



Inversión extranjera directa y crecimiento económico en Colombia*

Óscar Hernán Cerquera-Losada^a ■ Libardo Rojas-Velásquez^b

Resumen: Este artículo busca analizar empíricamente la relación entre la inversión extranjera directa (IED) y el crecimiento económico para el caso colombiano, empleando datos de series de tiempo observados durante el periodo 2000-2019. Para esto se realiza un análisis de cointegración y se estima un modelo vectorial de corrección de errores (VEC), en el cual se incluye la formación bruta de capital como variable adicional de control. Asimismo, se realizan pruebas de causalidad entre las variables y se estiman funciones de impulso-respuesta con el fin de determinar cómo responde una variable ante cambios en otras variables. Los resultados muestran que la inversión extranjera y el crecimiento económico guardan una relación de equilibrio de largo plazo. Se identificó que el crecimiento económico es muy importante para atraer mayores flujos de inversión. Sin embargo, la inversión extranjera tiene un efecto moderado sobre el crecimiento económico. Además, existe una relación de causalidad unidireccional que va del crecimiento económico a la inversión extranjera, es decir, el aumento de los flujos de inversión foránea no se traduce necesariamente en mayor crecimiento económico. Estos resultados, de una u otra forma, contradicen la opinión ampliamente aceptada de que un aumento de la IED puede ser importante para mejorar el crecimiento económico, lo que refuerza la idea de que el éxito de la IED en los países depende de las condiciones iniciales de cada economía.

Palabras clave: inversión extranjera directa; crecimiento económico; formación bruta de capital; cointegración; causalidad

JEL: F21, F41, F43

Fecha de recepción: 15/07/2019 **Fecha de aprobación:** 29/07/2020

Disponible en línea: 22/12/2020

-
- * Artículo derivado del trabajo de investigación "Inversión extranjera y crecimiento económico en Colombia", desarrollado en el Grupo de Investigación Iguaque de la Universidad Surcolombiana. Este no recibió financiación por parte de la universidad, solo el tiempo de dedicación de los docentes autores.
 - a Magíster en Economía de la Universidad de Buenos Aires, Economista de la Universidad Surcolombiana. Docente de tiempo completo del Programa de Economía de la Universidad Surcolombiana. Integrante del Grupo de Investigación Iguaque, Neiva, Huila. Correo electrónico: oscar.cerquera@usco.edu.co ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-7945-6670>
 - b Magíster en Economía de la Universidad Icesi, Economista de la Universidad Surcolombiana. Asistente de investigación de la Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas de la Universidad Icesi (Grupo Inv Econ, Pol, Pub y Mét). Dirección de correspondencia: Cl. 18 # 122-135, Universidad Icesi, Cali, Valle del Cauca, salón 311c. Correo electrónico: lrojas@icesi.edu.co ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2588-2658>

Cómo citar: Cerquera-Losada, O. H. y Rojas-Velásquez, L. (2020). Inversión extranjera directa y crecimiento económico en Colombia. *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 28(2). <https://doi.org/10.18359/rfce.4202>

Foreign Direct Investment and Economic Growth in Colombia

Abstract: This article seeks to analyze empirically the relationship between foreign direct investment (FDI) and economic growth in Colombian using data from various time series observed during 2000–2019. A cointegration test is performed, and a vector error correction (VEC) model is employed, including gross capital formation as an additional control variable. Causality tests are carried out among variables, and impulse-response functions are assessed for how they respond to changes in other variables. The results reveal that FDI and economic growth are in a long-term equilibrium relationship. We identified that economic growth is significant in attracting more investment flows. However, FDI has a moderate effect on economic growth. There is also a one-way causal relationship that goes from economic development to FDI. In other words, increased FDI flows do not necessarily translate into considerable economic growth. These results contradict the widely accepted view that an increase in FDI can improve economic growth and reinforce the idea that the success of FDI in countries depends on the initial conditions of each economy.

Keywords: foreign direct investment; economic growth; gross capital formation; cointegration; causality

Investimento estrangeiro direto e crescimento econômico na Colômbia

Resumo: este artigo pretende analisar empiricamente a relação entre o investimento estrangeiro direto (IED) e o crescimento econômico para o caso colombiano, utilizando dados de séries de tempo observados durante o período 2000 e 2019. Para isso, é realizada uma análise de cointegração e é estimado um modelo vetorial de correção de erros (VEC, na sigla inglesa), no qual é incluída a formação bruta de capital como variável adicional de controle. Além disso, são realizados testes de causalidade entre as variáveis e são estimadas funções de impulso-resposta com o objetivo de determinar como responde uma variável ante mudanças em outras variáveis. Os resultados mostram que o investimento estrangeiro e o crescimento econômico são muito importantes para atrair maiores fluxos de investimento. Contudo, o investimento estrangeiro tem um efeito moderado sobre o crescimento econômico. Além disso, existe uma relação de causalidade unidirecional que vai do crescimento econômico ao investimento estrangeiro, isto é, o aumento dos fluxos de investimento estrangeiro não é traduzido necessariamente em maior crescimento econômico. Esses resultados, de uma ou de outra forma, contradizem a opinião amplamente aceita de que um aumento do IED pode ser importante para melhorar o crescimento econômico, o que reforça a ideia de que o sucesso do IED nos países depende das condições iniciais de cada economia.

Palavras-chave: investimento estrangeiro direto; crescimento econômico; formação bruta de capital; cointegração; causalidade

Introducción

El crecimiento económico es una de las prioridades para cualquier economía del mundo. Esto se debe a que un mayor crecimiento de la actividad productiva se traduce, en la mayoría de los casos, en un mayor bienestar para la población. En este contexto, desde mediados del siglo xx, Colombia optó por un modelo de desarrollo cerrado, propiciado por los postulados estructuralistas de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal)¹, los cuales planteaban la industrialización y el desarrollo de las economías latinoamericanas mediante la sustitución de importaciones. Este modelo abogaba por un desarrollo económico de adentro hacia afuera, debido a que las economías de la región presentaban una serie de desajustes estructurales que las hacían vulnerables ante los choques externos. Sin embargo, en razón a las crisis económicas vividas en la década de los ochenta y a la influencia de los órganos económicos internacionales, la economía colombiana abrió sus puertas a los mercados internacionales, la globalización y la integración económica a comienzos de la década de los noventa.

La apertura económica contribuyó a eliminar las fronteras al comercio internacional, pero, sobre todo, propició la entrada de inversión extranjera directa (IED) como mecanismo impulsador del crecimiento económico. En este sentido, tanto la teoría como la evidencia empírica concuerdan en que una mayor inversión se relaciona con un mayor crecimiento económico. En efecto, Reina (2007), en alusión a las economías en vía de desarrollo, afirma:

desde la perspectiva de la teoría del crecimiento económico, el incremento del acervo de capital es

1 Bonfati (2015) ubica la puesta en marcha del modelo de industrialización por sustitución de importaciones en el momento en que se produce la Gran Depresión en 1929, puesto que dicha crisis también impactó las economías latinoamericanas. No obstante, para FitzGerald (1998) la teoría económica formal de este enfoque solo comenzó en América Latina luego de la Conferencia de la Habana de 1947, cuando el discurso teórico fue propiciado por la Cepal.

uno de los canales más importantes a través de los cuales la IED tiene un efecto positivo sobre las economías receptoras. Esta situación es especialmente relevante en economías en crecimiento que por su bajo nivel de desarrollo no cuentan con la capacidad de ahorro suficiente para financiar la formación de capital, o que no tienen un mercado financiero y de capitales suficientemente desarrollado para canalizar los recursos necesarios para hacerlo. En ese sentido, en muchos casos la IED se convierte en una fuente invaluable de expansión de la capacidad productiva de las economías receptoras (p. 5).

Anaya-Mendoza (2012), tomando como referencia el modelo neoclásico de Solow (1956), establece que la acumulación de capital fijo y el progreso tecnológico son los principales impulsores del crecimiento de las economías, aunque supone que la IED no afecta la actividad productiva en el largo plazo en un contexto de competencia perfecta y productividad marginal decreciente. Por tanto, el crecimiento económico en el largo plazo solo puede atenuarse modificando factores exógenos como la tecnología. Por su parte, desde el punto de vista de la teoría del crecimiento endógeno, propuesto por Paul Romer (1986) y Robert Lucas (1988), se estima que la IED afecta de forma directa el crecimiento de la economía a través de la formación de capital y el desarrollo del capital humano. Asimismo, estos modelos proponen que la IED afecta positivamente al crecimiento económico porque facilita la transferencia de conocimiento y tecnología desde los países desarrollados hacia las economías emergentes (Anaya-Mendoza, 2012).

Tradicionalmente, los hacedores de política se ocupan solo de estimular el crecimiento económico mediante el incremento de la IED, sin tener en cuenta que un mayor crecimiento económico crea las condiciones adecuadas para atraer mayores flujos de inversión foránea. Anaya-Mendoza (2012) sugiere que no se ha llegado a un consenso sobre el efecto determinante del crecimiento de las economías sobre la IED. Aunque no existen fundamentos teóricos formales que avalen el impacto del crecimiento económico sobre la IED, estudios de carácter empírico han encontrado evidencia sobre una relación unidireccional que va del producto interno bruto (PIB) a la IED, y sobre una relación bidireccional

entre estas dos variables (Anaya-Mendoza, 2012; Pradhan, 2009; Reina, 2007; Samad, 2009). Autores como Mogrovejo (2005) y Correa-da Silveira, Dias-Samsonescu y Triches (2017) sugieren que el crecimiento económico puede afectar la IED a través del comportamiento de otras variables, como, por ejemplo, el tamaño de los mercados, la eficiencia productiva, la estabilidad macroeconómica, el coeficiente de apertura comercial y las expectativas de recepción de la inversión.

En este contexto, surgen las siguientes conjeturas: primero, la hipótesis según la cual la IED estimula el crecimiento económico a través de la transferencia de conocimientos, el desarrollo del capital humano y el mejoramiento técnico; y segundo, la hipótesis de que el crecimiento económico impulsa la IED, porque la prosperidad económica de los países, la dotación de recursos y factores productivos, la tecnología y el tamaño de los mercados se convierten en los escenarios propicios para obtener beneficios, por tanto, el crecimiento de la actividad productiva atrae una mayor cantidad de inversores. De esta manera, la IED y el crecimiento económico no pueden considerarse como variables independientes.

En este sentido, el propósito de este trabajo de investigación es analizar empíricamente la relación entre la IED y el crecimiento económico. Se utilizan datos de series de tiempo con periodicidad trimestral, observados entre el 2000 y el 2019. A fin de medir la IED se utiliza el logaritmo natural del flujo de inversión directa que ingresa al país proveniente del exterior, mientras que para medir el crecimiento económico se utiliza el logaritmo natural del PIB. Además, se utiliza el logaritmo natural de la formación bruta de capital (FBC) como variable de control. El análisis empírico parte de la aplicación de pruebas de raíz unitaria con el propósito de identificar las propiedades de estacionariedad de las series. Posteriormente, se realizan pruebas de cointegración, en el marco de la estimación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR), con el fin de conocer si la IED y el crecimiento económico tienen una relación de equilibrio de largo plazo. Por último, se estima un modelo vectorial de corrección de errores (VEC, por su sigla en inglés), se realizan pruebas de causalidad y

se calculan funciones de impulso-respuesta (FIR). Los principales resultados muestran que la IED y el crecimiento económico tienen una relación de equilibrio de largo plazo. Mediante el modelo VEC, las pruebas de causalidad y las FIR es posible identificar que el crecimiento económico es muy importante para atraer mayores flujos de IED. Por su parte, aunque la IED tiene un efecto positivo sobre el crecimiento económico, su impacto estimado es muy pequeño. Adicionalmente, no parece haber complementariedad entre la IED y la inversión interna para estimular el crecimiento económico.

Este documento está organizado en seis secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda sección se presenta la revisión de literatura. En la tercera se describen los datos utilizados. En la cuarta sección se definen los aspectos metodológicos. En la quinta se presentan los resultados del análisis empírico y, finalmente, en la sexta sección las conclusiones y recomendaciones.

Revisión de literatura

Uno de los temas de estudio relevantes en la ciencia económica es conocer y explicar la relación que existe entre la IED y el crecimiento de las economías. Sin embargo, según aportes de Anaya-Mendoza (2012), no hay dentro de la literatura económica un consenso acerca de la conexión entre estas dos variables, ni mucho menos sobre su orden de causalidad. En este sentido, existe la posibilidad de que se dé tanto una relación positiva como una negativa entre la IED y el PIB; de hecho, diversas investigaciones han sustentado ambas hipótesis a través de la evidencia empírica. En lo referente a la causalidad, se ha evidenciado tanto el hecho de que la IED estimula el crecimiento económico como que un mayor ritmo de crecimiento repercute en un mayor nivel de IED.

En el contexto internacional, Borensztein, De Gregorio y Lee (1998) desarrollaron una investigación mediante modelos de regresión para datos de panel con el fin de determinar el impacto de la IED en el crecimiento económico en países industrializados y en vía de desarrollo entre 1970 y 1989. Los principales resultados reflejan un impacto positivo de la IED sobre el crecimiento económico. Sin

embargo, su efecto puede estar condicionado por una serie de restricciones. Según los autores, las economías receptoras de IED deben tener una gran magnitud de capital humano altamente capacitado para acopiar la tecnología proveniente de este tipo de inversiones.

A diferencia de los estudios que sugieren una correlación positiva y significativa entre la IED y el crecimiento del PIB, otros autores han encontrado efectos no significativos o negativos (Akinlo, 2004; Ayanwale, 2007; Fry, 1993). Efectivamente, Adams (2009), utilizando la metodología de datos de panel para una muestra de 42 países africanos durante el periodo 1990-2003, identificó una relación negativa entre los flujos de IED y el crecimiento económico; por tanto, para las economías africanas, un incremento de este tipo de inversión reduce la renta nacional. Por su parte, Hermes y Lesink (2003) estimaron dicha relación para 67 países en desarrollo durante el periodo 1970-1995 y hallaron que la IED tiene un efecto negativo y significativo en el país receptor.

En el contexto colombiano, Baracaldo, Garzón y Vásquez (2012) realizaron una investigación con el fin de determinar la relación entre los flujos de IED y el crecimiento económico, para lo cual emplearon un panel dinámico con la metodología de Arellano y Bond (1991). Los autores encontraron que la IED afecta positiva y significativamente el crecimiento de la economía. Sin embargo, estos resultados difieren de los obtenidos por Borensztein *et al.* (1998) porque, según Baracaldo *et al.* (2012), este efecto es independiente del grado de desarrollo de las economías receptoras de la inversión; incluso, variables geográficas u otras consideraciones propias de la economía no condicionan el efecto de la IED sobre el crecimiento económico. Lo anterior sustenta los aportes de Reina (2007), quien a través de un modelo VAR estimó la relación entre la IED y el PIB de Colombia entre el 2001 y el 2006, de manera que encontró cómo cerca de un punto porcentual del crecimiento económico promedio en Colombia durante el periodo estudiado se explicó por la IED.

Villegas (2013), por su parte, estudió la relación de causalidad entre el crecimiento económico de México y la IED entre 1995 y el 2010, aplicó los

métodos de Granger utilizando un modelo VAR y la metodología de grupos. El autor encuentra que la relación de causalidad sigue un proceso contrario al esperado, es decir, un incremento en la inversión extranjera directa no causa crecimiento económico, por el contrario, es un incremento en el crecimiento económico el que genera un incremento en la IED mexicana.

Por otra parte, Armijos y Olaya (2017) estudiaron el efecto de la inversión extranjera directa en el crecimiento económico en Ecuador durante el periodo 1980-2015 por medio de la estimación de modelo VEC y de un robusto análisis de cointegración, dado que la IED es la fuente de ingresos más importante de Ecuador, un país dolarizado. Las autoras consideraron el modelo de crecimiento de Solow (1956) y Swan (1956), así como el modelo de Rebelo (1991); además, agregaron la variable IED y otras, como, por ejemplo, el gasto público. Dentro de los principales resultados se destaca que el país tiene un bajo nivel de capital que afecta a la inversión extranjera directa y esta, a su vez, se ve influenciada por el bajo nivel de gasto público. Asimismo, se identificó que la inversión extranjera tiene una relación tanto de corto como de largo plazo con el crecimiento económico de Ecuador.

En cuanto al enfoque de causalidad, uno de los estudios más conocidos es el desarrollado por Samad (2009), quien investigó la dirección del nexo causal entre la IED y el crecimiento económico a través de técnicas de cointegración, el método de causalidad de Granger (1969) y el modelo de corrección de errores, aplicados a una muestra de 19 economías de América Latina y Asia suroriental. De acuerdo con Samad (2009), en el contexto latinoamericano países como Brasil, Guatemala, Chile y El Salvador presentan una relación causal unidireccional a largo plazo desde el PIB hacia la IED. En el caso de Argentina, la causalidad va de la IED al PIB. Asimismo, en Bolivia, Colombia, Ecuador, Honduras y México la IED y el crecimiento económico no presentan cointegración, por tanto, la relación entre las dos variables es de corto plazo; además, solo en Bolivia y Colombia se halla una relación bidireccional. De estos países, Ecuador es el único que presenta una relación causal unidireccional que va desde el crecimiento económico a la IED. Para los países

asiáticos solo Sri Lanka muestra una relación a largo plazo entre IED y PIB. En efecto, allí la causalidad va del crecimiento a la inversión. Por su parte, en Singapur, Indonesia, India, Tailandia y Pakistán se halló una relación de causalidad bidireccional de corto plazo, mientras que en Filipinas y Bangladesh existe un nexo causal unidireccional desde el crecimiento económico hacia la IED.

Uwazie, Igwemma y Nnabu (2015) estudiaron el nexo entre la IED y el crecimiento económico en Nigeria durante el periodo 1970-2013, a través de un modelo de corrección del vector de error (VEC), debido a que las series son integradas de orden uno y, además, están cointegradas, de acuerdo con la prueba de cointegración de Johansen. Los autores encuentran que la inversión extranjera directa y el crecimiento económico se refuerzan mutuamente a corto plazo, mientras que tanto en el corto como en el largo plazo se reporta que una mayor inversión extranjera directa causará el crecimiento económico en Nigeria. Los autores concluyen que la causalidad bidireccional encontrada indica que el rápido crecimiento económico ha acelerado la entrada de IED al país, así como el aumento de la entrada de IED ha mejorado el crecimiento económico en Nigeria.

Ershad y Haque (2016) encontraron para Bangladesh que existe una relación entre la inversión extranjera directa, el comercio y la tasa de crecimiento del PIB per cápita para el periodo 1973-2014. Empleando un modelo de vectores de corrección de error (VEC) muestran que existe una relación a largo plazo entre estas variables. Uno de los principales resultados es que tanto el comercio como la IED impactan de manera significativa y positiva la tasa de crecimiento del PIB per cápita.

Por otra parte, Anaya-Mendoza (2012) realizó un estudio empírico acerca de la IED y el crecimiento económico en América Latina para el periodo 1980-2010, mediante la prueba de causalidad de Granger (1969), en el marco de la estimación de un modelo VAR. Los resultados evidencian relaciones causales unidireccionales y bidireccionales. Por ejemplo, en Argentina el efecto causal va de la IED al PIB, de manera que coincide con Samad (2009). Este mismo resultado se obtiene para la economía venezolana, sin embargo, el sentido de la relación causal no coincide con la política emprendida por el gobierno

de restringir la llegada de IED durante la primera década del siglo XXI. Por su parte, en países como Chile y Perú también se hallaron nexos causales, pero en sentido contrario; es decir, del PIB a la IED, lo que significa que un mayor crecimiento propició una mayor atracción de inversión foránea. En Colombia y Brasil se identificó una relación causal bidireccional, lo que implica un proceso de retroalimentación mutua entre las variables. Según el autor, los flujos de IED favorecieron un mayor crecimiento económico, pero, a su vez, este crecimiento atrajo aún más inversión.

Oladipo (2012) analiza la relación entre el crecimiento económico y la IED para 16 países en desarrollo de América Latina y del Caribe durante las últimas tres décadas. El autor utilizó pruebas de causalidad de Toda y Yamamoto (1995), implementadas en los modelos VEC. Entre los resultados se destaca que, para todos los países excepto República Dominicana, Trinidad y Tobago y Jamaica, se encontró evidencia empírica de que la IED causa el PIB; también se encontró que existe causalidad bidireccional en Argentina, Brasil, México, Perú y Venezuela, lo cual indica que tanto la IED como el crecimiento económico se refuerzan mutuamente. En países como Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala y Bahamas, que presentaron causalidad unidireccional de la IED al crecimiento económico, se concluye que la IED no solo conduce a la formación de capital y la generación de empleo, sino que, además, contribuye a que aumente el crecimiento económico.

De acuerdo con la revisión de la literatura, se puede comentar que, hasta la fecha, no existe un consenso claro acerca del tipo de relación entre el crecimiento económico y la IED. Por tanto, se considera que las características socioeconómicas, propias de cada país, influyen de manera sustancial en la determinación de dicha relación.

Datos

Para estimar la relación que existe entre la IED y el crecimiento económico en Colombia se conformó un conjunto de datos de series de tiempo, con periodicidad trimestral, que contiene información sobre los flujos de IED en el país, el producto interno

bruto (PIB) y la formación bruta de capital (FBC). Se usaron las series deflactadas y desestacionalizadas observadas entre el primer trimestre del 2000 y el tercer trimestre del 2019 (2000Q1-2019Q3). Esta información se tomó de los datos del Fondo Monetario Internacional (FMI).

El gráfico de la Figura 1 muestra el logaritmo natural del PIB, la IED y la FBC. De acuerdo con esto, el PIB presentó una tendencia creciente durante el periodo analizado. En efecto, el PIB de la economía colombiana pasó de 107 miles de millones de pesos (a precios constantes de 2015) en el 2000 a más de 220 miles de millones de pesos en el 2019. Esto representa una variación del 105,8 % y una tasa de crecimiento promedio anual equivalente al 3,8 %.

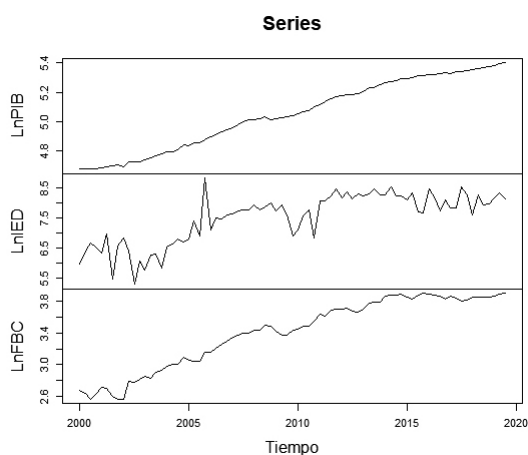


Figura 1. Comportamiento de las series.
Fuente: elaboración propia.

Por su parte, la IED presentó una tendencia creciente a través del tiempo. En efecto, los flujos de IED pasaron de 387 millones de dólares en el primer trimestre del 2000 a más de 3300 millones de dólares en el tercer trimestre del 2019. Esto es equivalente a una tasa de crecimiento promedio anual de 11,9 %. Sin embargo, la entrada de inversión foránea al país ha sido altamente volátil. En efecto, se observan periodos en los que la IED aumentó de forma considerable y periodos en los que se presentó una disminución de este flujo. Según los datos del FMI, la FBC en Colombia presentó una tendencia creciente durante el periodo de análisis, pasando de 14 miles de millones de pesos en el primer trimestre del 2000 a más de 49 miles de millones

de pesos en el tercer trimestre del 2019. Esto representa un incremento superior al 240 % y una tasa de crecimiento promedio anual del 6,71 %.

El PIB, la IED y la FBC presentaron una tendencia creciente entre el 2000 y el 2019, por tanto, es de esperar que estas variables estén correlacionadas positivamente. Efectivamente, el gráfico de la Figura A1 (véase el Anexo) muestra que el PIB y la IED guardan una relación positiva a través del tiempo. De igual manera, el gráfico de la figura A2 (véase el Anexo) muestra que el PIB está relacionado de manera positiva con la FBC. No obstante, la relación observada entre el PIB y la FBC parece ser más estrecha que la relación observada entre el PIB y la IED. Finalmente, el gráfico de la Figura A3 (véase el Anexo) muestra que existe una correlación positiva entre la IED y la FBC.

Metodología

El análisis empírico se realizó a través del enfoque de series de tiempo, en el marco de la estimación de un modelo VAR. Un modelo VAR se expresa como un sistema de ecuaciones en el que la ley de movimiento de una variable puede estar explicada por las realizaciones pasadas de ella misma y de otra variable endógena (Sims, 1980). Para identificar el orden del modelo VAR se usaron los criterios de información de Akaike (AIC), Schwartz (SC) y Hannan-Quin (HQ). Sin embargo, es recomendable prestar mayor atención al criterio AIC, pues asegura que las perturbaciones del modelo están libres de autocorrelación.

Los modelos VAR se emplean cuando las variables son estacionarias y están integradas, al menos de primer orden. Por tanto, es deseable que las series correspondan a un proceso estacionario, en el cual la media, la varianza y la autocovarianza de los datos deben ser independientes del tiempo (Enders, 2015). Sin embargo, a menudo los datos macroeconómicos no corresponden a series estacionarias. Por tanto, el punto de partida del análisis empírico es la aplicación de pruebas de raíz unitaria con el fin de determinar el orden de integración de las variables. Para esto se usó la prueba ADF (Dickey y Fuller 1979; 1981), la prueba PP (Phillips y Perron, 1988), la prueba KPSS (Kwiatkowski,

Phillips, Schmidt y Shin, 1992) y la prueba no paramétrica de Breitung (2002).

Una vez determinado el orden de integración de las series es conveniente identificar si las series están cointegradas y guardan una relación de equilibrio de largo plazo. Según Novales (2014), un vector de variables integradas se dice que están cointegradas si existe una combinación lineal de estas, definida por un vector α que se denomina vector de cointegración. De acuerdo con Johansen (1991) y Mata (2008), las series pueden deambular, pero en el largo plazo hay fuerzas económicas que tienden a empujarlas hacia un equilibrio. Por tanto, las series cointegradas no se separarán mucho unas de otras debido a que ellas están enlazadas a través del tiempo. En este sentido, dos series no estacionarias, del mismo orden de integración, sea $x_t \sim I(1)$ y $y_t \sim I(1)$, están cointegradas si existe una combinación lineal tal que la serie resultante sea un proceso estacionario $I(0)$. Para conocer si las series están cointegradas se aplicó la prueba de cointegración de Johansen (1991), la prueba de Engle y Granger (1987) y la prueba de Phillips y Ouliaris (1990).

Si las series están cointegradas es posible aplicar un modelo VEC, con el fin de estimar las relaciones de largo plazo entre las variables. El modelo VEC se emplea con la finalidad de corregir los desequilibrios presentados en las series cointegradas, por medio de la inclusión de un término de “corrección de error”. Por tanto, acudiendo al teorema de representación de Engle y Granger (1987), para dos variables cointegradas, y_t y x_t , sus relaciones dinámicas están caracterizadas por un modelo VEC que se expresa de la siguiente forma:

$$\Delta x_t = \delta_{11} + \delta_{12} \tilde{\xi}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \delta_{21} + \delta_{22} \tilde{\xi}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Al igual que en el modelo VAR, la ley de movimiento de una variable puede estar explicada por las realizaciones pasadas de ella misma y de otra variable endógena. Sin embargo, en este caso la variable $\tilde{\xi}_{t-1}$ representa el término de corrección de error que ha de aparecer en las ecuaciones con un determinado signo, el cual depende del modo en que se obtuvo el desequilibrio.

Además de la estimación del modelo VEC, cuando se tienen series cointegradas es posible realizar pruebas de causalidad y calcular FIR con base en los resultados obtenidos en el modelo VAR. Con el fin de estimar relaciones causales, Granger (1969) desarrolló una prueba que permite determinar si una variable x_t causa una variable y_t ; por tanto, se debe comparar y deducir si el comportamiento actual y el pasado de una serie temporal x_t predicen la conducta de una serie temporal y_t . Si esto efectivamente ocurre, se dice que “el resultado x ” causa en el sentido de Granger “el resultado y ”. El comportamiento identificado puede ser unidireccional cuando una variable incide en el comportamiento de la otra o viceversa, o puede ser bidireccional cuando las variaciones en las series se explican mutuamente, es decir, x_t afecta a y_t e y_t afecta a x_t de manera simultánea. Por su parte, las FIR permiten conocer la respuesta de una variable x_t ante impulsos o innovaciones exógenas en otra variable y_t .

Resultados

El análisis empírico se realizó usando las series del PIB, la IED y la FBC, expresadas en forma de logaritmo natural. Si bien este análisis está orientado a estimar la relación que existe entre la IED y el crecimiento económico en Colombia, las estimaciones y los cálculos econométricos incluyen la FBC como una variable que permite controlar el efecto de la inversión interna. El primer paso del análisis consiste en verificar la estacionariedad y el orden de integración de las series mediante la aplicación de pruebas de raíz unitaria, tal y como se observa en la Tabla 1. Las pruebas ADF, PP, KPSS y Breitung indican que el logaritmo natural del PIB tiene raíz unitaria y, por tanto, la serie es no estacionaria. Sin embargo, transformando las series en primeras diferencias se obtiene un proceso estacionario. Por tanto, el PIB es una serie integrada de primer orden $I(1)$. De manera similar, las pruebas ADF, KPSS y Breitung muestran que la IED es una serie estacionaria en sus primeras diferencias. De este modo, se puede asumir que la IED es $I(1)$. Asimismo, las pruebas ADF, PP, KPSS y Breitung permiten concluir que la FBC es una serie estacionaria cuando se expresa en primeras diferencias. Por tanto, la FBC también se considera $I(1)$.

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria

Variable	adf Ho: raíz unitaria		pp Ho: raíz unitaria		kpss Ho: estacionariedad		Breitung Ho: raíz unitaria	
	Ln	PD	Ln	PD	Ln	PD	Ln	PD
LnPIB	-0,72	-3,35**	-1,51	-9,12***	0,14**	0,14	0,01	0,00***
LnIED	-1,96	-9,08***	-3,38**	-21,53***	0,62**	0,14	0,06	0,00***
LnFBC	-1,35	-3,35**	-1,10	-8,35***	0,18**	0,23	0,01	0,00***

Nota: *** es p-value<0,01, ** es p-value<0,05, * es p-value<0,1.

Fuente: elaboración propia.

Dado que las series tienen el mismo orden de integración es posible aplicar pruebas de cointegración en el marco de la estimación de un modelo VAR. Además, la estimación del modelo VAR es un insumo importante para estimar el modelo VEC, realizar las pruebas de causalidad y calcular las FIR. De acuerdo con los criterios HQ y SC es adecuado estimar un modelo VAR(1). No obstante, según el criterio de información AIC es apropiado estimar un modelo VAR(2). Por tanto, con el fin de evitar posibles problemas de autocorrelación se procedió a estimar un modelo con dos rezagos en cada una de las variables explicativas de las ecuaciones simultáneas. En efecto, la Tabla 2 muestra que el modelo cumple con los supuestos de estabilidad correspondientes a la ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad. Aunque la prueba

asintótica de Pormanteau y la prueba ajustada de Pormanteau permiten rechazar la hipótesis nula sobre no autocorrelación, se asume que el modelo no sufre de problemas de autocorrelación según el resultado de las pruebas de Breusch-Godfrey y Edgerton-Shukur, las cuales indican que los residuos no parecen tener correlaciones que dependan del rezago. Asimismo, no es posible rechazar la hipótesis nula sobre homocedasticidad debido a que no existe evidencia de un comportamiento ARCH multivariado en los residuales. Por otra parte, aunque el test de Jarque-Bera indica que no se cumple el supuesto de normalidad, es posible asumir que los residuales siguen una distribución normal multivariada, dado que no se pretende hacer proyecciones a partir del modelo.

Tabla 2. Verificación de los supuestos del modelo VAR

Supuestos	Test	P-value
Ho: no autocorrelación	PT- asymptotic	0,0364
	PT-adjusted	0,0015
	Breusch-Godfrey	0,2506
	Edgerton-Shukur	0,4609
Ho: homocedasticidad	ARCH	0,7906
Ho: normalidad	Jarque-Bera	0,0000

Nota: *** es p-value<0,01, ** es p-value<0,05, * es p-value<0,1.

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 3 muestra el resultado de las pruebas de cointegración. Según la prueba de Johansen, es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración usando tanto el estadístico del máximo valor propio como el estadístico de la traza. Adicionalmente, no es posible rechazar la hipótesis nula sobre la existencia de, al menos, un vector de cointegración

y la hipótesis nula sobre la existencia de, al menos, dos vectores de cointegración. De manera análoga, las pruebas de Phillips y Ouliaris (1990) y Engle y Granger (1987) permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Por tanto, se puede asumir que las series están cointegradas y guardan una relación de equilibrio en el largo plazo.

Tabla 3. Pruebas de cointegración

Test de cointegración	Hipótesis nula	Estadístico
Test de Johansen		26,00***
		8,85
Test de Johansen		1,97
		39,16***
Test de Johansen		10,82
		1,97
Prueba Phillips-Ouliaris Pu		75,34***
Prueba Phillips-Ouliaris Pz		78,32*
Engle-Granger		0,00***

Nota: *** es p-value<0,01, ** es p-value<0,05, * es p-value<0,1.

Fuente: elaboración propia.

Debido a que las series están cointegradas es posible estimar las relaciones de largo plazo mediante un modelo VEC. La Tabla 4 muestra que los desequilibrios de largo plazo no tienen un gran efecto sobre el PIB y la FBC, pero sí un gran impacto sobre la IED. El resultado de las estimaciones muestra que la IED tiene un efecto positivo sobre el PIB, por tanto, el aumento de flujos de inversión foránea contribuye al crecimiento de la actividad productiva en el país. De igual manera, la FBC

afecta positivamente el crecimiento económico. Por su parte, el aumento del PIB está asociado de forma positiva con la IED, por tanto, el crecimiento económico es importante para atraer a los inversionistas extranjeros. No obstante, la FBC tiene un efecto negativo sobre la IED. Adicionalmente, la FBC se ve afectada negativamente por el primer rezago de la IED y positivamente por el segundo rezago de la IED y por el crecimiento de la actividad productiva.

Tabla 4. Resultados del modelo VEC

Variable	LnPIB	LnIED	LnFBC
ECT	-0,0005 (0,0029)	-0,4129*** (0,1409)	0,0216 (0,0153)
Intercepto	0,0640 (0,2988)	42,7605*** (14,6069)	-2,2269 (1,5856)
LnPIB-1	-0,0632 (0,1305)	3,5547 (6,3821)	0,1748 (0,6928)

Variable	LnPIB	LnIED	LnFBC
LnPIB-2	8,7737 (6,3784)	8,7737 (6,3784)	1,1986* (0,6924)
LnIED-1	0,0029 (0,0028)	-0,4297*** (0,1361)	-0,0099 (0,0148)
LnIED-2	0,0051** (0,0023)	-0,1972* (0,1125)	0,0157 (0,0122)
LnFBC-1	0,0116 (0,0246)	-2,9200** (1,2030)	0,0727 (0,1306)
LnFBC-2	0,0269 (0,0258)	-0,9827 (1,2593)	-0,1752 (0,1367)
R-cuadrado	0,5532	0,4458	0,1687
R-cuadrado ajustado	0,5222	0,4073	0,1088
F estadístico	17,8300	11,5800	2,8800

Nota: *** es p-value<0,01, ** es p-value<0,05, * es p-value<0,1.

Fuente: elaboración propia.

A pesar de que las estimaciones del modelo VEC muestran que la IED promueve el crecimiento económico y, a su vez, el crecimiento contribuye a atraer mayores flujos de IED, es importante conocer cuál de las variables antecede la ley de movimiento de la otra variable mediante la estimación de pruebas de causalidad. La Tabla 5 muestra el resultado de las pruebas de causalidad instantánea y las pruebas de causalidad en el sentido de Granger. Según las pruebas de causalidad instantánea, la IED no contribuye a promover el crecimiento económico y la FBC en el corto plazo. No obstante, el PIB contribuye en el incremento de la

IED y la FBC, mientras que la FBC promueve el aumento del PIB y la IED. Según la prueba de causalidad de Granger, la IED no contribuye a mejorar el crecimiento económico y la FBC en el largo plazo. Sin embargo, el PIB causa, en el sentido de Granger, a la IED y la FBC. Asimismo, la FBC causa el PIB y la IED. De esta manera, se puede decir que, para el caso colombiano, existe una relación de causalidad unidireccional que va del PIB a la IED, una relación de causalidad unidireccional que va de la FBC a la IED y una relación de causalidad bidireccional entre el PIB y la FBC.

Tabla 5. Pruebas de causalidad

Test de causalidad	Prueba de hipótesis	F-test/Chi-sq
Causalidad de Granger	Ho: IED no causa a lo Granger a PIB y FBC	0,4587
	Ho: PIB no causa a lo Granger a IED y FBC	3,2215**
	Ho: FBC no causa a lo Granger a PIB e IED	2,4335**
Causalidad instantánea	Ho: no hay causalidad instantánea entre IED y PIB y FBC	1,7359
	Ho: no hay causalidad instantánea entre PIB y IED y FBC	17,3590***
	Ho: no hay causalidad instantánea entre FBC y PIB e IED	17,9470***

Nota: *** es p-value<0,01, ** es p-value<0,05, * es p-value<0,1.

Fuente: elaboración propia.

Al contar con un modelo estable se procedió a estimar las FIR, que no son más que variaciones obtenidas en una variable (respuesta) a partir de una serie de cambios en otra variable (impulso). Es decir, las FIR trazan el cambio de las variables endógenas contemporáneas y futuras ante una innovación en una de ellas, asumiendo que esa innovación desaparece en los periodos subsiguientes y que todas las otras innovaciones permanecen sin

cambio. De acuerdo con el gráfico de la Figura 2, las innovaciones en la IED promueven un pequeño incremento del PIB durante el primer periodo. Esta respuesta del PIB tiende a mantenerse estable a través del tiempo. Asimismo, las innovaciones en la IED provocan un aumento de la FBC durante los primeros cinco periodos después del choque, sin embargo, este efecto parece disminuir y estabilizarse a medida que pasa el tiempo.

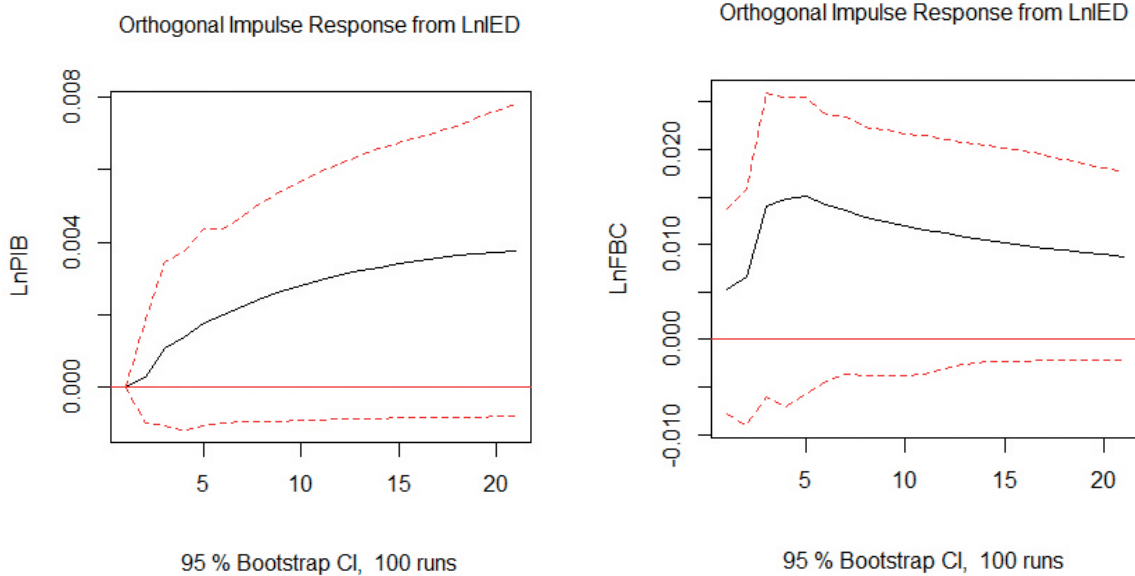


Figura 2. Impulsos de la IED

Fuente: elaboración propia.

El gráfico de la Figura 3 muestra la respuesta de la IED y la FBC ante perturbaciones aleatorias del PIB. En este sentido, las innovaciones en el PIB provocan un aumento de la IED un periodo después del choque, una disminución dos periodos después y, de nuevo, un aumento para el tercer periodo. Adicionalmente, este efecto comienza a ser muy significativo a partir del cuarto periodo y tiende a mantenerse estable a través del tiempo. Por tanto, los choques exógenos del PIB tienden a impulsar la IED en el largo plazo. De manera similar, las innovaciones en el PIB provocan un aumento significativo de la FBC durante los dos primeros periodos después del choque. Después del tercer periodo la respuesta sigue siendo positiva, pero tiende a disminuir a medida que pasa el tiempo.

Sin embargo, las innovaciones en el PIB tienen un mayor impacto en la IED que en la FBC.

Finalmente, el gráfico de la Figura 4 muestra la respuesta del PIB y la IED ante choques o innovaciones exógenos en la FBC. El PIB responde positivamente ante innovaciones en la FBC. Además, este impacto tiende a crecer y a mantenerse varios periodos después. Por su parte, la IED responde de forma negativa ante las innovaciones en la FBC durante los dos primeros periodos después del choque. No obstante, a partir del tercer periodo la IED responde de manera positiva. Este impacto se mantiene hasta el séptimo periodo cuando comienza a disminuir y estabilizarse. Por esta razón, es probable que en el corto plazo la IED y la FBC no sean complementarias.

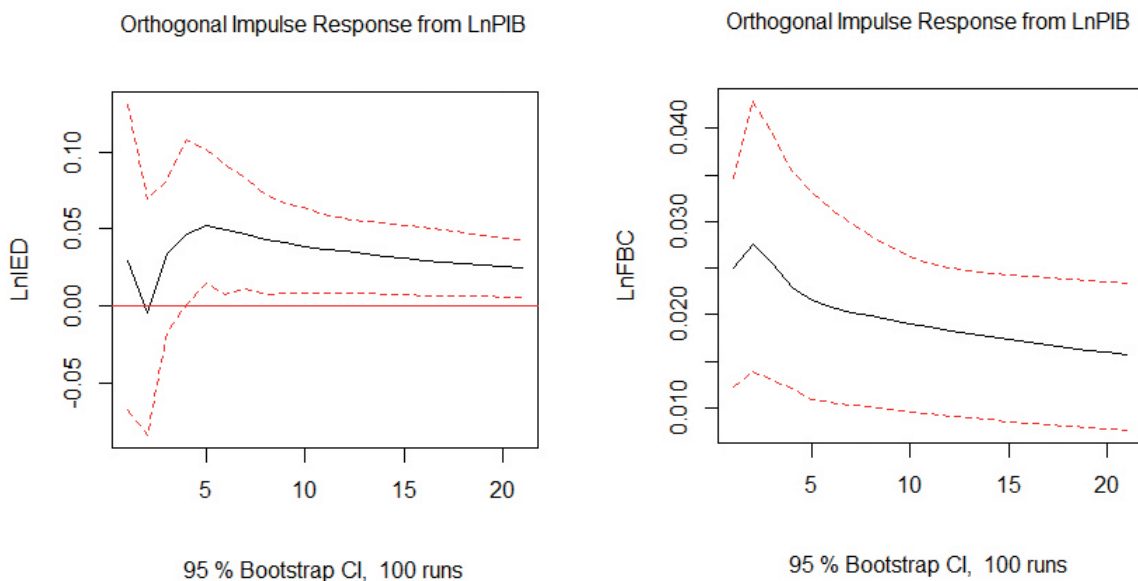


Figura 3. Impulsos del PIB.

Fuente: elaboración propia.

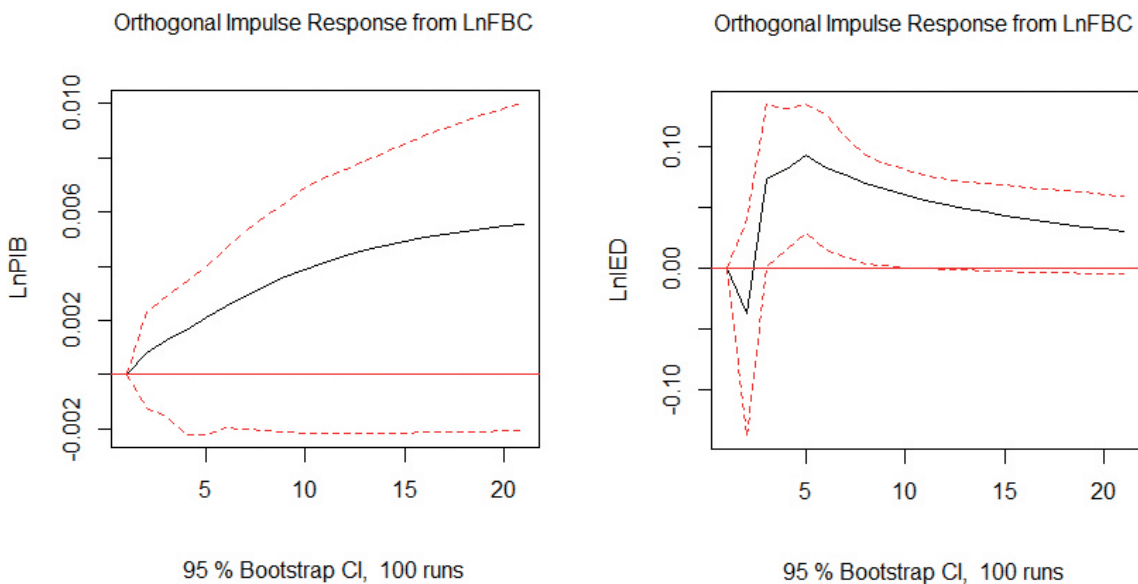


Figura 4. Impulsos de la FBC.

Fuente: elaboración propia.

En términos generales, los resultados muestran que el PIB, la IED y la FBC guardan una relación de equilibrio de largo plazo. Adicionalmente, de acuerdo con el modelo VEC, la IED y la FBC tienen un impacto positivo sobre el crecimiento económico en Colombia. No obstante, el impacto estimado es muy pequeño. Por su parte, el crecimiento económico tiene un efecto positivo sobre la IED y la FBC. Aunque cabe destacar que el impacto estimado es mayor para la IED. Sin embargo, la FBC tiene un impacto negativo sobre la IED. Por tanto, es probable que no exista complementariedad entre la inversión interna y la inversión foránea. Las pruebas de causalidad y las FIR muestran que el crecimiento económico es muy importante para atraer mayores flujos de IED hacia el país, en cambio, aunque la IED promueve el crecimiento económico, su impacto es muy pequeño. Estos resultados son consistentes con los encontrados en investigaciones previas (Adams, 2009; Akinlo, 2004; Ayanwale, 2007; Carkovic y Levine, 2002; Fry, 1993; o Hermes y Lensink, 2003, entre otros). El hecho de que la IED tenga un efecto moderado sobre el crecimiento del producto puede estar explicado por las pocas capacidades de absorción de la economía colombiana. Estas capacidades pueden hacer referencia a la estabilidad macroeconómica, el desarrollo de los mercados financieros, la formación de capital humano y la fortaleza institucional. Es posible que la capacidad de absorción del país no haya alcanzado el umbral necesario para hacer uso de la tecnología, el conocimiento y otras habilidades asociadas con la IED. Por tanto, el país podría carecer de la capacidad para maximizar los derrames tecnológicos que se obtienen con la IED. De acuerdo con Bhagwati (1978; 1985) y Ozawa (1992), en mercados que funcionan bien, el aprovechamiento de los derrames tecnológicos puede ser más eficiente, pues un entorno en el que se garantiza la competencia y se reducen las distorsiones del mercado permite mejorar el intercambio de conocimiento entre las empresas.

En este contexto es importante reconocer que la productividad de los capitales foráneos depende, en gran medida, de las condiciones iniciales del país receptor, tales como la introducción de tecnología avanzada y su capacidad de absorción,

un alto nivel de capital humano, cierto grado de complementariedad entre la inversión interna y la IED, altos niveles de ahorro y regímenes claros de apertura comercial. Autores como Borensztein *et al.* (1995) sugieren que la IED y el capital humano son complementarios en el proceso de difusión tecnológica. Asimismo, de acuerdo con Hermes y Lensink (2003), Lee y Chang (2009) y Sirag, SidAhmed y Ali (2018), la IED es muy importante para promover el crecimiento económico en países que cuentan con un sistema financiero fuertemente desarrollado. Por su parte, Smarzynska (1999) considera que en países en donde los derechos de propiedad intelectual están débilmente protegidos las empresas extranjeras realizan inversiones de bajo nivel tecnológico; esto disminuye la oportunidad de aprovechamiento del efecto derrame tecnológico y desmejora la productividad de las empresas nacionales, lo cual se refleja en bajos niveles de crecimiento. Bornschier y Chase-Dunn (1985) sostienen que la inversión extranjera forja estructuras industriales en las que, por lo general, predomina el monopolio. De acuerdo con Amin (1974), economías controladas por extranjeros no se desarrollan orgánicamente, sino que crecen de manera desarticulada, lo que conduce a un estancamiento en el crecimiento económico de países en desarrollo, pues el efecto multiplicador de crear demanda en el país receptor es débil. Este argumento es importante en países como Colombia, en donde la mayoría de la IED se encuentra en el sector de recursos naturales.

Conclusiones

En este artículo se propuso analizar empíricamente la relación entre la IED y el crecimiento económico en Colombia. Para lograr este objetivo se usó un enfoque de series de tiempo. Los principales resultados muestran que el crecimiento económico, la IED y la FBC guardan una relación de equilibrio de largo plazo. Por tanto, a pesar de que se presenten choques exógenos, en el largo plazo existen fuerzas económicas que empujan las variables hacia un estado de equilibrio. De esta manera, se puede decir que no existe una relación espuria entre el PIB, la IED y la FBC. Además, mediante el modelo VEC se

pudo identificar que el crecimiento económico es muy importante para estimular la IED y la FBC, a su vez, la IED y la FBC afectan positivamente el crecimiento económico. Sin embargo, el impacto de la IED sobre el PIB es moderado. También existe una relación negativa entre la IED y la FBC. De manera similar, mediante las pruebas de causalidad se identificó que la IED no causa el PIB y la FBC. Existe una relación de causalidad unidireccional que va del PIB a la IED, una relación de causalidad unidireccional que va de la FBC a la IED y una relación de causalidad bidireccional entre el PIB y la FBC. Por su parte, las FIR muestran que los choques exógenos en el PIB provocan importantes modificaciones en la IED y la FBC, mientras que las innovaciones en la IED causan respuestas moderadas en el PIB y la FBC. No obstante, cabe resaltar que las respuestas observadas ante impulsos en alguna de las variables tienden a mantenerse a través del tiempo.

Los resultados obtenidos permiten afirmar que, aunque el crecimiento económico es muy importante para atraer más IED, el aumento de los flujos de inversión foránea no se traduce necesariamente en mayor crecimiento económico. Estos resultados, de una u otra forma, contradicen la opinión ampliamente aceptada de que un aumento de la IED puede ser importante para mejorar el crecimiento económico. No obstante, el éxito de la IED en los países depende de las condiciones iniciales de cada economía, tales como la estabilidad macroeconómica, el nivel de educación, el desarrollo de los mercados financieros, la infraestructura física y la fortaleza institucional, entre otras, ya que la IED es una condición necesaria, pero no suficiente, para el crecimiento económico. Por tanto, sin requisitos adicionales, la IED no mejora significativamente el crecimiento económico. Es decir, se debe tener en cuenta las condiciones o capacidades iniciales de los países receptores, así como la estructura de incentivos de cada país. El país no se debe abrir de manera definitiva a todo tipo de IED; por el contrario, debe ser más crítico y cauteloso en el tipo de capitales que atrae, con el ánimo de fomentar un mayor crecimiento económico.

Es recomendable realizar más estudios empíricos que permitan identificar las razones por las cuales la IED no tiene los efectos esperados

sobre el crecimiento económico del país. Un aspecto importante es el papel desempeñado por las condiciones iniciales a las que se enfrenta la IED siempre que ingresa a un país receptor; son pocos los estudios en los que se desarrolla esta temática con relación al caso colombiano. Finalmente, los resultados de este trabajo permiten contribuir a la discusión sobre el tema y conceden un mayor número de elementos necesarios para la toma de decisiones, especialmente de política económica.

Referencias

- Adams, S. (2009). Foreign direct investment, domestic investment, and economic growth in Sub-Saharan Africa. *Journal of Policy Modeling*, 31, 939-949.
- Akinlo, A. E. (2004). Foreign direct investment and growth in Nigeria: an empirical investigation. *Journal of Policy Modeling*, 26, 627-639.
- Amin, S. (1974). Accumulation and development: a theoretical model. *Review of African Political Economy*, 9-26.
- Armijos, J. y Olaya, E. (2017). Efecto de la inversión extranjera directa en el crecimiento económico en Ecuador durante 1980-2015: un análisis de cointegración. *Revista Económica*, 2(1), 31-38. Recuperado de <https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica/article/view/205>
- Anaya-Mendoza, Á.-J. (2012). Inversión extranjera directa y crecimiento económico: evidencia para América Latina 1980-2010. *Revista de Economía del Caribe*, 10, 36-64.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2297968>
- Ayanwale, B. A. (2007). FDI and economic growth: evidence from Nigeria. *African Economic Research Consortium Paper*, 165.
- Baracaldo, D., Garzón, P. y Vásquez, H. (2012). *Crecimiento económico y flujos de inversión extranjera directa*. Bogotá: Facultad de Economía, Universidad Externado.
- Bhagwati, J. N. (1978). *Anatomy and consequences of exchange control regimes*. Cambridge, MA: Ballinger.
- Bhagwati, J. N. (1985). Protectionism: old wine in new bottles. *Journal of Policy Modeling*, 7(1), 23-33.
- Bonfati, F. A. (2015). Análisis del modelo de industrialización por sustitución de importaciones en América Latina y en Argentina. Una mirada hacia la realidad industrial actual en Argentina. *Revista Geográfica Digital*, 12(24), 1-17.

- Borensztein, E., De Gregorio, J. y Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135. doi: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00033-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0)
- Bornschieer, V. y Chase-Dunn, C. K. (1985). *Transnational corporations and underdevelopment* (tesis de licenciatura). Universidad de Zúrich, Zúrich, Suiza.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363. doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00139-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00139-7)
- Carkovic, M. y Levine, R. (2002). *Does foreign direct investment accelerate economic growth?* (working paper). Inneapolis, Saint Paul: University of Minnesota.
- Correa-da Silveira, E.-M., Dias-Samsonescu, J.-A. y Triches, D. (2017). Los determinantes de la inversión extranjera directa en el Brasil: análisis empírico del período 2001-2013. *Revista de la Cepal*, 185-199.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. doi: 10.2307/2286348
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. doi: 10.2307/1912517
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series*. University of Alabama, Wiley.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi: 10.2307/1913236
- Ershad, H. M. y Haque, M. (2016). Foreign direct investment, trade, and economic growth: an empirical analysis of Bangladesh. *Economies*, 4(7), 2-14. doi: <http://dx.doi.org/10.3390/economies4020007>
- FitzGerald, V. (1998). La Cepal y la teoría de la industrialización. *Revista de la Cepal*, 47-61.
- Fry, M. (1993). *Foreign direct investment in a macroeconomic framework: finance, efficiency, incentives and distortions* (Policy research working paper n.º 1141). Washington: The World Bank.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi: 10.2307/1912791
- Hermes, N. y Lensink, R. (2003). Foreign direct investment, financial development and economic growth. *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/00220380412331293707>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. doi: 10.2307/2938278
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lee, C.-C. y Chang, C.-P. (2009). FDI, financial development, and economic growth: international evidence. *Journal of Applied Economics*, 12(2), 249-271.
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Mata, H. (2008). *Nociones elementales de cointegración enfoque de Soren Johansen*. Bogotá: Universidad de los Andes.
- Mogrovejo, J. (2005). Factores determinantes de la inversión extranjera directa en algunos países de Latinoamérica. *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, 5(2), 62-94.
- Novalés, A. (2014). *Modelos vectoriales autoregresivos*. Madrid: Universidad Complutense.
- Ozawa, T. (1992). Foreign direct investment and economic development. *Transnational Corporations*, 1, 27-54.
- Oladipo, O. S. (2013). Does foreign direct investment cause long run economic growth? Evidence from the Latin American and the Caribbean countries. *International Economics and Economic Policy*, 10(1), 569-582. doi: <https://doi.org/10.1007/s10368-012-0225-4>
- Phillips, P. C. y Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. doi:10.2307/2938339
- Phillips, P. C. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. doi: 10.2307/2336182
- Pradhan, R.-P. (2009). The FDI-led-growth hypothesis in Asean- 5 countries: evidence from cointegrated panel analysis. *International Journal of Business Management*, 4(12), 153-164. doi: <https://doi.org/10.5539/ijbm.v4n12p153>
- Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 99(3), 500-521. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2937740>
- Reina, M. (2007). *Impacto de la inversión extranjera en Colombia: situación actual y perspectivas*. Bogotá: Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/1833190?origin=JSTOR-pdf>

- Samad, A. (2009). *Does FDI cause economic growth? Evidence from South-East Asia and Latin America*. Finance and Economics Department, Utah Valley University.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sirag, A., SidAhmed, S. y Ali, H. S. (2018). Financial development, FDI and economic growth: evidence from Sudan. *International Journal of Social Economics*, 45(8), 1236-1249. doi: <https://doi.org/10.1108/IJSE-10-2017-0476>
- Smarzynska, B. (1999). *Composition of foreign direct investment and protection of intellectual property rights in transition economies*. University of Oxford, Department of Economics, World Bank. doi: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.180128>
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/1884513?origin=JSTOR-pdf>
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334-361. Recuperado de <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>
- Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Uwazie, U. I., Igwemma, A. A. y Nnabu, B. E. (2015). Causal relationship between foreign direct investment and economic growth in Nigeria: 1970-2013. *International Journal of Economics and Finance*, 7(11), 230-241. doi: <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v7n11p230>
- Villegas, E. C. (2013). La relación de causalidad entre el crecimiento económico de México y la inversión extranjera directa (IED): un modelo de Granger. *Revista Electrónica de Divulgación de la Investigación*, 4(1), 1-32.

Anexos

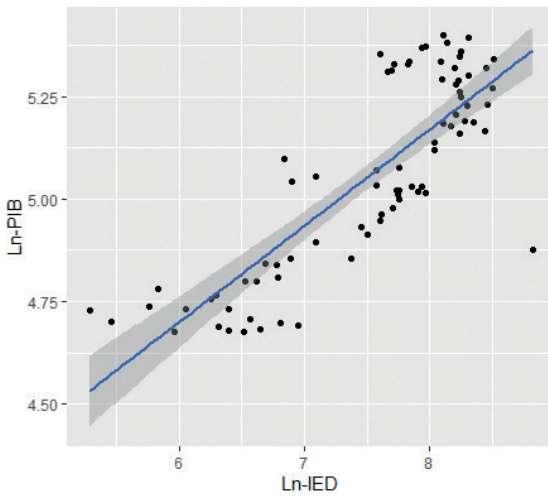


Figura A1. Relación PIB-IED.

Fuente: elaboración propia.

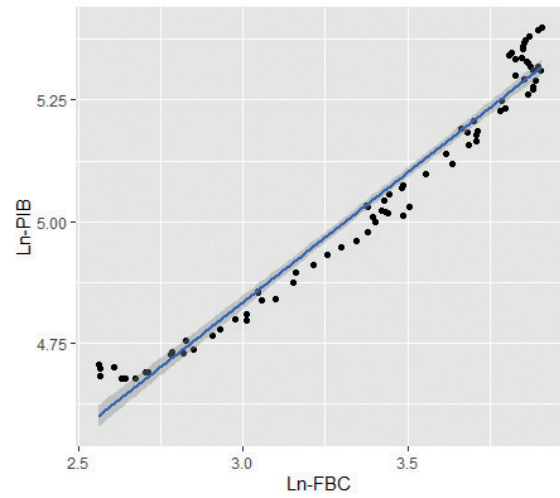


Figura A2. Relación PIB-FBC.

Fuente: elaboración propia.

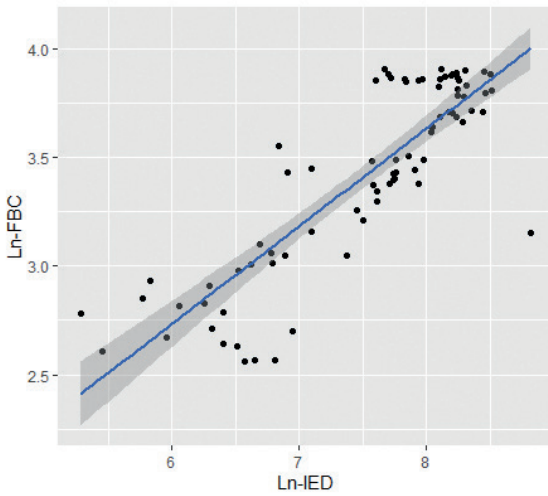


Figura A3. Relación FBC-IED.

Fuente: elaboración propia.