrollo del Banco Mundial mientras que la PWT es un conjunto de datos nacionales desarrollado por Feenstra, Inklaar y Timmer (2015). Los datos anuales abarcan el período de 1960 a 2019, para una muestra de 31 países de renta media¹⁴. En el cuadro 2 se presenta un resumen de la descripción de todas las variables que se utilizaron en el modelo de datos de panel.

Cuadro 2

Descripción de las variables utilizadas en el modelo de datos de panel

Variable	Descripción	Fuente
<i>realgdp</i>	Producto interno bruto (PIB) per cápita (dólares estadounidenses a precios constantes de 2010)	Penn World Table 10.01
<i>aggdps</i>	Valor agregado de la agricultura, la silvicultura y la agropecuaria (En porcentajes del PIB)	Penn World Table 10.01
<i>indshare</i>	Valor agregado del sector industrial (En porcentajes del PIB)	Penn World Table 10.01
<i>servshare</i>	Valor agregado del sector de los servicios (En porcentajes del PIB)	Penn World Table 10.01
<i>gkforshare</i>	Formación bruta de capital fijo (En porcentajes del PIB)	World Development Indicators (WDI)
<i>ttrade</i>	Ajuste de los términos de intercambio	WDI
<i>openness</i>	Grado de apertura de la economía (En porcentajes del PIB)	WDI
<i>inflationrate</i>	Inflación, precios al consumidor (En porcentajes anual)	WDI

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Banco Mundial, "World Development Indicators (WDI)" [base de datos en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> y R. C. Feenstra, R. Inklaar y M. P. Timmer, "The next generation of the Penn World Table", *The American Economic Review*, vol. 105, N° 10, 2015.

¹² Véase [en línea] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

¹³ Véase [en línea] <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>.

¹⁴ Albania, Argentina, Belarús, Belice, Botswana, Brasil, Bulgaria, China, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Federación de Rusia, Gabón, Georgia, Guatemala, Indonesia, Irán, Jamaica, Jordania, Líbano, Libia, Malasia, México, Namibia, Paraguay, Perú, República Bolivariana de Venezuela, República Dominicana, Sudáfrica, Tailandia y Türkiye.

IV. Resultados y discusión

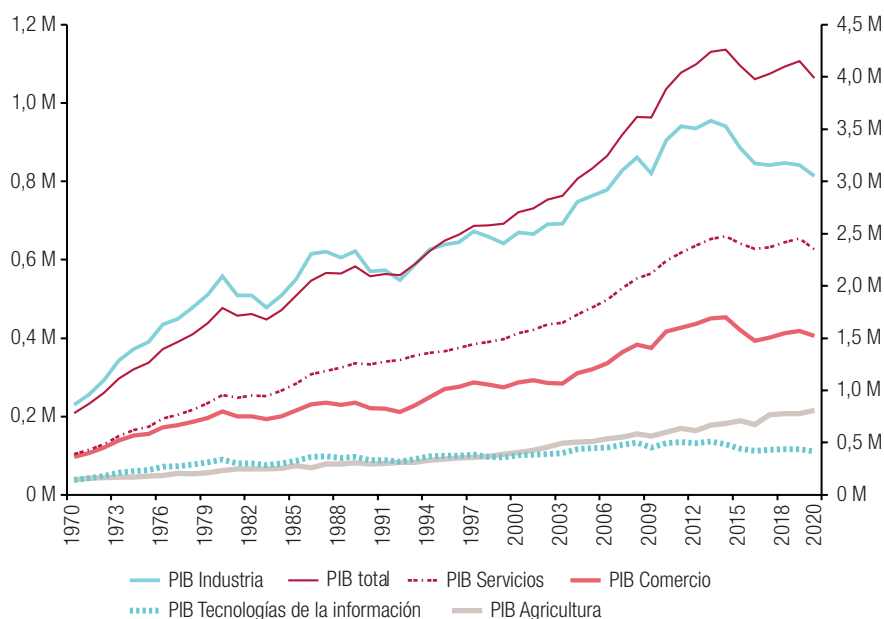
1. El modelo VAR para el Brasil

El modelo VAR se utilizó para evaluar los efectos del cambio estructural de la economía brasileña en su propio desempeño durante el período de 1948 a 2020. Para ello, el análisis del modelo se dividió en dos partes: la primera es un modelo reducido con solo cuatro variables y la segunda, un modelo más completo con ocho variables.

A continuación, el gráfico 1 muestra la trayectoria del PIB de algunos sectores y de la economía total. Se puede observar que, en los últimos años, ha habido un aumento del PIB en todos los sectores y subsectores, así como del PIB total. El PIB de la agricultura y del comercio han experimentado un crecimiento constante, en contraste con el crecimiento acelerado del PIB del sector de los servicios. Sin embargo, el sector industrial y su subsector de la industria de la transformación no han logrado el mismo resultado: se observa una pérdida en su participación en el PIB total de la economía.

Gráfico 1

Brasil: trayectoria de los PIB de diversos sectores y del conjunto de la economía, 1970 a 2020



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE).

Nota: Se utilizaron variables reales a precios constantes (año de base 2010). El período elegido fue de 1970 a 2020 debido a la falta de datos relativos al PIB de la industria y de los servicios.

Según Nakabashi, Scatolin y Cruz (2010), el crecimiento del sector de los servicios y el comercio se aceleró exactamente cuando la industria perdió fuerza en la economía brasileña en la década de 1980, como se puede observar en el gráfico 1. Según Arbache (2015), a partir de 1985, hubo una aceleración de la tasa de crecimiento del PIB del sector de los servicios en el Brasil, en detrimento tanto del sector industrial como del sector agrícola, que perdieron participación en el PIB total de la economía. Esta aceleración, no obstante, también puede estar vinculada al aumento de la urbanización y a la transformación demográfica del país, tanto que a partir de 2013 la participación del sector de los servicios en el PIB ya era del 70%.

Inicialmente, la prueba de estacionariedad se realizó con los datos anuales utilizando la prueba de ADF, ya que una de las condiciones previas del modelo VAR es que las series utilizadas en los modelos sean estacionarias. La elección del rezago y la inclusión o no de una constante o tendencia se realizó utilizando el criterio de información de Schwarz (CIS), con un límite de cuatro rezagos. En el cuadro 3, podemos observar que todas las series son estacionarias al 1%, por lo que no hay problema en utilizar el modelo de autorregresión vectorial (VAR)¹⁵.

Cuadro 3

Brasil: pruebas de estacionariedad de las series, prueba de Dickey-Fuller aumentada

Variable	Número de rezagos	Constante y tendencia	Nivel
$\Delta FBKF$	0 rezagos	Constante y tendencia	-4,41*
$\Delta PIBA$	0 rezagos	Constante	-13,16*
$\Delta PIBI$	1 rezago	Constante	-11,26*
$\Delta PIBS$	1 rezago	Constante	-7,86*
$\Delta PIBIT$	0 rezagos	Constante y tendencia	-7,21*
$\Delta PIBC$	0 rezagos	Constante	-5,08*
$\Delta FBKFME$	0 rezagos	Constante y tendencia	-6,04*
ΔPIB	0 rezagos	Constante	-4,17*

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Hipótesis nula: la variable tiene raíz unitaria, no es estacionaria. El rechazo de la hipótesis nula se indica con un asterisco (1%).

Sin embargo, la prueba de Dickey-Fuller aumentada puede presentar algunos problemas, como una mayor propensión a no rechazar una hipótesis nula cuando es falsa, por lo que también se optó por aplicar la prueba de Phillips-Perron (PP). Como se muestra en el cuadro 4, una vez más todas las series son estacionarias al 1%, por lo que no hay problema en utilizar el modelo de autorregresión vectorial (VAR).

Cuadro 4

Brasil: pruebas de estacionariedad de las series, prueba de Phillips-Perron

Variable	Número de rezagos	Constante y tendencia	Nivel
$\Delta FBKF$	0 rezagos	Constante y tendencia	-4,41*
$\Delta PIBA$	0 rezagos	Constante	-14,68*
$\Delta PIBI$	1 rezago	Constante	-11,41*
$\Delta PIBS$	1 rezago	Constante	-7,86*
$\Delta PIBIT$	0 rezagos	Constante	-5,51*
$\Delta PIBC$	0 rezagos	Constante	-5,05*
$\Delta FBKFME$	0 rezagos	Constante	-5,21*
ΔPIB	0 rezagos	Constante	-4,08*

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Hipótesis nula: la variable tiene raíz unitaria, no es estacionaria. El rechazo de la hipótesis nula se indica con un asterisco (1%).

Para saber cuántos rezagos considerar durante la estimación del modelo VAR, se utilizaron los siguientes criterios: criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información de Schwarz (CIS), criterio de información de Hannan-Quinn (HQ) y el error de predicción final (FPE). El cuadro 5 muestra los criterios de selección para el modelo reducido, es decir, con menos variables. Se puede observar que los criterios de selección solo indicaron uno, dos y cuatro rezagos, por lo que se opta por considerar el

¹⁵ En la sección III.1 se expone por qué es adecuado el uso del VAR en detrimento del VEC y se explican, además, los resultados de la prueba de cointegración de Johansen.

rezago que recibió más criterios, es decir, cuando el número de rezagos determinados por los diferentes criterios es diferente, la elección del modelo se hace por el número de rezagos indicado por la mayoría de ellos. Por lo tanto, en el modelo VAR con menos variables solo se debe considerar un rezago. El cuadro 6, por su parte, muestra los criterios de selección para el modelo completo, es decir, con más variables. Este también indica que los resultados de la estimación solo deben considerar un rezago.

Cuadro 5

Brasil: criterios de selección para el modelo con menos variables: anual, 1948-2020

Rezago	Error de predicción final	Criterio de información de Akaike	Criterio de información de Hannan-Quinn	Criterio de información de Schwarz
1	1283522	25,415	25,675*	26,073*
2	1148578*	25,299	25,767	26,483
3	1186586	25,318	25,995	27,029
4	1170226	25,278*	26,164	27,516
5	1417068	25,428	26,522	28,192
6	1388969	25,344	26,646	28,634

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las variables consideradas en este criterio son: $\Delta FBKF$, $\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBS$. El asterisco indica el número de rezagos seleccionados por el criterio.

Cuadro 6

Brasil: criterios de selección para el modelo con más variables, anual, 1948-2020

Rezago	Error de predicción final	Criterio de información de Akaike	Criterio de información de Hannan-Quinn	Criterio de información de Schwarz
1	5,50e+09	45,118	46,043*	47,450*
2	5,09e+09	44,970	46,717	49,373
3	4,87e+09*	44,733	47,302	51,209
4	5,69e+09	44,486*	47,877	53,034

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las variables consideradas en este criterio son: $\Delta FBKF$, $\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$, $\Delta PIBS$, $\Delta PIBIT$, $\Delta PIBC$, $\Delta FBKFME$ y ΔPIB . El asterisco indica el número de rezagos seleccionados por el criterio.

En el primer enfoque se utilizó la formación bruta de capital fijo ($\Delta FBKF$) teniendo en cuenta la tasa de crecimiento de cada uno de los sectores ($\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBS$). El cuadro 7 muestra los resultados estimados para cada una de estas variables teniendo en cuenta un solo rezago, de acuerdo con los criterios de selección.

Cuadro 7

Brasil: resultados de las estimaciones del modelo VAR, modelo reducido, 1948-2020

	$\Delta FBKF$	$\Delta PIBA$	$\Delta PIBI$	$\Delta PIBS$
$\Delta FBKF$ (L1)	0,044 (0,220)	-0,068 (0,061)	0,010 (0,157)	0,067 (0,120)
$\Delta PIBA$ (L1)	0,085 (0,388)	-0,430 (0,107)***	0,058 (0,277)	-0,074 (0,213)
$\Delta PIBI$ (L1)	0,285 (0,535)	0,297 (0,148)**	0,371 (0,382)	0,179 (0,294)
$\Delta PIBS$ (L1)	0,606 (0,441)	-0,208 (0,122)*	0,538 (0,315)*	0,670 (0,242)***
Constante	0,803 (2,544)	5,1013 (0,706)	0,690 (1,817)	1,222 (1,397)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Desviación estándar entre paréntesis. Significación del 10% (*), del 5% (**) y del 1% (***). Modelo reducido. Solo considera un rezago según los criterios de selección.

El cuadro 7 muestra que cinco de las variables tienen un nivel de significación estadística del 10%, el 5% y el 1%. Tres de ellas son del primer rezago de $\Delta PIBS$, influido por las variables $\Delta PIBA$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBS$. En otras palabras, se demuestra que la tasa de crecimiento del PIB del sector de los servicios rezagado en un período tiene un resultado significativo en la tasa de crecimiento del PIB agrícola, industrial, y en su propia tasa de crecimiento. Además, un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de crecimiento del PIBS provoca una disminución de 0,2 puntos porcentuales de la tasa de crecimiento del PIBA y un aumento de 0,53 puntos porcentuales de la tasa de crecimiento del PIBI.

Otros estudios han llegado a conclusiones similares. Cruz y otros (2007), por ejemplo, analizaron la pérdida de participación de la industria en el empleo y en el valor agregado de la economía (PIB) y la expansión del sector de los servicios. Los autores encontraron pruebas de que hubo una pérdida de participación de la industria de transformación en el empleo y un aumento de la participación de subsectores de los servicios, como la administración pública y el comercio.

Otras variables estadísticamente significativas fueron la tasa de crecimiento del PIB de la agricultura, que tuvo un impacto negativo en su propia tasa de crecimiento, y el PIB de la industria, que tuvo un impacto positivo en el PIB de la agricultura.

Así pues, los resultados están de acuerdo con Nakabashi, Scatolin y Cruz (2010) en que el sector agrícola solo afecta a su propio desempeño y a ningún otro sector. Esto significa que el sector agrícola no ejerció ninguna influencia en la tasa de crecimiento de la economía en su conjunto, es decir, no ejerce ningún efecto indirecto en la tasa de crecimiento de los otros sectores. Sin embargo, el sector industrial sí ejerce un efecto positivo en el sector agrícola.

En el modelo reducido, se puede observar que el sector más importante en cuanto a inducción sobre los demás fue el sector de los servicios. Su efecto fue negativo para el sector agrícola pero positivo para el sector industrial y para su propio comportamiento rezagado. Así, se observa que, en el Brasil, el sector de los servicios tiene un impacto significativo en el sector industrial: un aumento de 1 punto porcentual del sector de los servicios impacta en 0,538 puntos porcentuales al sector industrial.

El cuadro 8 presenta los resultados de las estimaciones del modelo completo, con las siguientes variables adicionales: las tasas de cambio del PIB de la industria de transformación ($\Delta PIBIT$), del PIB del comercio ($\Delta PIBC$), de la formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas ($\Delta FBKFME$) y del PIB total (ΔPIB). Este modelo tiende a generar más información para analizar la relación entre los cambios estructurales y el crecimiento económico.

Cuadro 8

Resultados de las estimaciones del modelo VAR, modelo completo, 1948 a 2020

	$\Delta FBKF$	$\Delta FBKFME$	ΔPIB	$\Delta PIBA$	$\Delta PIBC$	$\Delta PIBI$	$\Delta PIBIT$	$\Delta PIBS$
$\Delta FBKF$ (L1)	0,694 (0,309)**	1,092 (0,435)**	-0,103 (0,077)	-0,154 (0,088)*	-0,095 (0,104)	0,484 (0,222)**	-0,114 (0,133)	0,415 (0,170)**
$\Delta FBKFME$ (L1)	-0,534 (0,199***)	-0,934 (0,280)***	0,050 (0,050)	0,102 (0,057)*	0,050 (0,067)	-0,390 (0,143)***	0,021 (0,085)	-0,250 (0,109)**
ΔPIB (L1)	-1,894 (1,847)	-3,890 (2,597)	1,271 (0,464)***	0,765 (0,530)	1,121 (0,624)*	-0,603 (1,327)	1,744 (0,178)**	-0,553 (1,016)
$\Delta PIBA$ (L1)	0,258 (0,414)	0,210 (0,582)	-0,071 (0,104)	-0,495 (0,119)***	-0,089 (0,140)	0,225 (0,297)	0,027 (0,178)	0,129 (0,227)
$\Delta PIBC$ (L1)	1,047 (1,151)	2,337 (1,619)	-0,265 (0,289)	-0,508 (0,330)	-0,250 (0,389)	0,185 (0,827)	-0,401 (0,495)	-0,297 (0,633)
$\Delta PIBI$ (L1)	-0,120 (0,721)	0,662 (1,014)	0,223 (0,181)	0,142 (0,207)	0,257 (0,243)	0,428 (0,518)	0,358 (0,310)	0,200 (0,396)
$\Delta PIBIT$ (L1)	1,029 (0,939)	1,257 (1,320)	-0,353 (0,235)	-0,027 (0,269)	-0,253 (0,317)	0,364 (0,674)	-0,507 (0,403)	0,542 (0,516)

	$\Delta FBKF$	$\Delta FBKFME$	ΔPIB	$\Delta PIBA$	$\Delta PIBC$	$\Delta PIBI$	$\Delta PIBIT$	$\Delta PIBS$
$\Delta PIBS$ (L1)	0,856 (0,596)	0,046 (0,837)	-0,141 (0,149)	-0,077 (0,177)	-0,188 (0,201)	0,386 (0,428)	-0,220 (0,256)	0,547 (0,327)*
Constante	0,784 (3,423)	5,219 (4,813)	1,099 (0,860)	4,145 (0,983)***	1,133 (1,157)	0,875 (2,458)	-0,655 (1,472)	2,122 (1,889)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Desviación estándar entre paréntesis. Significación del 10% (*), del 5% (**) y del 1% (***). Modelo estructural completo. Solo considera un rezago según los criterios de selección.

Según Nakabashi, Scatolin y Cruz (2010), la tasa de formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas puede ser más interesante para determinar las tasas de crecimiento de los diferentes sectores de la economía; el PIB de la industria manufacturera puede aportar más información sobre la tecnología y la productividad en el sector, y el PIB total puede ser interesante para observar cómo interactúan los otros sectores con la economía y cómo puede interactuar el propio PIB total con cada sector. Además, se incluyó el PIB del comercio para analizar si se comporta de la misma manera que el PIB del sector de los servicios.

En el cuadro 9 podemos ver que el primer rezago de $\Delta FBKF$ ejerce un efecto positivo y significativo sobre $\Delta PIBI$, $\Delta PIBS$, $\Delta FBKFME$ y sobre su propio coeficiente ($\Delta FBKF$), y un efecto negativo y significativo sobre $\Delta PIBA$. Esto sugiere que la formación bruta de capital fijo influyó principalmente en los sectores de la industria y los servicios.

El primer rezago de $\Delta FBKFME$ por su parte, tiene el efecto contrario que $\Delta FBKF$: ejerce un efecto positivo y significativo sobre $\Delta PIBA$ y un efecto negativo y significativo sobre $\Delta PIBI$, $\Delta PIBS$, $\Delta FBKF$ y sobre su propio coeficiente ($\Delta FBKFME$). Esto indica que, entre 1948 y 2020, la formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas influyó principalmente en el sector agrícola.

Otro resultado importante es el comportamiento del PIB total de la economía. Además de que su propio rezago tiene un impacto positivo con una significación del 1% sobre su propio coeficiente, también influye en $\Delta PIBC$ y $\Delta PIBIT$: un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de crecimiento del PIB total eleva la tasa de crecimiento del PIB comercial en 1,12 puntos porcentuales y la del PIB manufacturero en 1,74 puntos porcentuales. Esto sugiere que la tasa de crecimiento del PIB total de la economía logra influir positivamente en dos subsectores de la economía de forma más importante: el comercio y la industria manufacturera.

Además de la constante, otras variables significativas fueron la tasa de crecimiento de $\Delta PIBA$ sobre su propio coeficiente y la tasa de crecimiento de $\Delta PIBS$ sobre su propio coeficiente. Los otros, y ($\Delta PIBC$, $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBIT$) no presentaron ningún coeficiente significativo, lo que sugiere que no influyeron en el crecimiento de la economía brasileña entre 1948 y 2020.

Cabe destacar que $\Delta PIBI$ y $\Delta PIBIT$ no presentaron ningún coeficiente significativo, lo que puede representar la pérdida de su participación en el PIB total de la economía en los últimos años. Bonelli y Pessôa (2010) hallaron el mismo resultado.

Por último, en el modelo reducido, los resultados mostraron la importancia del sector de los servicios en su propia tasa de crecimiento, además de demostrarse que es relevante en la determinación de la tasa de crecimiento del PIB agrícola y del PIB industrial. Es decir, el sector de los servicios funcionó como motor de crecimiento económico en el período comprendido entre 1947 y 2020. En el modelo completo, por su parte, la formación bruta de capital fijo ejerció una influencia positiva en el sector de los servicios y en la industria principalmente, en especial en esta última, mientras que la formación bruta de capital fijo de máquinas herramientas ejerció un efecto positivo y estadísticamente significativo en el PIB de la agricultura. El PIB total se presentó como un motor de crecimiento para los subsectores de la economía de la industria de transformación y del comercio.

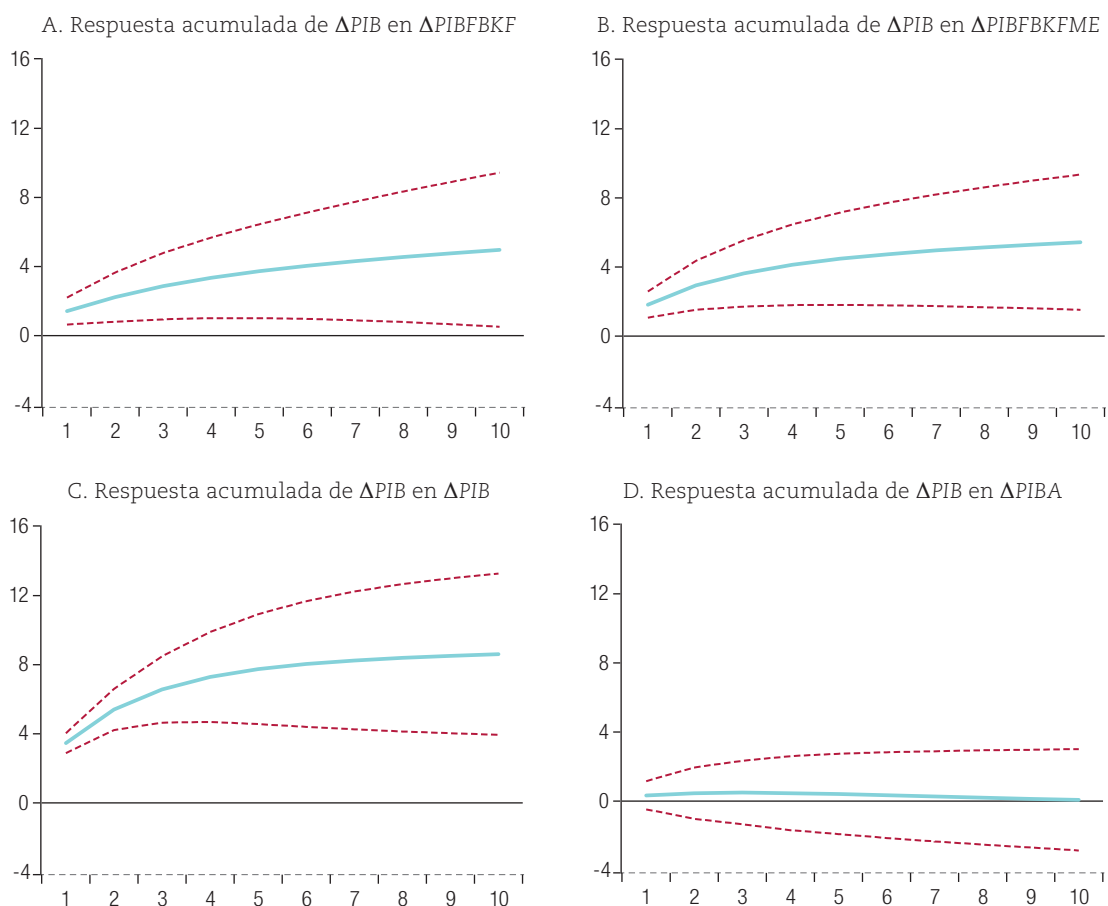
Este último resultado sugiere que el crecimiento económico (o su expectativa) puede generar más oportunidades de inversión para la industria manufacturera en particular, es decir, el crecimiento del sector es endógeno al comportamiento de la economía y no logra ser el sector más importante desde el punto de vista de su influencia en ΔPIB .

Entre los resultados relativos al Brasil, se puede observar que el proceso de cambio estructural verificado a lo largo del período redujo la importancia del sector industrial en el crecimiento económico, ya que la transferencia de mano de obra de los sectores de alta productividad (industria) a los sectores de menor productividad (principalmente comercio y servicios) redujo la tasa de crecimiento económico (véase el gráfico 1), así como la influencia del sector en los demás sectores (como muestran los análisis del VAR).

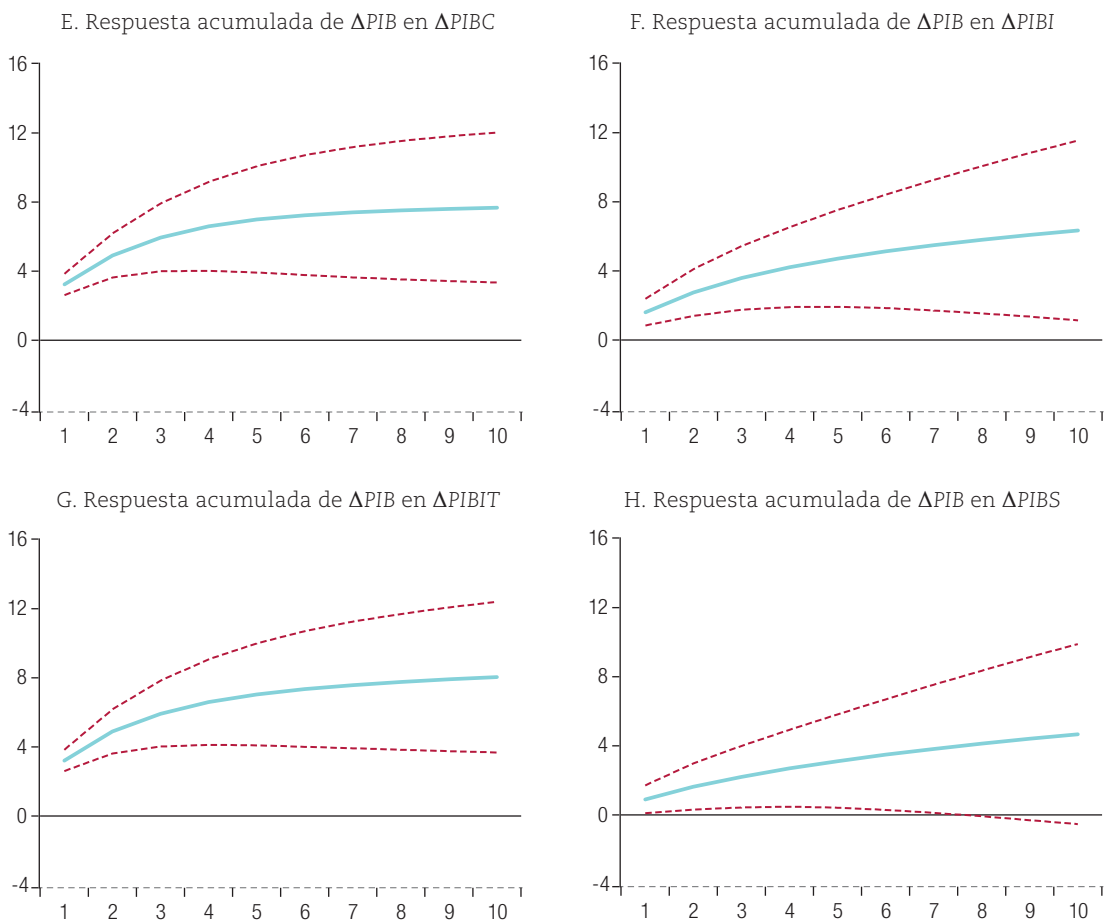
El gráfico 2 muestra el análisis del VAR (1) a partir de las funciones de respuesta al impulso (FRI). Las FRI revelan el comportamiento de las series temporales estudiadas cuando los residuos de alguna variable cambian de valor a partir de un choque exógeno (una desviación estándar). En este sentido, es posible observar el comportamiento y las interrelaciones de las series temporales relativas al PIB del Brasil¹⁶.

Gráfico 2
Brasil: funciones de respuesta al impulso, modelo de autorregresión vectorial (1), modelo completo

Respuesta acumulada de una desviación estándar. Innovaciones con un error estándar ± 2



¹⁶ Véase en Spinola (2020) un análisis de cómo afectan a la Argentina, el Brasil, Colombia y México los choques exógenos de la balanza comercial, el crecimiento externo, el tipo de cambio real y la renta nacional. Además, véase en Teixeira, Missio y Dathein (2022) un examen de la relación entre las funciones de distribución de la renta, la demanda agregada y la utilización de la capacidad en la economía brasileña entre 2000 y 2015. En ambos casos se utilizan los métodos VAR y VEC.



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews 9.0.

Para estimar las funciones de respuesta al impulso de los subgráficos del gráfico 2 se eligió el método de función generalizada de respuesta al impulso, en el que, en este caso, los resultados no se ven afectados por la ordenación de las variables en los sistemas de vectores autorregresivos. Se consideraron períodos acumulados de diez años. Teniendo en cuenta los macrosectores, el choque de una desviación estándar en $\Delta PIBS$ produce un efecto positivo acumulado del 4% como máximo sobre ΔPIB , mientras que el mismo choque en $\Delta PI BIT$ produce un efecto positivo acumulado del 8% sobre ΔPIB . Además, un choque de una desviación estándar en $\Delta PI BI$ produce un efecto acumulado del 5% después de diez períodos. Se puede observar que el choque de una desviación estándar en $\Delta PI BA$ produce un efecto acumulado muy bajo y cercano a cero al final del período (0,1%) sobre ΔPIB . Asimismo, el impacto acumulado de un choque $\Delta PI BC$ en ΔPIB fue del 7,47% después de diez períodos. Por último, los choques en $\Delta FBKF$ y $\Delta FBKFME$ tienen un impacto similar en ΔPIB , en concreto un efecto acumulado del 4% aproximadamente.

Los resultados de las funciones de respuesta al impulso sugieren que los estímulos (choques exógenos) en la industria de transformación ($\Delta PI BIT$) tienen un efecto considerable (el más fuerte) en el comportamiento del producto a lo largo del tiempo, de acuerdo con la estimación del modelo VAR (1).

El análisis de estabilidad del VAR (1) se puede ver en el gráfico A1.1, donde se constata que todas las raíces están dentro del círculo unitario. Los valores propios resultantes confirman que las estimaciones son estables. Dado que todos los valores propios están dentro del círculo unitario, el modelo VAR (1) estimado cumple la condición de estabilidad.

Para la prueba de autocorrelación serial, se utilizó la prueba de Breusch-Godfrey o multiplicador de Lagrange, cuyo valor p resultante fue de 0,4373. Considerando una significación del 5%, no se rechaza la hipótesis nula de que no existe autocorrelación, es decir, los residuos no están autocorrelacionados. Para la prueba de heterocedasticidad se utilizó la prueba de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) y se consideró un rezago máximo de ocho rezagos. Mediante esta prueba, la hipótesis no nula de homocedasticidad al 5% de significación no se rechazó hasta el tercer rezago (con un valor p de 0,87).

En vista de estos resultados, la pregunta fundamental que cabe hacerse —principalmente para contrastarla con los resultados positivos del sector de los servicios, como se ha visto— es si la industria ha dejado de ser importante desde el punto de vista del crecimiento económico en una muestra representativa de países de renta media, como lo es el Brasil. La sección IV.2 aborda esta cuestión.

2. Estimaciones de los datos de panel

Para tomar la decisión de estimar los modelos en datos de panel con efectos fijos o con efectos aleatorios se utilizó la prueba de Hausman. Partiendo de la hipótesis nula de que los modelos son iguales, los modelos de efectos fijos y aleatorios son congruentes si se especifican correctamente, pero los modelos de efectos fijos son ineficientes en relación con el modelo de efectos aleatorios (Wooldridge, 2010).

A partir de la prueba de Hausman, el modelo de efectos fijos resultó ser el más adecuado, con un 5% de significación. No obstante, también se utilizó la prueba de Wald modificada para heteroscedasticidad en un modelo de regresión con efectos fijos y la prueba de Wooldridge para la correlación serial en el modelo de panel, así como la prueba de Colin para observar la existencia o no de multicolinealidad. Con el fin de detectar la heteroscedasticidad y la autocorrelación al 5% de significación, se utilizó el método de mínimos cuadrados con errores estándar corregidos por panel (PCSE). La prueba del factor de inflación de la varianza (VIF) no detectó problemas de multicolinealidad.

La regresión lineal con errores estándar corregidos por panel calcula las estimaciones para modelos de series temporales de corte transversal lineal donde los parámetros se estiman mediante regresión de mínimos cuadrados ordinarios o regresión de Prais–Winsten. Al calcular los errores estándar y las estimaciones de varianza y covarianza, la regresión presupone que las perturbaciones son, por defecto, heterocedásticas y que están correlacionadas simultáneamente entre los paneles. Para resolver este problema, se utilizó el método de mínimos cuadrados con PCSE. Los resultados de estas estimaciones se presentan en la sección IV.2.

En el cuadro 9 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (1) mediante el método de mínimos cuadrados con PCSE para los datos de panel de la muestra de países de renta media. Se puede observar que en todas las estimaciones, la participación del sector agrícola (*aggdps*) ejerce un impacto negativo y significativo en la tasa de crecimiento del PIB per cápita (*realgdppc*). Esto sugiere que el sector agrícola influye negativamente en la tasa de crecimiento del PIB per cápita en las economías de renta media.

Por otro lado, la participación del sector industrial manufacturero (*indshare*) en relación con la tasa de crecimiento del PIB per cápita (*realgdppc*) fue positiva y significativa en todas las estimaciones. Esto sugiere que el sector industrial —cuyo impacto en la tasa de crecimiento del PIB per cápita fue casi un 100% mayor que el del sector de los servicios (véase la estimación 5)—, como motor de crecimiento de la economía, influyó positivamente en la tasa de crecimiento del PIB per cápita. El sector de los servicios (*servshare*) tuvo una influencia positiva en todas las estimaciones, pero solo fue estadísticamente significativa en las especificaciones (3), (4) y (5).

En cuanto a las variables de control, se puede observar que la formación bruta de capital fijo (*gfkforshare*) —indicador indirecto de la inversión— presentó un coeficiente positivo y significativo en

todas las estimaciones. Según Vieira y Veríssimo (2009), la tasa de inversión es importante para el crecimiento de cualquier país. Los autores destacan la relevancia de aumentar la tasa de inversión a mediano y largo plazo para alcanzar y sostener mayores tasas de crecimiento económico.

Cuadro 9

Muestra de países de renta media (31 países):
estimación PCSE para los datos de panel, 1960 a 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>realgdppc</i>	<i>realgdppc</i>	<i>realgdppc</i>	<i>realgdppc</i>	<i>realgdppc</i>
<i>aggdps</i>	-63,22*** (-8,56)	-66,71*** (-8,07)	-114,7*** (-13,09)	-119,2*** (-13,89)	-119,4*** (-16,89)
<i>indshare</i>	21,55*** (5,35)	20,84*** (5,41)	30,45*** (5,59)	28,62*** (5,43)	31,22*** (6,78)
<i>servshare</i>	3,557 (0,96)	4,448 (1,20)	10,65* (2,06)	13,04** (2,68)	15,86*** (3,86)
<i>gfkforshare</i>		37,54*** (9,39)	43,08*** (10,26)	43,92*** (9,83)	45,36*** (10,50)
<i>ttrade</i>			-2,34e-13 (-1,56)	-1,69e-13 (-1,10)	-2,51e-13* (-1,71)
<i>openness</i>				-4,286* (-2,57)	0,0845 (0,06)
<i>inflationrate</i>					0,0518 (0,44)
<i>_cons</i>	5 353,7*** (14,51)	4 405,2*** (13,41)	5 075,0*** (11,25)	5 217,1*** (12,31)	4 432,1*** (13,39)
<i>N</i>	1 211	1 166	1 029	1 029	860

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estadística t entre paréntesis. Asteriscos: * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Los resultados para la variable de términos de intercambio (*ttrade*) varían en función de las diferentes estimaciones. En el modelo estimado más completo (véase la quinta columna), esta variable es negativa y estadísticamente significativa. Esto sugiere que los términos de intercambio afectan negativamente a la tasa de crecimiento económico. Este efecto puede estar asociado con las posibles sobrevaloraciones del tipo de cambio causadas por la mejora de los términos de intercambio en este tipo de economías. Aun así, es necesario llevar a cabo más investigaciones empíricas al respecto.

Cabe destacar que el grado de apertura de la economía (*openness*) y la inflación (*inflationrate*) no presentaron coeficientes significativos en el modelo más completo (véase la quinta columna). Esto puede indicar la pérdida de importancia de estas dos variables en la tasa de crecimiento del PIB per cápita de la economía cuando se tienen en cuenta otras variables de control.

V. Consideraciones finales

Ante los estudios empíricos que sugieren que el proceso de cambio estructural a lo largo del tiempo ha tenido lugar de forma diferente en los países desarrollados y los emergentes —lo que ha conducido a diferentes patrones de crecimiento económico—, el objetivo de este estudio ha sido identificar cómo ha afectado el proceso de cambio estructural de los países en desarrollo entre 1960 y 2019 a su crecimiento económico de modo que países como el Brasil se encuentren hoy en una situación de rezago.

El presente trabajo contribuye a la literatura existente al analizar empíricamente la relación entre los cambios estructurales y el crecimiento económico mediante dos métodos econométricos principales: i) el modelo de autorregresión vectorial (VAR), y ii) la microeconometría de datos de panel.

El primer método se utilizó para analizar los efectos del cambio estructural de la economía brasileña en su propio desarrollo. Para ello se utilizó el modelo VAR aplicado al período entre 1948 y 2020.

Los resultados encontrados relativos al Brasil sugieren que, en el proceso de cambio estructural analizado, la importancia del sector industrial en el crecimiento económico se vio reducida debido a la transferencia de mano de obra de los sectores de alta productividad de la economía, como la propia industria, a los sectores de baja productividad, como el sector de los servicios y el comercio (de forma agregada). Esto conllevó una disminución de la influencia del sector industrial en la tasa de crecimiento de la economía. En cualquier caso, ante un choque exógeno en el sector manufacturero, este tiende a tener respuestas acumuladas más intensas que los demás, especialmente comparado con el sector de los servicios.

Por otra parte, el objetivo del segundo método era analizar los efectos del cambio estructural en una muestra de economías de renta media mediante datos de panel, en el período de 1960 a 2019. Se observaron resultados importantes: la participación del sector industrial en relación con la tasa de crecimiento del PIB per cápita resultó positiva y significativa en todas las estimaciones. Así pues, los resultados indican que, entre 1960 y 2019, la industria de transformación fue el sector que más influyó en la tasa de crecimiento del PIB per cápita de los países de renta media de la muestra analizada.

La diferencia de los resultados hallados mediante cada método sugiere que el aumento de la brecha de ingresos del Brasil (su situación de rezago) en relación con otros países de renta media y con los países desarrollados se debe en parte a un cambio estructural excesivamente concentrado en el sector de los servicios y el comercio, sectores que tienen un impacto menor en la tasa de crecimiento de la renta per cápita.

Por último, en una futura investigación empírica se llevará a cabo el mismo ejercicio de los datos de panel con una muestra de países de renta alta. A la vista de la literatura investigada, se parte de la hipótesis de que el impacto de la industria en su crecimiento económico será heterogéneo: se espera que el sector de los servicios sea predominante en una parte de la muestra, pero en economías más cercanas a la frontera tecnológica y con un mayor número de registros de patentes, la hipótesis es que el sector industrial será aún más relevante.

Bibliografía

- Acemoglu, D., S. Johnson y J. A. Robinson (2005), "Institutions as a fundamental cause of long-run growth", *Handbook of Economic Growth*, vol. 1, P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), North-Holland.
- Arbache, J. (2015), "Produtividade no setor de serviços", F. De Negri y L. R. Cavalcante (coords.), *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*, vol. 2, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA)/Agencia Brasileña de Desarrollo Industrial (ABDI).
- Baumol, W. J. (1967), "Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis", *The American Economic Review*, vol. 57, junio.
- Bonelli, R. y S. A. Pessoa (2010), "Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência", *Texto para Discussão*, N° 7, Fundación Getulio Vargas (FGV).
- Chang, H.-J. (2016), *Economics: The User's Guide*, Londres, Penguin.
- Chenery, H. B. (1960), "Patterns of industrial growth", *The American Economic Review*, vol. 50, N° 4, septiembre.
- Cruz, M. J. V. y otros (2007), "Uma análise do impacto da composição ocupacional sobre o crescimento da economia brasileira", *Revista Economia*, N° 8, diciembre.
- Dasgupta, S. y A. Singh (2005), "Will services be the new engine of Indian economic growth?", *Development and Change*, vol. 36, N° 6, noviembre.
- Doré, N. I. y A. A. C. Teixeira (2023), "The role of human capital, structural change, and institutional quality on Brazil's economic growth over the last two hundred years (1822–2019)", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 66, septiembre.

- Eichengreen, B. y P. Gupta (2013), "The two waves of service-sector growth", *Oxford Economic Papers*, vol. 65, N° 1, enero.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2ª edición, Nueva York, Wiley.
- Felipe, J. y otros (2012), "Product complexity and economic development", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 23, N° 1, marzo.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar y M. P. Timmer (2015), "The next generation of the Penn World Table", *The American Economic Review*, vol. 105, N° 10.
- Gabriel, L. F. y L. C. S. Ribeiro (2019), "Economic growth and manufacturing: an analysis using Panel VAR and intersectoral linkages", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 49, junio.
- Gala, P. (2017), "Desenvolvimento econômico: divisão do trabalho, retornos crescentes e complexidade", *Complexidade econômica: uma nova perspectiva para entender a antiga questão da riqueza das nações*, Río de Janeiro, Centro Internacional Celso Furtado de Políticas para el Desarrollo/Contraponto.
- Haraguchi, N., C. F. C. Cheng y E. Smeets (2017), "The importance of manufacturing in economic development: has this changed?", *World Development*, vol. 93, mayo.
- Hausman, J. A. y W. E. Taylor (1981), "Panel data and unobservable individual effects", *Econometrica*, vol. 49, N° 6, noviembre.
- Hirschman, A. O. (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística) (2020), "SCN - Sistema de Contas Nacionais" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9052-sistema-de-contas-nacionais-brasil.html?edicao=35337>.
- IPEA (Instituto de Investigación Económica Aplicada) (2021), IPEADATA [en línea] www.ipeadata.gov.br [fecha de consulta: 17 de diciembre de 2021].
- Kaldor, N. (1967), *Strategic Factors in Economic Development*, Escuela de Relaciones Industriales y Laborales del Estado de Nueva York, Universidad Cornell.
- (1966), *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: An Inaugural Lecture*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kuznets, S. (1966), *Modern Economic Growth: Rate, Structure and Spread*, Londres, Yale University Press.
- Lavopa, A. y A. Szirmai (2018), "Structural modernisation and development traps: an empirical approach", *World Development*, vol. 112, diciembre.
- Lima, R. M. N., L. F. Gabriel y F. G. Jayme Jr. (2022), "Manufacturing and economic complexity: a multisectorial empirical analysis", *Investigación Económica*, vol. 81, N° 322, octubre-diciembre.
- Marconi, N., C. F. B. Reis y E. C. Araújo (2016), "Manufacturing and economic development: the actuality of Kaldor's first and second laws", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 37, junio.
- Maroto-Sánchez, A. y J. Cuadrado-Roura (2009), "Is growth of services an obstacle to productivity growth? A comparative analysis", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 20, N° 4, diciembre.
- McMillan, M., D. Rodrik y Í. Verduzco-Gallo (2014), "Globalization, structural change, and productivity growth, with an update on Africa", *World Development*, vol. 63.
- Myrdal, G. (1957), *Economic Theory and Under-Developed Regions*, Londres, Gerald Duckworth & Co.
- Nakabashi, L., F. D. Scatolin y M. J. V. Cruz (2010), "Impactos da mudança estrutural da economia brasileira sobre o seu crescimento", *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 14, N° 2, agosto.
- Nassif, A., C. Feijó y E. Araújo (2015), "Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind?", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 39, N° 5, septiembre.
- Ngai, L. R. y C. A. Pissarides (2007), "Structural change in a multi-sector model of growth", *The American Economic Review*, vol. 97, N° 1, marzo.
- ONUDI (Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial) (2013), *Industrial Development Report 2013. Sustaining Employment Growth: The Role of Manufacturing and Structural Change*, Viena.
- Pasinetti, L. (1993), *Structural Economic Dynamics: A Theory of the Economic Consequences of Human Learning*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Porcile, G., D. Spinola y G. Yajima (2023), "Growth trajectories and political economy in a Structuralist open economy model", *Review of Keynesian Economics*, vol. 11, N° 3.
- Rodrik, D. (2016), "Premature deindustrialization", *Journal of Economic Growth*, vol. 21, N° 1, marzo.
- (2013a), "The past, present, and future of economic growth", *Working Paper*, N° 1, Global Citizen Foundation.
- (2013b), "Unconditional convergence in manufacturing", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 128, N° 1, febrero.
- Romer, P. M. (1990), "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, vol. 98, N° 5, parte 2, octubre.

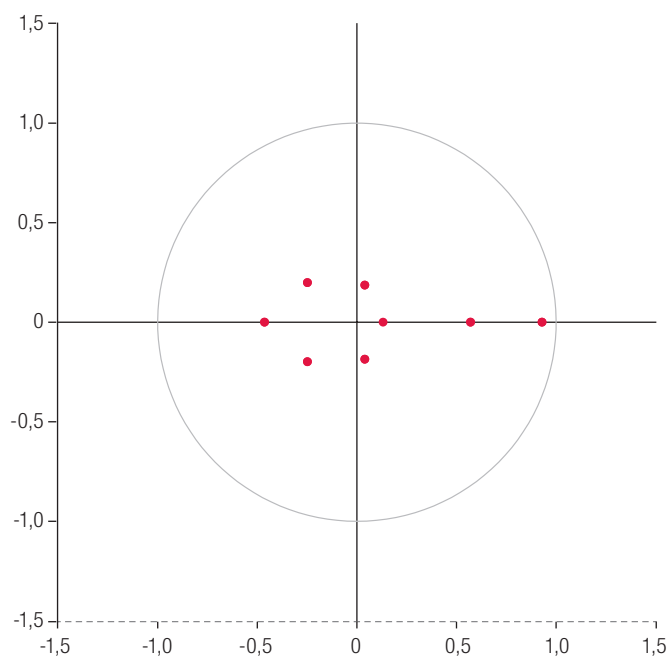
- Rosenstein-Rodan, P. N. (1943), "Problems of industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe", *The Economic Journal*, vol. 53, N° 210/211, junio-septiembre.
- Spinola, D. (2020), "Debating the assumptions of the Thirlwall model: a VECM analysis of the balance of payments for Argentina, Brazil, Colombia, and Mexico", *Working Paper Series*, N° #2020-001, Instituto de la Universidad de las Naciones Unidas de Investigación Económica y Social sobre Innovación y Tecnología en Maastricht (UNU-MERIT).
- Su, D. y Y. Yao (2016), "Manufacturing as the key engine of economic growth for middle-income economies", *ADB Working Paper Series*, N° 573, Instituto del Banco Asiático de Desarrollo.
- Szirmai, A. (2012), "Industrialisation as an engine of growth in developing countries, 1950–2005", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 23, N° 4, diciembre.
- Szirmai, A. y B. Verspagen (2015), "Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 34, septiembre.
- Teixeira, F. O., F. J. Missio y R. Dathein (2022), "Distribution and demand in Brazil: empirical evidence from the structural and aggregative approaches", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 45, N° 4.
- Tregenna, F. (2009), "Characterising deindustrialisation: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 33, N° 3.
- Vieira, F. V. y M. P. Veríssimo (2009), "Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul", *Economia e Sociedade*, vol. 18, N° 3, diciembre.
- Vu, K. M. (2017), "Structural change and economic growth: Empirical evidence and policy insights from Asian economies", *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 41, junio.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2ª edición, The MIT Press.

Anexo A1

Condiciones de estabilidad del modelo de autorregresión vectorial (1)

Gráfico A1.1

Raíces inversas del polinomio autorregresivo característico



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews 9.0.

Anexo A2

Pruebas de cointegración de Johansen

Cuadro A2.1

Prueba de clasificación de cointegración de Johansen sin restricciones
(Traza)

Hipotetizado		Traza	0,05	
Número de cointegrantes	Valor propio	Estadística	Valor crítico	Probabilidad*
Ninguna	0,389364	83,86497	83,93712	0,0706
Máximo 1	0,276651	49,33715	60,06141	0,2875
Máximo 2	0,171011	26,66675	40,17493	0,5457
Máximo 3	0,097525	13,53834	24,27596	0,5760
Máximo 4	0,080255	6,355372	12,32090	0,3940
Máximo 5	0,007107	0,499267	4,129906	0,5428

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La prueba de traza indica que no hay ninguna cointegración al 0,05. *Valores de p de J. G. MacKinnon, A. A. Haugand y L. Michelis, "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, 1999.

Cuadro A2.2

Pruebas de rango de cointegración de Johansen sin restricciones
(Valor propio)

Hipotetizado		Estadística máxima	0,05	
Número de cointegrantes	Valor propio	Valor propio	Valor crítico	Probabilidad*
Ninguna	0,389364	34,52783	36,63019	0,0862
Máximo 1	0,276651	22,67040	30,43961	0,3363
Máximo 2	0,171011	13,12841	24,15921	0,6814
Máximo 3	0,097525	7,182963	17,79730	0,7926
Máximo 4	0,080255	5,856106	11,22480	0,3663
Máximo 5	0,007107	0,499267	4,129906	0,5428

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones efectuadas con el programa EViews 9.0.

Nota: La prueba de valor propio máximo indica que no hay ninguna cointegración al 0,05. *Valores de p de J. G. MacKinnon, A. A. Haugand y L. Michelis, "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, 1999.