



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Suanes, Macarena; Roca-Sagalés, Oriol
INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA, CRECIMIENTO ECONÓMICO Y DESIGUALDAD
EN AMÉRICA LATINA

El Trimestre Económico, vol. LXXXII (3), núm. 327, julio-septiembre, 2015, pp. 675-706

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31342334006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA, CRECIMIENTO ECONÓMICO Y DESIGUALDAD EN AMÉRICA LATINA*

*Macarena Suanes y Oriol Roca-Sagalés***

RESUMEN

Este artículo analiza la relación entre la inversión extranjera directa (IED), el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos en América Latina. Con un panel de datos para 18 economías durante el periodo 1980-2009, se estiman dos ecuaciones que recogen la relación entre la IED y el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos, respectivamente. Los principales resultados obtenidos confirman el impacto positivo de la IED sobre el crecimiento económico, y evidencian impactos significativos no lineales sobre la desigualdad de ingresos: si bien la IED provoca un incremento en la desigualdad, a partir de determinados niveles de IED (en porcentaje del PIB) induce a una mayor equidad.

ABSTRACT

This paper analyzes the relationship between foreign direct investment (FDI), economic growth and income inequality in Latin America. Using a data panel of 18 economies for the period 1980-2009, we estimate two equations that represent the relationship between FDI and economic growth, and income inequality, respectively. The main results obtained confirm the positive effects of FDI on economic growth, and show nonlinear significant effects on income inequality: while FDI leads to an increase in inequality, above some level of FDI (in % of GDP) it leads to greater equity.

* *Palabras clave:* inversión extranjera directa, crecimiento económico, desigualdad. *Clasificación JEL:* O1, F43. Artículo enviado el 6 de mayo de 2014 y aceptado el 9 de octubre de 2014.

** Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Barcelona (correos electrónicos: oriol.roca@uab.cat y msuanes@gmail.com).

INTRODUCCIÓN

La importante afluencia de inversión extranjera directa (en adelante IED)¹ dirigida a las economías en desarrollo durante las últimas dos décadas (hasta 2009), ha motivado un considerable número de trabajos que intentan explicar su impacto sobre el crecimiento económico y sus determinantes. Sin embargo, el impacto de la IED sobre la desigualdad de ingresos ha recibido escasa atención por parte de la literatura económica.

América Latina representa un caso de estudio especialmente relevante, dado que en las últimas décadas ha sido una de las regiones con mayor afluencia de IED y donde ésta más ha aumentado, según datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD, por sus siglas en inglés) (2011). Así, los niveles de IED (en porcentaje del PIB) más que se triplicaron en el periodo 1995-2009 respecto a 1980. Este gran aumento cobra especial relevancia en una región caracterizada por frecuentes episodios de crisis acompañados de procesos de aceleración del crecimiento, que han tendido a ampliar las brechas que la separan de los países desarrollados (CEPAL, 2008). De hecho, la imposibilidad para sostener altas tasas de crecimiento por periodos prolongados ha generado, a su vez, obstáculos importantes para resolver problemas de tipo distributivo. En entornos altamente inequitativos, como los de América Latina, desarrollar un proceso de crecimiento acelerado y continuo constituye un requisito central para reducir la pobreza y la desigualdad (Banco Mundial, 2006).

En este sentido, existe cierto consenso en la literatura empírica acerca del impacto positivo de la IED sobre el crecimiento de las economías en desarrollo (De Mello, 1997, 1999; Borensztein *et al.*, 1998; Li y Liu, 2005; De Vita y Kyaw, 2009; Feeny *et al.*, 2013). No está claro, en cambio, cuál es el impacto de la IED sobre la desigualdad de ingresos, fenómeno que continúa siendo muy persistente y presenta niveles especialmente elevados para el caso de las economías de América Latina.

Dentro de los trabajos empíricos que estudian la relación entre la IED y la desigualdad analizando grupos de países, la mayoría encuentra una relación positiva (Tsai, 1995; Te Velde, 2003; Choi, 2006; Basu y Guariglia, 2007; Herzer *et al.*, 2012; Lin *et al.*, 2013); no obstante, algunos o no logran veri-

¹ La IED se define como toda inversión que refleja el objetivo explícito de obtener un interés duradero o de largo plazo de una entidad residente en una economía diferente a la del origen del inversor (*Glossary of Foreign Direct Investment Terms and Definitions*, OECDE).

ficar la existencia de una relación entre estas dos variables o encuentran una relación negativa (Adam, 2008; Milanovic, 2003; Sylwester, 2005). A su vez, existen diversos estudios a nivel de país que arrojan evidencia de una mayor desigualdad salarial provocada por un incremento de los salarios pagados por las empresas extranjeras en relación con los pagados por las nacionales; también observan un aumento de la brecha salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados (Lipse y Sjöholm, 2004; Mah, 2002; Te Velde, 2003; Aitken *et al.*, 1996; Feenstra y Hanson, 1997).

La gráfica 1 ilustra la relación entre la IED y el crecimiento, y entre la IED y la desigualdad de ingresos de las economías de América Latina, tomando medias de dichas variables para el periodo 1980-2009 analizado en este trabajo, y permite intuir una relación positiva de la IED, tanto con el crecimiento económico como con la desigualdad de ingresos (medida por el índice de Gini).

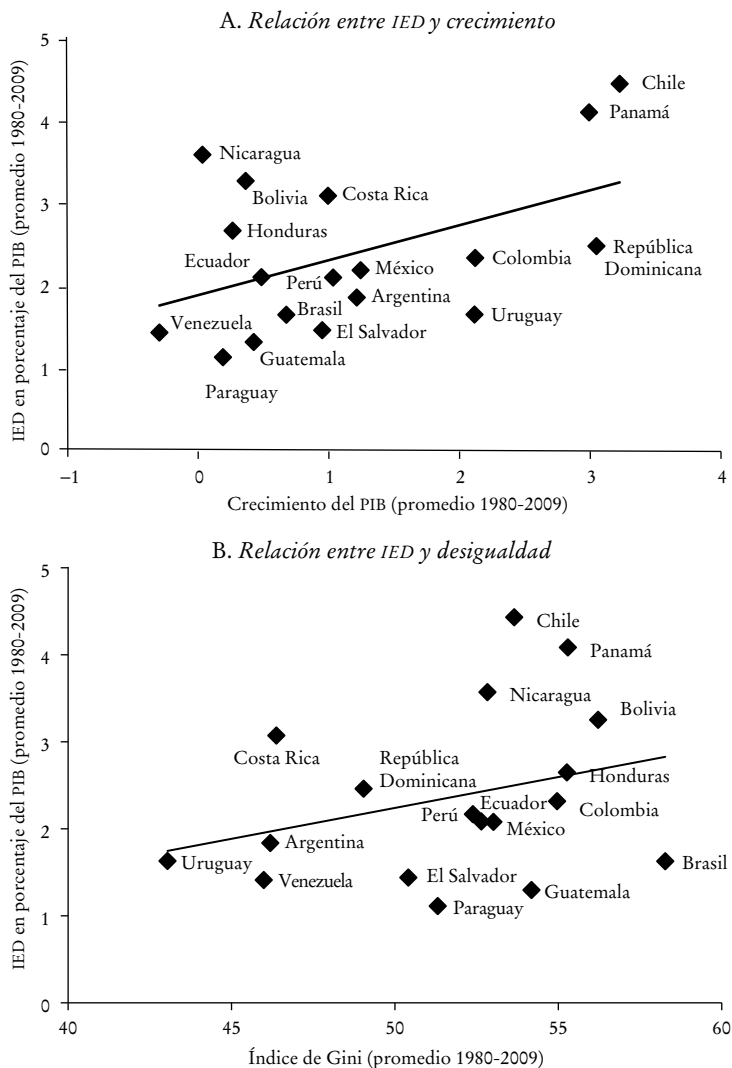
Este artículo analizará si dichas relaciones son robustas mediante la estimación de dos ecuaciones que recojan el impacto económico de la IED sobre el crecimiento económico, por un lado, y por otro, el efecto de la IED en la desigualdad, considerando ambas ecuaciones de manera independiente y también mediante un sistema de ecuaciones que considere la posible interdependencia entre dichas variables.

El artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección I se realiza una revisión de la literatura teórica y empírica. La sección II presenta la descripción de los datos utilizados y la estrategia empírica adoptada. Los resultados obtenidos se presentan en la sección III y, por último, se presentan las principales conclusiones.

I. INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA, CRECIMIENTO Y DESIGUALDAD

La literatura teórica identifica diversos mecanismos mediante los cuales la IED puede promover el crecimiento (De Mello, 1997 y 1999). En el marco de los modelos de crecimiento endógeno, específicamente, la IED aumenta la acumulación de capital en el país receptor por medio de nuevos insumos y nuevas tecnologías (Blomstrom *et al.*, 1996), y transfiere tecnología desde las empresas extranjeras a las nacionales, desempeñando un papel fundamental en la explicación del impacto de la IED en el crecimiento de las economías en desarrollo (Borensztein *et al.*, 1998). A su vez puede tener un impacto positivo indirecto sobre el crecimiento mediante su impacto en el

GRÁFICA 1. IED, crecimiento y desigualdad en América Latina



FUENTE: elaboración propia con base en datos de World Development Indicators (IED), Penn Table (crecimiento del PIB) y UNU-WIDER (Gini).

capital humano, aumentando el nivel de conocimientos y habilidades en la economía nacional (De Mello, 1997).

Empíricamente, existe cierto consenso en cuanto al impacto positivo de la IED sobre el crecimiento económico, sobre todo en el caso de las economías en desarrollo. En este sentido cabe destacar el trabajo de Blom-

strom *et al.* (1996), quienes encuentran un impacto positivo de la IED sobre el crecimiento de las economías en desarrollo, y Balasubramanyam *et al.* (1996), que mediante un análisis de sección cruzada, muestran que dicho impacto positivo asociado a la IED es más importante en economías que promueven más las exportaciones que las importaciones; y también Borenstein *et al.* (1998) encuentran un impacto positivo de la IED sobre el crecimiento económico y sugieren que las variaciones en su impacto radican, por una parte, en la habilidad que tienen las economías para absorber el cambio tecnológico y, por otra, en el *stock* de capital humano que tiene la economía receptora de la IED. De Mello (1999), utilizando un panel para 32 economías, encuentra que la IED tiene un impacto positivo en el crecimiento, difiriendo los mecanismos según si las economías pertenecen a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) o no; y pone de relieve, además, que el impacto de la IED en el crecimiento depende inversamente de la brecha tecnológica entre líderes y seguidores. Li y Liu (2005) confirman este resultado utilizando un panel para 84 economías (siendo 63 en desarrollo) encontrando una relación positiva en ambos tipos de economías. En tanto, De Vita y Kyaw (2009), a partir de un panel de 126 economías en desarrollo para el periodo 1985-2002, comprueban que la IED mejora el crecimiento en las economías en desarrollo de ingresos medios a altos, pero no en las de bajos ingresos; y en un trabajo reciente Feeny *et al.* (2013) analizan el impacto de la IED para la región del Pacífico, confirmando el efecto positivo aunque mostrando un impacto menor en esta región respecto al promedio. Finalmente, Herzer *et al.* (2008) y Herzer (2012), mediante un análisis de técnicas de cointegración, encuentran un impacto no significativo (y negativo) de la IED en el crecimiento, pero determinando diferencias en el impacto por países.

La relación entre la IED y la desigualdad de ingresos ha recibido menos atención por parte de la literatura económica debido fundamentalmente a la limitada disponibilidad de datos. Dentro de la escasa literatura teórica se pueden identificar algunos de los posibles canales a partir de los cuales la IED puede afectar la desigualdad de ingresos, sobre todo mediante su impacto en las rentas salariales. Mientras la teoría tradicional del comercio (modelo Heckscher-Ohlin) predice que las entradas de IED se asemejan a la liberalización del comercio en el que el factor relativamente abundante se ve beneficiado y, por tanto, la IED mejoraría las medidas de desigualdad de ingresos al especializarse en actividades intensivas en mano de obra no

cualificada, disminuyendo así la brecha salarial con los cualificados. Este argumento se basa en el supuesto de que los países en desarrollo, particularmente en el caso de América Latina, tienen abundante mano de obra poco cualificada (Robertson, 2000). Por el contrario, otros trabajos apuntan a que la IED contribuye a aumentar la desigualdad de rentas entre trabajadores cualificados y no cualificados. Así, Jensen y Rosas (2007) sugieren que la IED puede afectar a la desigualdad por dos canales: por un lado, la IED aporta capital al país, disminuyendo así la rentabilidad total del capital y aumentando los rendimientos del trabajo. Por lo que al competir el capital extranjero con el capital nacional por los trabajadores nacionales, aumentan los salarios y disminuye la rentabilidad de las empresas nacionales, reduciendo la desigualdad de ingresos mediante la disminución de la brecha entre rentas salariales y rentas del capital. Por otro lado, la IED puede tener un impacto positivo en la desigualdad, ya que estas empresas receptoras de IED tienden a pagar una prima salarial, sobre todo en el caso de los trabajadores cualificados, dando lugar a un aumento de la brecha de ingresos entre trabajadores cualificados y no cualificados y, por consiguiente, a un aumento de la desigualdad. Ahora bien, si estas empresas extranjeras pagan también una prima salarial a los trabajadores no cualificados, la IED contribuiría a reducir la desigualdad de ingresos mediante el aumento de los salarios de los trabajadores de menores recursos.

En particular, para el caso de las economías en desarrollo, los efectos de la IED en las rentas salariales se asocian a tres canales fundamentales. En primer lugar, se identifica un “efecto composición” resultado de que las empresas extranjeras tienden a localizarse en sectores más intensivos en mano de obra cualificada, mejorando así la posición de estos trabajadores respecto a los no cualificados (Feenstra y Hanson, 1997). En segundo lugar, la IED puede afectar la oferta de trabajadores cualificados mediante la capacitación y las contribuciones específicas a la educación general (transferencia de conocimientos). Y por último, en términos de Berman *et al.* (1998), la IED tiene probabilidades de inducir un crecimiento más rápido de la productividad laboral tanto en empresas extranjeras (transferencia de tecnología), como en empresas nacionales (efectos secundarios), y si el crecimiento de la productividad está sesgado hacia sectores cualificados entonces aumentará la brecha entre estos sectores. En este sentido, Te Velde (2003) encuentra evidencia empírica a favor de que la IED incrementa la desigualdad salarial en América Latina y por esta vía también incrementa la desigualdad de in-

gresos. Además, varios estudios empíricos por países apoyan la hipótesis de que la IED, fundamentalmente en economías en desarrollo, se asocia con una mayor desigualdad de rentas salariales, y se verifica que la IED beneficia más a los trabajadores cualificados. Algunos ejemplos en esta dirección son los casos de Indonesia (Lipsey y Sjöholm, 2004), China (Zhang y Zhang, 2003), Corea (Mah, 2002) y México (Aitken *et al.*, 1996; Feenstra y Hanson, 1997). Incluso gran parte de la evidencia empírica demuestra que la IED se asocia con salarios más altos para todos los tipos de trabajadores (Overseas Development Institute, 2002).

Ahora bien, la literatura empírica que se ocupa de la relación entre la IED y la desigualdad a nivel macroeconómico no es concluyente. Así, Tsai (1995), mediante un análisis de sección cruzada para 53 economías, estima una relación positiva y significativa entre la IED y la desigualdad, aunque cuando controla por variables ficticias (*dummies*) geográficas (América Latina y Asia) encuentra que la relación positiva podría estar capturando las diferencias en desigualdad entre economías más que el papel que estaría desempeñando la IED. Por su parte, Choi (2006), mediante un panel de 119 países para el periodo 1993-2002, obtiene evidencia a favor de que un incremento en la IED aumenta la desigualdad. En la misma dirección apunta el trabajo de Basu y Guariglia (2007) que, utilizando un panel de 119 economías en desarrollo para el periodo 1970-1999, reportan una relación positiva entre la IED, el crecimiento económico, la desigualdad de ingresos y el capital humano. Adicionalmente, Herzer *et al.* (2012), mediante técnicas de cointegración, analizan el impacto de la IED en la desigualdad de ingresos de largo plazo para cinco economías de América Latina (Bolivia, Chile, Colombia, México y Uruguay), demostrando que la IED tiene un efecto significativo y positivo sobre la desigualdad de ingresos en casi todas estas economías. Sin embargo, en un trabajo más reciente, Lin *et al.* (2013), para una muestra de economías desarrolladas y en desarrollo, encuentra un umbral de capital humano por debajo del cual la IED tiende a favorecer la igualdad de ingresos y que más allá de este umbral el efecto es el de aumentar la desigualdad. En contraste, Milanovic (2003), utilizando datos de encuestas de hogares para 129 países en los años 1988-1993-1998, encuentra que la IED no presenta efectos en la distribución del ingreso. Finalmente, Sylwester (2005), utilizando un panel de 29 economías en desarrollo para el periodo 1970-1990, no encuentra evidencia de una relación positiva entre estas variables. En resumen, si bien la evidencia empírica relativa a la relación entre IED y desigualdad en las econo-

mías en desarrollo no es concluyente, en ningún caso apunta hacia un efecto de provocar una reducción en la desigualdad, sino más bien lo contrario.

Las discrepancias en los resultados sobre la relación entre la IED y la desigualdad pueden ser provocadas por la existencia de una relación no lineal entre ambas variables. Este argumento se basa en el modelo de Aghion y Howitt (1998, capítulo 8), en el que se apunta que existen dos posibles etapas de desarrollo de las economías asociadas a la existencia de cambios tecnológicos. En una primera etapa, las empresas necesitan poca mano de obra cualificada, la necesaria para poder investigar respecto a las nuevas tecnologías y su implementación; en esta etapa se continúa produciendo con la antigua tecnología con lo cual la demanda de mano de obra cualificada es baja y se paga el mismo salario que a los no cualificados. En una segunda etapa, las empresas implementan con éxito las nuevas tecnologías y requieren de trabajo cualificado para producir con la nueva tecnología. En la transición entre las dos etapas, la demanda de mano de obra cualificada se incrementa significativamente generando un importante aumento del salario de éstos en relación con el no cualificado y, por consiguiente, un aumento importante de la desigualdad. Este último argumento explicaría la forma de U invertida entre la desigualdad y la IED que encuentran algunos autores. Así, Figini y Görg (2011) contrastan dicha hipótesis utilizando un panel para 107 economías, y encuentran evidencia a favor de una relación no lineal en forma de U invertida, entre la IED y la desigualdad, que se produce únicamente en los países en desarrollo (países que no forman parte de la OCDE), mientras que en los países desarrollados (que sí forman parte de la OCDE) la desigualdad se reduciría con la IED.

A su vez, es importante tener en cuenta la posible existencia de causalidad inversa y simultaneidad entre las variables de IED y la desigualdad de ingresos. Así, si bien la IED puede afectar la desigualdad de ingresos, también es posible que haya efectos de retroalimentación de la desigualdad en la IED. Por ejemplo, la creciente desigualdad de ingresos podría reducir los flujos de inversión fomentando la inestabilidad sociopolítica y la redistribución distorsionada (Alesina y Rodrik, 1994; Alesina y Perotti, 1996); o bien, la elevada desigualdad podría impedir los flujos de IED debido a que la mayoría de la población pobre votaría a favor de la redistribución y no de subsidiar a empresas multinacionales (Janeba, 2004), mientras que las élites políticamente influyentes pueden ejercer control sobre el regulador en pro de la liberalización de la IED, para así proteger sus actividades en búsqueda de mayores rentas (Claessens y Perotti, 2007).

Por último, al discutir el impacto de los flujos de capital entre países, es necesario hacer referencia a la “paradoja de Lucas” (Lucas, 1990), que indica varios factores por los que los flujos de capital de los países ricos hacia los pobres, y el crecimiento económico de estos últimos, no son los que predicen los modelos clásicos. Las explicaciones teóricas se pueden agrupar, según el autor, en dos categorías: el primer grupo incluye diferencias en los fundamentos teóricos que afectan la estructura productiva de la economía, como diferencias tecnológicas, desigualdad de los factores productivos, diferencias en las políticas gubernamentales y en la estructura institucional. El segundo grupo de explicaciones se centra en las imperfecciones del mercado, principalmente de riesgo soberano y de información asimétrica. En este sentido, el trabajo de Alfaro *et al.* (2008) demuestra que en este contexto la inversión extranjera directa es un canal mediante el cual las instituciones y las políticas pueden influir en el desarrollo económico de estas economías. Otros autores, como el mismo Lucas, atribuyen a las diferencias en el *stock* de capital humano entre las economías desarrolladas y en desarrollo un factor determinante para explicar la paradoja.

II. DATOS Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

1. Datos

A partir de un panel no balanceado de 18 países de América Latina, para el periodo comprendido entre 1980 y 2009, se analiza la relación de la IED con el crecimiento económico y con la desigualdad. Los países que se incluyeron en la muestra son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, Colombia, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Perú, República Dominicana, El Salvador, Uruguay y Venezuela.

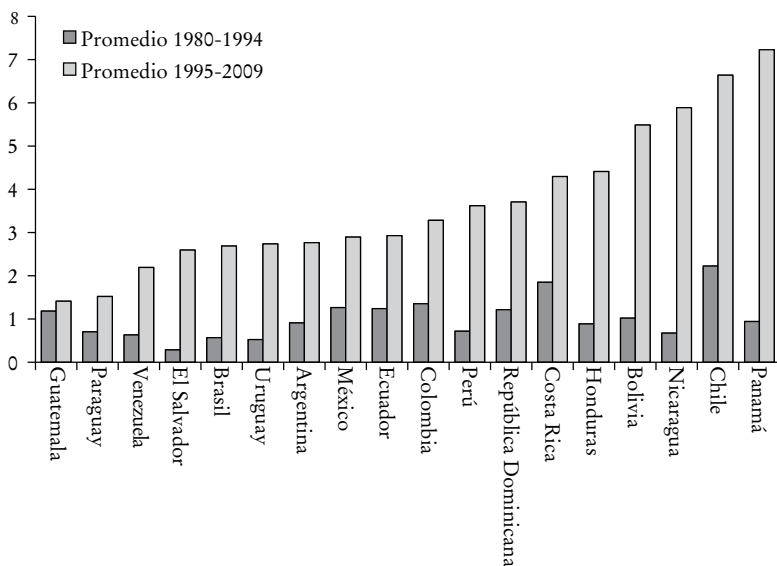
En el análisis se trabaja con promedios trianuales de las variables por tres razones: en primer lugar, debido a que no se esperan grandes cambios anuales en algunas de las variables de interés, como es el caso de la medida de desigualdad de ingresos; en segundo lugar, porque de esta manera se reduce la influencia del ciclo económico, permitiendo centrarse en una relación estructural; y, por último, porque permite maximizar la muestra ciertamente limitada por la disponibilidad de datos de algunas variables, como es el caso de la medida de desigualdad de ingresos, y al mismo tiempo hace posible obtener un panel más balanceado. En este sentido, cabe indicar que cada

uno de los 18 países incluidos debe tener un mínimo de siete observaciones (sobre un máximo de 10 observaciones trianuales correspondientes al periodo 1980-2009).

La variable IED se aproxima mediante el ingreso neto de capitales extranjeros en términos del PIB de la base de datos de World Development Indicators (WDI)² que permite obtener, para la muestra de países considerada, datos con un alto grado de homogeneidad. Con el objetivo de mostrar el cambio experimentado por las variables de interés durante el periodo analizado, la gráfica 2 presenta los ratios promedio de la IED por país para los dos subperiodos de la muestra (1980-1994 y 1995-2009) e ilustra el importante crecimiento registrado por dicha variable en los últimos 15 años para todos los países de América Latina considerados. En promedio, el ratio de la IED en el PIB creció un poco más que el triple durante el periodo de 1995-2009 respecto al periodo anterior, destacando Panamá, Chile, Nicaragua y Bolivia como los principales receptores de la IED (en relación con el porcentaje del PIB del país).

Como indicador de desigualdad de ingresos se utilizó el índice de Gini obtenido del World Income Inequality Database (WIID),³ base de datos que

GRÁFICA 2. *Inversión extranjera directa en porcentaje del PIB*



FUENTE: elaboración propia basada en datos de WDI.

² <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>

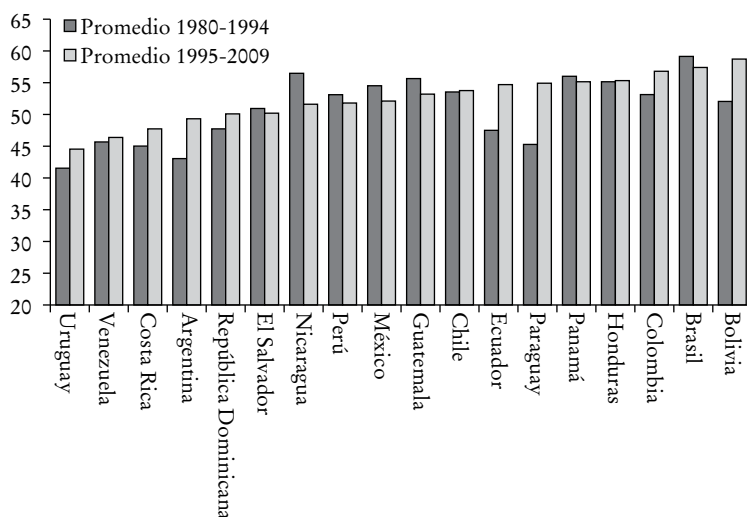
³ De la versión 2c UNU-WIDER.

reporta en muchos casos más de una estimación del índice de Gini por año y país. Así, con el fin de utilizar datos lo más homogéneos y comparables, las observaciones fueron seleccionadas, en primera instancia, teniendo en cuenta la clasificación de calidad elaborada por este mismo instituto, eliminando las observaciones de menor calidad (clasificación 4). Asimismo, se controló por la definición de ingreso utilizada (priorizando la de ingreso disponible), por la cobertura por área geográfica y poblacional, y también con base en la fuente utilizada. Por último, para algunos países se actualizaron los datos de desigualdad con la base de datos SEDLAC⁴ manteniendo el mismo criterio de selección antes mencionado. En la gráfica 3 se presentan los promedios en el índice de desigualdad por país para los dos subperiodos de la muestra (1980-1994 y 1995-2009). La inspección visual de dicha gráfica pone de relieve que Uruguay, Venezuela y Costa Rica se encuentran dentro del grupo de países que presentan coeficientes de desigualdad relativamente más bajos, mientras que Bolivia, Brasil y Colombia presentan los índices más elevados. En relación con la evolución temporal, cabe destacar que, a pesar de la importante persistencia de este fenómeno, Paraguay, Ecuador, Argentina y Bolivia sufren un incremento significativo en la desigualdad en el periodo comparado, mientras que Nicaragua, México, Guatemala y Brasil presentan una significativa reducción en los niveles de desigualdad. Esta distinta evolución temporal podría responder en parte a la implementación de políticas específicas en cada país. También se ha utilizado como indicador de desigualdad económica el índice de Gini proveniente de Standardized World Income Inequality Database (SWIID) desarrollado por Solt (2009). Se trata de un índice de desigualdad de ingreso que se estima a partir de la combinación de datos provenientes de distintas bases de datos y que tiene como principales ventajas su extensa cobertura temporal y homogeneidad de las series.⁵ En concreto, se ha utilizado la desigualdad de ingresos después de la intervención pública, es decir, después de impuestos y transferencias (Gini neto). En este sentido, cabe indicar que dicho índice de desigualdad tiene una correlación muy alta (0.86) con el índice WIID para el caso de los 18 países incluidos y el periodo de 30 años analizado.

⁴ Base de datos socioeconómicos para América Latina y el Caribe. Véase en <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/>

⁵ En la web de SWIID (<http://myweb.uiowa.edu/fsolt/swiid/swiid.html>) se puede encontrar una amplia explicación de las bases de datos utilizadas para la construcción de dicha base de datos, así como detalles referentes a su cobertura.

GRÁFICA 3. Índice de Gini por país



FUENTE: elaboración propia basada en datos de UNU-WIDER.

2. Estrategia empírica

La estrategia empírica va a considerar dos aproximaciones distintas para estimar los efectos distributivos y sobre el crecimiento económico de la IED.

Así, por una parte, en los dos apartados que siguen, se estiman dos ecuaciones independientes, una de crecimiento y otra de desigualdad, que permiten evaluar independientemente el impacto de la IED en ambas variables. Y por otra parte, y de acuerdo con los argumentos que señalan la posibilidad de que la desigualdad y el crecimiento económico se determinan mutuamente, en el tercer apartado de dicha sección se considera la posibilidad de que existe cierta interdependencia entre dichas variables.

a) *Desigualdad e inversión extranjera directa.* Para analizar la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos, este artículo se basa en los trabajos empíricos que analizan, por un lado, los determinantes de la desigualdad de ingresos (Castelló y Doménech, 2002; Li y Zou, 1998; Li *et al.*, 1998; y Lundberg y Squire, 2003), y por otro lado, en los trabajos que estudian el impacto de la IED en la desigualdad, siguiendo el mismo enfoque empírico que los trabajos de Basu y Guariglia (2007), Choi (2006) y Tsai (1995). Así, como paso previo, el test de causalidad de Granger aplicado a los datos de la muestra de 18 economías de América Latina permite rechazar que la IED

cause la desigualdad, pero no a la inversa, mostrando que la desigualdad es una consecuencia y no la causa de la IED, resultado que por otra parte cabe destacar que coincide por el obtenido por Herzer *et al.* (2012) para el caso de cinco países de América Latina y para un periodo similar. Ante esta evidencia empírica, se procede a estimar la siguiente ecuación:

$$\text{Desigualdad}_{it} = a_0 + a_1 \text{IED}_{it} + a_2 X_{it} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

en la que la variable dependiente es una medida de la desigualdad de ingresos para el país i en el periodo t ; la IED mide la inversión extranjera directa (en porcentaje del PIB) en el país i en el periodo t ; X es un vector que incluye las principales variables de control, u_i representa los efectos fijos por países y e_{it} corresponde al término de error.

De acuerdo con la literatura, se introdujeron las variables de control que pueden afectar tanto a la desigualdad de ingresos como a la IED y, por tanto, cuya omisión puede causar sesgos en la estimación del impacto de la IED en la desigualdad de ingresos. Las variables de control incluidas son el comercio (en términos del PIB), el capital humano, el crecimiento de la población, el gasto público (en términos del PIB) y un indicador de la masa monetaria.

Respecto a la variable comercio, éste se define como las importaciones y exportaciones totales en términos del PIB y los datos provienen de la base WDI. La teoría tradicional del comercio, como el modelo Heckscher-Ohlin (H-O) sugiere que, con el aumento del comercio, la desigualdad salarial en los países en desarrollo que suelen ser relativamente abundantes en mano de obra no cualificada tiende a disminuir. Cuanto más abierta fuera una economía al comercio internacional, más evidente sería el efecto sobre la desigualdad salarial. Sin embargo, la literatura que estudia la relación entre la IED y la desigualdad predicen el efecto contrario, porque se supone que la IED tiende a localizarse en los sectores más cualificados, aumentando así la brecha salarial entre los trabajadores no cualificados y cualificados (Te Velde, 2003). En segundo lugar, como proxy de la variable capital humano se utilizó el promedio de años de educación secundaria en la población. Los datos proceden de la base de datos de Barro y Lee (2013).⁶ La literatura que estudia la relación de la desigualdad y el capital humano predice que a mayor nivel educativo de la población se reduce la desigualdad de ingresos (véase, por ejemplo, Castello y Domenech, 2002). En tercer lugar, se consi-

⁶ Véase <http://www.barrolee.com/>

dera el gasto público para controlar por el impacto de la política fiscal sobre la desigualdad de ingresos, dado que sería esperable que un mayor gasto público redujera la desigualdad de ingresos (Atkinson y Brandolini, 2006). Como proxy de desarrollo financiero se utilizó la medida M2 en términos del PIB. Finalmente, se incluye el crecimiento de la población para controlar por el tamaño de las economías (Basu y Guariglia, 2007). Las estadísticas descriptivas y la definición y fuente de las variables se presentan en los cuadros A1 y A2. Cabe indicar que estas variables de control son básicamente las mismas que se consideran en Barro (2000) y Beck *et al.* (2007), con la excepción de la variable inflación. La no inclusión de esta última variable se explica por la elevada volatilidad que presenta en la muestra de economías consideradas durante el periodo de análisis, y que no permite recoger la influencia de la evolución de los niveles de precios sobre la relación entre desigualdad e IED.⁷

Para la estimación de la ecuación (1) se consideraron distintas especificaciones. En primer lugar, se consideró un modelo con efectos fijos de país que permite controlar por heterogeneidad inobservable entre países y por la posible omisión de variables relevantes. El problema con este tipo de modelos es que suponen de manera implícita que la IED es estrictamente exógena a la desigualdad. Esto puede ser un supuesto fuerte si la IED se correlacionara con otras variables observables o inobservables que afectan a la desigualdad y que no están controladas en la estimación, o si la IED es una función de la desigualdad más que un determinante de la misma. Bajo el supuesto de que la correlación de la IED con el término de error es fija en el tiempo, al controlar por efectos fijos por país, se estaría superando este problema. La no consideración de un modelo de efectos aleatorios se debe a que este último implicaría que nuestra serie de datos es una muestra aleatoria tomada de entre una población grande, lo que no es el caso, dado que nuestras unidades de corte transversal (las 18 economías de América Latina) no son intercambiables (Hsiao, 2003). En segundo lugar, se estimó por mínimos cuadrados en dos etapas (TSLS) con el objetivo de controlar por la potencial existencia de endogeneidad entre la variable dependiente y la explicativa. Como variable instrumental se seleccionó el valor de las variables al inicio de periodo trianual, datos que se espera que no estén correlacionados con los errores.

⁷ Otras razones que explican la no inclusión de la variable inflación son que dicha variable no contempla el elevado grado de dolarización que algunos de los países de la muestra presentan, ni tampoco la influencia de la evolución del tipo de cambio real.

Finalmente, se estimó el modelo por método de momentos generalizado (GMM) desarrollado por Arellano y Bond (1991, 1995). Estimar en primeras diferencias esta técnica permite tener en cuenta la heterogeneidad inobservable por países y también controlar por la posible existencia de problemas de endogeneidad, utilizando las variables del modelo rezagadas en uno o más periodos como variables instrumentales. A los efectos de poder evaluar cuándo el modelo está bien especificado, se utilizaron el test de Sargan, que mide si el modelo está correctamente especificado y si los instrumentos son válidos, y la prueba M2, que mide la autocorrelación de segundo orden (Arellano y Bond, 1991; y Blundell y Bond, 1998).

Por último, siguiendo el enfoque de Figini y Görg (2011), se contrastó la existencia de una relación no lineal entre la IED y la desigualdad, mediante la ecuación:

$$\text{Desigualdad}_{it} = a_0 + a_1 IED_{it} + a_2 IED_{it}^2 + a_3 X_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

Al igual que en la ecuación anterior, la variable que se debe explicar es la desigualdad de ingresos para el país i en el periodo t , la IED es la inversión extranjera directa (en porcentaje del PIB), la IED^2 recoge la relación no lineal entre estas variables y, por último, X es un vector que incluye las principales variables de control que se asumen correlacionadas con la desigualdad. Siguiendo el enfoque de Figini y Görg (2011), y para una mayor consistencia con el modelo (1), se consideraron como variables de control la apertura comercial, el crecimiento de la población, el capital humano, el nivel de gasto público, y la masa monetaria (M2). El término u_i representa los efectos fijos por países y e_{it} corresponde al término de error. La ecuación (2) se estimó mediante las tres especificaciones anteriormente explicadas: efectos fijos, TSLS y GMM en primeras diferencias.

b) *Crecimiento e inversión extranjera directa*. La ecuación que recoge la relación entre IED y crecimiento económico para las economías de América Latina se definió partiendo del enfoque de crecimiento endógeno, siguiendo los modelos desarrollados por Barro (1990) y Barro y Sala-i-Martin (1992). Y para la inclusión del efecto de la IED se siguieron los trabajos empíricos de Basu y Guariglia (2007), De Mello (1999) y Clark *et al.* (2011). Así, se considera la siguiente ecuación:

$$\text{Crecimiento}_{it} = a_0 + a_1 Lpib_{it-1} + a_2 IED_{it} + a_3 X_{it} + u_i + v_t + e_{it} \quad (3)$$

La variable dependiente representa la tasa de crecimiento del producto interior bruto per cápita para el país i en el periodo t , a_1 se corresponde con el coeficiente que mide el efecto del PIB real per cápita al inicio en el periodo ($Lpib$) y que permite captar los efectos de convergencia en las economías (véase Barro, 1991), y a_2 representa el efecto de la IED. El vector X incluye las principales variables de control que se consideran en la literatura basadas en el modelo de Solow, y que son básicamente las mismas que en la ecuación (1); es decir, comercio, crecimiento de la población, capital humano, gasto público, M2 (en términos del PIB), a las que se añade la inversión bruta en capital (en términos del PIB).⁸ Los términos u_i y v_t representan los efectos fijos por países y por años, respectivamente, y e_{it} corresponde al término de error.

Al igual que para la ecuación de desigualdad, la ecuación (3) se estimó considerando distintas especificaciones. Así, en primer lugar se estimó mediante efectos fijos, con el objetivo de controlar por heterogeneidad inobservable y omisión de variables relevantes. Se incluyeron efectos fijos de país y, a diferencia de las ecuaciones (1) y (2), también se consideraron efectos fijos temporales debido a la alta variabilidad que presentan las variables macroeconómicas en el tiempo (véase cuadro A1 del apéndice). Con el fin de superar la posible existencia de sesgo de endogeneidad, se estimó la ecuación utilizando una estimación en dos etapas (TSLS), utilizando el valor de las variables al inicio del periodo como variables instrumentales. Y, finalmente, se consideró también la estimación de la ecuación (3) por *System GMM* (Blundell y Bond, 1998). Esta técnica presenta varias ventajas respecto a otros estimadores. En primer lugar, permite controlar por heterogeneidad inobservable; en segundo lugar, permite controlar por la potencial existencia de endogeneidad al incluir el valor rezagado de las variables explicativas como instrumentos; y por último, y a diferencia del GMM en primeras diferencias, permite combinar en un mismo sistema regresiones en niveles con primeras diferencias. Esto resulta una ventaja ya que si las variables resultan ser altamente persistentes en el tiempo, entonces los rezagos de las variables se debilitan como instrumentos y por tanto las primeras diferencias pueden conducir a estimaciones sesgadas.⁹

c) *Crecimiento, desigualdad e inversión extranjera directa*. En esta sec-

⁸ En los cuadros A1 y A2 del apéndice aparecen los estadísticos descriptivos y la definición y fuente de las variables incluidas, respectivamente.

⁹ Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998) demuestran que los rezagos de las variables en niveles no están altamente correlacionados con la primera diferencia, y que incluso al estimar la ecuación en niveles con las diferencias rezagadas como instrumentos se pueden mejorar las estimaciones.

ción se presenta un enfoque distinto que permita tener en cuenta la posible interdependencia entre las variables crecimiento y desigualdad. Así, en primer lugar se consideró la inclusión en las ecuaciones (1) y (2) del crecimiento como variable explicativa adicional, y en la ecuación (3) se incorporó la desigualdad. Los resultados obtenidos, independientemente del método de estimación aplicado (EF, TSLS o GMM) muestran en todos los casos la no significatividad estadística de dichas variables, y además los coeficientes estimados referentes al resto de variables en los dos apartados anteriores (tanto la IED como el resto de variables control), no experimentan ningún cambio destacable, manteniéndose por tanto los resultados que se muestran en el cuadro 1.¹⁰ Dichos resultados se toman como evidencia de que ambas variables no se determinan de manera conjunta, pero alternativamente sí se considera la posible interdependencia empírica entre el crecimiento económico y la desigualdad mediante los errores, haciendo la estimación de un modelo SUR. En concreto, en un modelo SUR se asume que los errores de las diferentes ecuaciones, en cualquier punto del tiempo, se encuentran correlacionados debido a la presencia de factores comunes no-observables. En este contexto, y comparado con la aproximación de considerar cada una de las ecuaciones por separado, el sistema SUR explota las ganancias de eficiencia derivadas de asumir interdependencia de los términos de error de las dos ecuaciones.¹¹

Así, se consideran dos sistemas, el primero está conformado por las ecuaciones (1) y (3) y se resume en el siguiente:

$$\begin{cases} \text{Desigualdad}_{it} = a_0 + a_1 IED_{it} + a_3 X_{it} + e_{it} \\ \text{Crecimiento}_{it} = b_0 + b_1 Lpid_{it-1} + b_2 IED_{it} + b_3 X_{it} + e_{it} \end{cases}$$

Y el segundo sistema se compone de las ecuaciones (2) y (3), es decir, considerando la relación cuadrática en la ecuación de la desigualdad de ingresos.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección se presentan los resultados empíricos obtenidos con el panel no balanceado de 18 economías de América Latina para el periodo

¹⁰ Los resultados no se presentan pero están disponibles poniéndose en contacto con los autores.

¹¹ Para una introducción a la metodología de estimación SUR, véanse Zellner (1962, 1963), y Zellner y Huang (1962).

CUADRO 1. *Inversión extranjera directa, crecimiento y desigualdad*^a

	Variable dependiente: Gini			Variable dependiente: Gini			Variable dependiente: crecimiento per cápita del PIB		
	Efectos fijos (1)	TSLS (4)	GMM primera dif. (5)	Efectos fijos (2)	TSLS (4)	GMM primera dif. (5)	Efectos fijos (6)	TSLS (7)	System GMM (8)
<i>IED</i>	0.370*** (0.100)	0.230* (0.122)	0.295*** (0.106)	0.727** (0.332)	1.396** (0.544)	1.336*** (0.438)	0.375*** (0.130)	0.413** (0.206)	0.648*** (0.171)
<i>IED</i> ²	—	—	—	-0.045 (0.044)	-0.177** (0.068)	-0.121* (0.069)	—	—	—
<i>Lpib_inicio</i>	—	—	—	—	—	—	-5.513*** (1.452)	-4.785*** (1.352)	—
<i>Crec. per cáp. PIB</i> _(t-1)	—	—	—	—	—	—	—	—	0.320*** (0.105)
<i>Comercio</i>	0.039** (0.015)	0.016 (0.020)	0.032 (0.020)	0.036** (0.016)	-0.136 (0.085)	-0.004 (0.022)	0.007 (0.019)	0.101 (0.139)	0.021** (0.010)
<i>Población</i>	-0.454 (0.494)	-0.688 (0.615)	1.255** (0.648)	0.223 (0.456)	-1.340 (0.952)	0.860 (1.030)	2.199*** (0.985)	3.375** (1.452)	-1.572** (0.648)
<i>Inversión</i>	—	—	—	—	—	—	0.218** (0.062)	0.113 (0.073)	0.059 (0.057)
<i>Gasto público</i>	0.027 (0.113)	-0.599*** (0.175)	-0.016 (0.233)	-0.006 (0.122)	-1.834*** (0.419)	-0.084 (0.286)	0.104* (0.09)	0.153 (0.188)	-0.071 (0.054)
<i>Capital humano</i>	-0.098** (0.048)	-0.148** (0.051)	-0.066 (0.051)	-0.109** (0.050)	-0.159 (0.109)	-0.082 (0.067)	0.041 (0.058)	0.007 (0.100)	0.007 (0.035)
<i>M2</i>	-0.033 (0.027)	0.002 (0.032)	-0.004 (0.027)	-0.025 (0.026)	0.070 (0.037)	0.002 (0.032)	-0.056** (0.024)	-0.046 (0.044)	-0.063** (0.028)
Constante	52.385*** (2.015)	60.227*** (2.588)	—	52.07*** (2.121)	78.32*** (7.007)	—	38.688*** (11.839)	26.76* (14.266)	—
Prueba de Sargan	—	—	0.1414	—	—	0.237	—	—	0.532
Prueba M2	—	—	0.7894	—	—	0.607	—	—	0.202
Observaciones	148	148	116	148	148	116	179	179	179
R ² ajustado	0.85	0.82	—	0.85	0.76	—	0.42	0.32	—
Número de países	18	18	18	18	18	18	18	18	18

^a En todas las estimaciones se incluyen los errores estándar corregidos por heterocedasticidad. El test de Sargan es una prueba para testear la sobreidentificación de instrumentos en los modelos GMM y system GMM. Y el M2 es una prueba que testea si existe correlación serial de segundo orden en los residuos. *** Significancia a 1%. ** Significancia a 5%. * Significancia a 10%.

1980-2009. En el cuadro 1 se reportan los principales resultados obtenidos para las ecuaciones de crecimiento y de desigualdad consideradas separadamente. En este sentido, un primer resultado destacable es que las distintas regresiones apuntan resultados muy similares, independientemente de la especificación utilizada, poniendo de relieve un impacto positivo y significativo de la IED tanto sobre la desigualdad como sobre el crecimiento económico. En el cuadro 2 se reportan los principales resultados de estimar un modelo SUR cuyos resultados sin duda apuntan en la misma dirección que los obtenidos con las ecuaciones consideradas separadamente. En este sentido, es importante señalar que cuando se han realizado las estimaciones utilizando la variable Gini neto proveniente de la base de datos de Solt (2009), los resultados estimados son muy similares a los que aparecen en ambos cuadros, y no únicamente en lo que se refiere a la significatividad y magnitud de los coeficientes relativos al caso de la IED, sino también para el resto de variables control incluidas.¹²

Cabe señalar que, con el objetivo de comprobar si los resultados están sesgados por la inclusión de algún país de la muestra en particular, las estimaciones de los diferentes modelos se han repetido quitando uno por uno los distintos países de la muestra y se ha comprobado que los resultados se mantienen, lo cual indica que ningún país en particular estaría sesgando los resultados.¹³ Las siguientes subsecciones describen los resultados obtenidos correspondientes a las diferentes ecuaciones consideradas.

1. *Inversión extranjera directa y desigualdad*

En relación con las ecuaciones de desigualdad, las regresiones 1, 2 y 3 del cuadro 1 permiten verificar que a mayor IED, mayor desigualdad de ingresos en América Latina, resultado que está en línea con los de otros trabajos empíricos aplicados a economías en desarrollo (Tsai, 1995; Te Velde, 2003; Choi, 2006; Basu y Guariglia, 2007; Herzer *et al.*, 2012). Una posible explicación de este resultado sería, tal como apunta Te Velde (2003), que la IED se ubicaría en mayor medida en sectores de mano de obra cualificada, aumentando así la brecha salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados y, por esta vía, la desigualdad salarial y de ingresos.

¹² Los resultados obtenidos utilizando como variable de desigualdad el Gini neto de Solt (2009) no se presentan por limitaciones de espacio y los autores los ponen a disposición del lector interesado que los solicite.

¹³ Los resultados no se presentan pero están disponibles poniéndose en contacto con los autores.

CUADRO 2. Relación entre inversión extranjera directa, crecimiento y desigualdad^a

	Var. dep. Gini	Var. dep. Gini	Var. dep. crec. per cápita del PIB	Var. dep. Gini	Var. dep. crec. per cápita del PIB	Var. dep. Gini	Var. dep. crec. per cápita del PIB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos	SUR-I	SUR-I	SUR-II	SUR-II
<i>IED</i>	0.380*** (0.094)	0.724** (0.3328)	0.150 (0.107)	0.723*** (0.224)	0.298*** (0.118)	1.658** (0.560)	0.299** (0.118)
<i>IED</i> ²	—	-0.044 (0.042)	—	—	—	-0.113* (0.067)	—
<i>Lpib_inicio</i>	—	—	-6.323*** (1.914)	—	0.529 (0.584)	—	0.535 (0.584)
<i>Comercio</i>	0.040** (0.015)	0.037** (0.017)	-0.016 (0.022)	-0.015 (0.014)	0.016** (0.007)	-0.017 (0.013)	0.016** (0.007)
<i>Población</i>	-0.487 (0.442)	-0.272 (0.400)	1.632 (1.122)	2.123** (0.740)	-0.757* (0.419)	2.242** (0.734)	-0.762* (0.419)
<i>Inversión</i>	—	—	0.285** (0.092)	—	0.051 (0.043)	—	0.051 (0.043)
<i>Gasto público</i>	0.031 (0.114)	-0.002 (0.120)	-0.017 (0.140)	-0.058 (0.094)	-0.054 (0.042)	-0.102 (0.091)	-0.054 (0.042)
<i>Capital humano</i>	-0.093** (0.046)	-0.103** (0.046)	0.024 (0.049)	-0.030 (0.060)	0.050 (0.031)	-0.049 (0.058)	0.050 (0.031)
<i>M2</i>	-0.037 (0.027)	-0.029 (0.024)	-0.059** (0.027)	0.075** (0.037)	-0.018 (0.021)	-0.095** (0.040)	-0.018 (0.021)
<i>Gini</i>	—	—	0.086 (0.079)	—	—	—	—
<i>Crecimiento del PIB</i>	-0.041 (0.062)	-0.040 (0.055)	—	—	—	—	—
Constante	52.35*** (1.957)	52.05*** (2.070)	45.24*** (1.978)	45.73*** (2.523)	-49.20*** (5.384)	44.74*** (2.577)	-49.66*** (5.384)
Observaciones	148	148	179	148	179	148	179
R ² Ajustado	0.85	0.85	0.46	0.12	0.20	0.12	0.20
Número de países	18	18	18	18	18	18	18

^a En todas las estimaciones se incluyen los errores estándar corregidos por heterocedasticidad.

*** Significancia a 1%. ** Significancia a 5%. * Significancia a 10%.

La columna 1 del cuadro 1, que reporta los resultados de un modelo de efectos fijos por país, sugiere que si el ingreso de IED en términos del PIB se incrementa en 1%, el índice de Gini que mide la desigualdad se incrementa 0.37 puntos porcentuales. Este resultado es especialmente relevante si se tiene en cuenta la baja variabilidad que tiene el índice de Gini en el tiempo, como se constató en la sección descriptiva de los datos. Tal como se mencionó en la sección anterior, a efectos de tener en cuenta la posible existencia de endogeneidad, se estimó también el modelo mediante TSLS utilizando las variables al inicio del periodo como variables instrumentales. En la columna 2 del cuadro 1 aparecen los resultados que confirman la relación positiva y estadísticamente significativa entre la IED y la desigualdad. Por último, se estimó un modelo dinámico mediante el estimador GMM en primeras diferencias (véase la columna 3 del cuadro 1), utilizando como instrumentos los rezagos de las variables explicativas consideradas en el modelo. Al igual que en las anteriores especificaciones, la IED mantiene el signo positivo y la significancia. Cabe señalar que el orden de magnitud del coeficiente de la IED es en las tres regresiones muy similar.

Respecto a las variables de control, se destaca la variable de capital humano, cuyo coeficiente estimado es negativo y significativo, lo que indicaría que a mayor nivel educativo de la población, la desigualdad disminuye, resultado que está en línea con la literatura de capital humano (véase Basu y Guariglia, 2007; Blomstrom y Kokko, 2003; y Castello-Domenech, 2002). La confirmación de este efecto reductor de la desigualdad que ejerce la educación para las economías de América Latina es un resultado sumamente importante, puesto que permite identificar un canal efectivo para luchar contra la desigualdad, y por tanto señala un aspecto que se debe tener en cuenta diseñar políticas económicas cuyo objetivo sea una mayor equidad. Por otra parte, la variable comercio aparece con un coeficiente positivo (aunque no robusto), que indicaría que a mayor apertura comercial, mayor desigualdad. Por su parte, la variable población muestra un signo negativo, aunque dicho resultado no es robusto, mientras que la variable que recoge la masa monetaria y que se incluye como proxy del desarrollo financiero (M2 en porcentaje del PIB) no es significativa en ninguna de las especificaciones. Por último, la variable gasto del gobierno presenta signo negativo, lo que implicaría que a mayor gasto menor desigualdad, aunque, al igual que en el caso de la variable población, dicho resultado no es robusto.

Las columnas 4, 5 y 6 del cuadro 1 reportan los resultados de estimar una relación no lineal entre la IED y la desigualdad de ingresos, confirmando que la IED tiene un efecto positivo y significativo, y también muestra que el coeficiente del término cuadrático (IED^2) es negativo y significativo, lo que indicaría la existencia de una relación cóncava entre ambas variables. Este resultado implica que a partir de un determinado nivel de IED (en porcentaje del PIB), la relación de la IED con la desigualdad de ingresos pasa a ser negativa. Es decir, pasado determinado umbral de IED que reciba una economía, la IED dejaría de provocar un aumento en la desigualdad, y pasaría a tener el efecto contrario disminuyéndola. Este resultado apunta en la misma dirección que los resultados obtenidos por Figini y Görg (2011) que señalan la existencia de dicha relación no lineal para el caso de economías en desarrollo.

En resumen, considerando las distintas especificaciones, los coeficientes estimados para la IED y el término cuadrático sugieren que ésta tiende a aumentar la desigualdad en las economías de América Latina, pero a partir de un determinado nivel de la IED que, dependiendo de la especificación, estaría entre 4 y 5.5% del PIB, ésta tendería a provocar una reducción en la desigualdad. En la gráfica A1 del apéndice, en el que aparece la evolución de la IED por países, se puede verificar que habría por lo menos cuatro o cinco economías de la muestra que podrían superar dichos umbrales (éste sería el caso de Panamá, Chile, Nicaragua, Honduras y Costa Rica). En estas economías, la IED podría provocar una reducción de la desigualdad, mientras que en el resto de las 18 economías de América Latina consideradas, el efecto de la IED sería incrementar la desigualdad de ingresos. En este sentido, cabe destacar que, cuando se excluyen de la muestra esas cuatro-cinco economías, el término cuadrático deja de ser significativo, mientras que la IED sigue mostrando un signo positivo y significativo.

2. *Inversión extranjera directa y crecimiento económico*

En relación con los efectos de la IED sobre el crecimiento económico, las columnas 7, 8 y 9 del cuadro 1 ponen de relieve un claro impacto positivo y significativo de la IED sobre el crecimiento económico para Latinoamérica, resultado que está en línea con gran parte de la literatura empírica (Borenstein *et al.*, 1998; De Mello, 1999; De Vita y Kyaw, 2009; y Li y Liu, 2005).

La columna 7 del cuadro 1 muestra los resultados de controlar por efec-

tos fijos de país y periodo. Debido a que en el modelo de crecimiento se incluye un rezago del PIB real per cápita como variable explicativa, se espera que exista cierto sesgo en la estimación, presentando problemas de endogeneidad. A efecto de observar la posible presencia de endogeneidad se estimó por TSLS controlando por las variables al inicio del periodo (columna 8 del cuadro 1) y con un modelo GMM dinámico (columna 9 del cuadro 1), como sugieren Blundell y Bond (1998), y Bond *et al.* (2001). Es importante señalar que, independientemente de la especificación econométrica, los coeficientes estimados de la IED son positivos y significativos y de una magnitud similar.

Respecto a las variables de control, el coeficiente que mide el impacto del PIB real per cápita al inicio del periodo sobre el crecimiento económico, es negativo y significativo, como predice la literatura de crecimiento (Barro, 1991 y 2008; y Castelló-Climent, 2010). Por su parte, la inversión bruta de capital, justo como sugieren los modelos de crecimiento (Barro, 1997), tiene un impacto positivo en el crecimiento, aunque dicho resultado no es robusto. En este sentido, dicho resultado podría cuestionarse si se considera que la inversión en capital podría recoger en parte el impacto de la IED y, en este caso, estaría sesgando los resultados. Sin embargo, el coeficiente de correlación entre estas dos variables es muy bajo (véase cuadro A3), lo que descartaría esta hipótesis. La variable M2 presenta signo negativo (aunque no siempre significativo), lo que contradeciría los resultados de otros trabajos empíricos (Basu y Guariglia, 2007); en este sentido, la alta volatilidad que presenta esta variable en las economías de América Latina (véase cuadro A1 del apéndice) podría explicar en parte este sorprendente resultado. Respecto a la variable comercio, ésta presenta signo positivo mostrando que a mayor comercio, mayor crecimiento, lo cual es esperable en economías con un nivel de apertura comercial muy elevado, si bien dicho resultado no es robusto (sólo es estadísticamente significativo en una de las tres estimaciones).

3. *Inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento económico*

El cuadro 2 resume los principales resultados al estimar dos sistemas de ecuaciones utilizando técnicas de regresión de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SUR por sus siglas en inglés) que tienen en cuenta la heterocedasticidad y la correlación contemporánea de los errores mediante

métodos de información completa. Los sistemas se dividen en dos: uno compuesto por las ecuaciones de crecimiento y desigualdad lineal (ecuaciones 1 y 3), y otro por las ecuaciones de crecimiento y desigualdad no lineal (ecuaciones 2 y 3). Los resultados se muestran en las columnas 4, 5, 6 y 7 del cuadro 2, y nuevamente permiten confirmar los resultados previamente obtenidos; a saber, que la IED tiene un efecto relevante y con signo positivo sobre la desigualdad y el crecimiento en las economías de América Latina, provocando un incremento en ambas variables. Además, se confirma la relación cuadrática para el caso de la IED respecto a la desigualdad, mostrando que los efectos que la IED provoca sobre la desigualdad van a depender del nivel de la IED, de manera que va a reducir la desigualdad cuando el nivel de la IED esté por debajo de un determinado umbral (en este caso, según los coeficientes que aparecen en la columna 6 del cuadro 2, estaría cercano a una IED de 7% del PIB), pero para niveles de la IED superiores al mismo, los efectos se traducirían en una reducción en la desigualdad.

CONCLUSIONES

En este artículo se analiza la relación empírica de la inversión extranjera directa (IED) con el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos utilizando un panel para 18 economías de América Latina. Los resultados obtenidos confirman, por una parte, los efectos positivos de la IED sobre el crecimiento económico, lo que estaría ciertamente en línea con los principales resultados puestos de relieve en la literatura (Borensztein *et al.*, 1998; De Mello, 1999; De Vita y Kyaw, 2009; Herzer *et al.*, 2008; Li y Liu, 2005). Por otra parte, se comprueba la existencia de una relación positiva entre la IED y la desigualdad de ingresos, lo que implica que si bien la IED contribuye al crecimiento económico, al mismo tiempo aumenta la desigualdad de ingresos entre la población. Este último resultado avala la evidencia obtenida por otros trabajos que encuentran una relación positiva entre estas variables para las economías en desarrollo (Basu y Guariglia, 2007; Choi, 2006; Herzer *et al.*, 2012; Te Velde, 2003; Tsai, 1995). Cabe destacar que, para el caso de las economías de América Latina, el impacto de la IED tanto sobre el crecimiento como sobre la desigualdad es considerablemente mayor y, sin duda, más robusto que el del nivel de apertura comercial del país.

Otro importante resultado respecto al impacto de la IED en la desigualdad, es que se comprueba la existencia de una relación no lineal entre am-

bas variables, resultado similar al obtenido por el trabajo de Figini y Görg (2011) para el caso de economías en desarrollo. Así, las estimaciones realizadas ponen de relieve que, para el caso de las economías de América Latina, existe un cierto umbral de la IED (entre 4 y 5.5% del PIB) a partir del cual la IED pasaría a reducir la desigualdad. Por tanto, estos resultados estarían indicando que si bien en la mayoría de los 18 países de América Latina la IED aumentaría la desigualdad, en aquellos con altos niveles de IED (entre los que se encontrarían Panamá, Chile, Nicaragua, Honduras y Costa Rica), estos altos niveles de IED reducirían la desigualdad. En este sentido, es importante destacar que al realizarse las estimaciones con datos de medias trianuales, se están estimando relaciones estructurales, y por tanto, este último resultado estaría indicando que en aquellas economías de América Latina que logren elevadas tasas de IED con una cierta estabilidad, el impacto de ésta no sólo será de un mayor crecimiento económico, sino también de una mayor igualdad de ingresos.

Por último, debe mencionarse que cuando se estudia la interdependencia entre la IED, el crecimiento y la desigualdad mediante un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionado (SUR) se mantienen los principales resultados obtenidos anteriormente, es decir, que el aumento de la IED genera un aumento en el crecimiento y deteriora la distribución del ingreso.

En resumen, los resultados puestos de relieve en este artículo implican una contribución relevante a la literatura empírica fundamentalmente al aportar evidencia relativa a los efectos de la IED sobre el crecimiento económico y la desigualdad para América Latina, región para la que no existen prácticamente estudios a nivel agregado, con la destacable excepción del reciente trabajo de Herzer *et al.* (2012) aplicado a cinco economías de América Latina. Finalmente, el hecho que la IED sea un claro determinante tanto del crecimiento económico como de la desigualdad de ingresos, y especialmente que este último dependa del nivel de IED que reciba un país, genera un campo potencial de debate y de investigación para los responsables del diseño de la política económica, especialmente en sus vertientes más redistributivas.

APÉNDICE ESTADÍSTICO
 CUADRO A1. *Estadísticas descriptivas*

<i>Variable</i>		<i>Media</i>	<i>Desv.</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Observaciones</i>
<i>IED</i>	Total	2.356	2.286	-7.239	10.71	<i>N</i> = 179
	Entre		0.973	1.112	4.431	<i>n</i> = 18
	Dentro		2.080	-8.968	9.815	<i>T</i> = 9.944
<i>Desigualdad</i>	Total	51.44	5.060	38.90	61.09	<i>N</i> = 148
	Entre		4.126	43.04	58.27	<i>n</i> = 18
	Dentro		2.719	42.58	58.01	<i>T</i> = 8.222
<i>Crecimiento</i>	Total	1.170	3.307	-8.413	10.65	<i>N</i> = 180
	Entre		1.088	-0.297	3.225	<i>n</i> = 18
	Dentro		3.133	-7.276	11.78	<i>T</i> = 10
<i>Inversión</i>	Total	19.93	5.309	10.05	39.43	<i>N</i> = 180
	Entre		3.910	11.93	27.89	<i>n</i> = 18
	Dentro		3.698	11.40	31.47	<i>T</i> = 10
<i>Gasto público</i>	Total	9.942	6.564	2.673	42.40	<i>N</i> = 180
	Entre		6.306	3.346	27.23	<i>n</i> = 18
	Dentro		2.305	3.795	25.11	<i>T</i> = 10
<i>Comercio</i>	Total	58.75	34.89	10.53	179.7	<i>N</i> = 180
	Entre		32.51	18.52	150.8	<i>n</i> = 18
	Dentro		14.60	7.604	114.1	<i>T</i> = 10
<i>Capital humano</i>	Total	24.64	9.407	7.400	42.55	<i>N</i> = 180
	Entre		7.880	9.815	37.90	<i>n</i> = 18
	Dentro		5.433	11.84	40.81	<i>T</i> = 10
<i>Población</i>	Total	1.812	0.647	0.0272	3.169	<i>N</i> = 180
	Entre		0.530	0.482	2.472	<i>n</i> = 18
	Dentro		0.390	0.914	2.697	<i>T</i> = 10
<i>M2</i>	Total	30.72	12.84	8.054	80.74	<i>N</i> = 180
	Entre		9.692	20.09	58.91	<i>n</i> = 18
	Dentro		8.695	5.697	54.98	<i>T</i> = 10

FUENTE: elaboración propia basada en datos de WDI, WIID, Penn Table, Barro y Lee (2010).

CUADRO A2

	<i>Definición de variables</i>	<i>Fuente</i>
<i>Desigualdad</i>	Índice de Gini	UNU-WIDER versión 2.c
<i>Crec. PIB</i>	Crecimiento real del PIB real per cápita	Penn Table versión 7.0
<i>lpib</i>	PIB real per cápita en logaritmos	Penn Table versión 7.0
<i>IED</i>	Inversión extranjera directa en porcentaje del PIB	World Development Indicators
<i>Capital humano</i>	Porcentaje de la población con educación secundaria 25 o más del total	Barro y Lee
<i>Gasto público</i>	Gasto del gobierno en porcentaje del PIB	Penn Table versión 7.0
<i>Población</i>	Tasa de crecimiento de la población	World Development Indicators
<i>M2</i>	Tasa de M2 en porcentaje del PIB	World Development Indicators
<i>Inversión</i>	Inversión bruta en capital fijo en porcentaje del PIB	Penn Table versión 7.0
<i>Comercio</i>	Importaciones + exportaciones en porcentaje del PIB	World Development Indicators

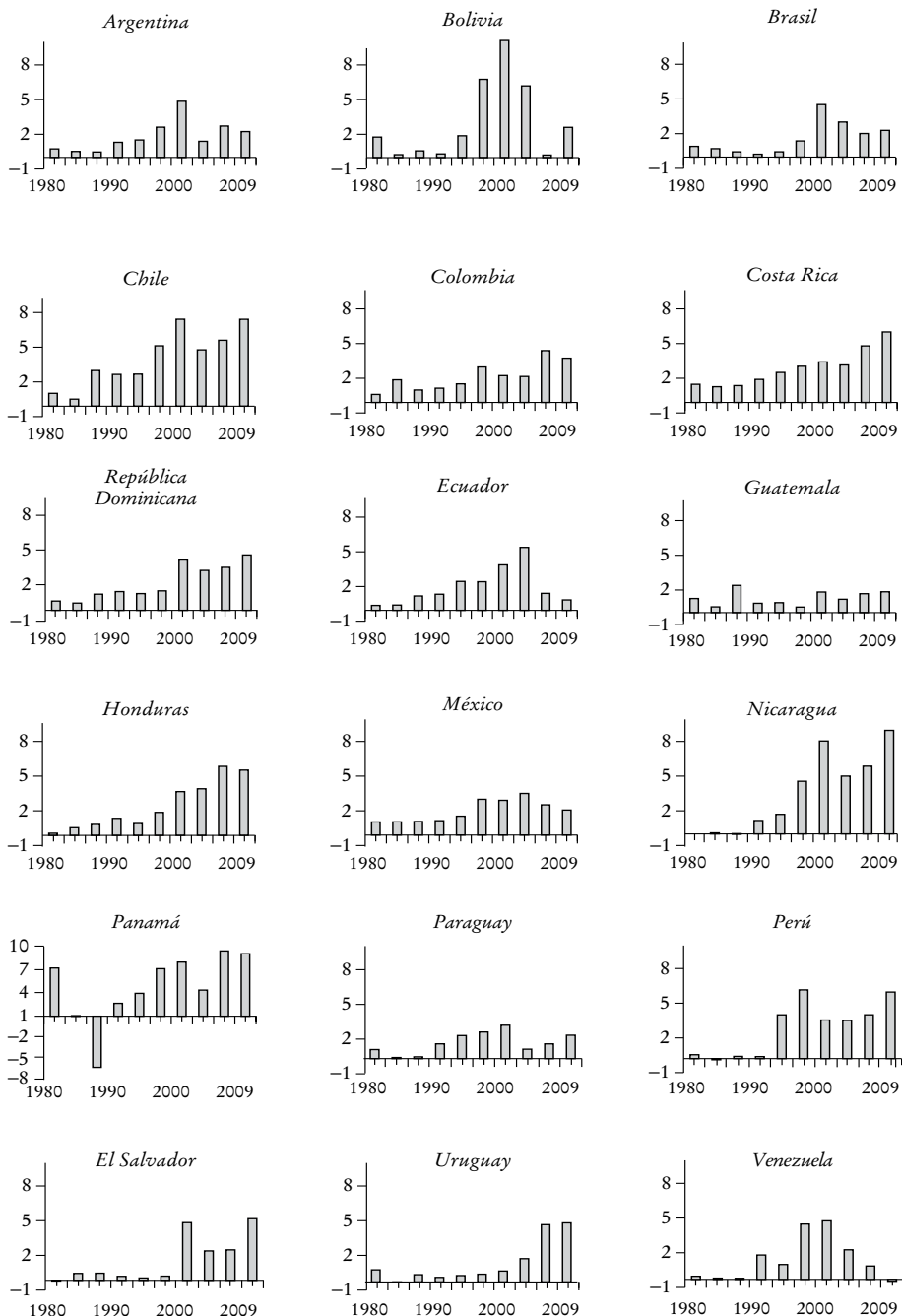
FUENTE: elaboración propia basada en datos de WDI, WIID, Penn Table, Barro y Lee (2010).

CUADRO A3. *Matriz de correlaciones*

	<i>IED</i>	<i>Crecimiento</i>	<i>Ipib</i>	<i>Inversión</i>	<i>desigualdad</i>	<i>Capital humano</i>	<i>Gasto público</i>	<i>Comercio</i>	<i>Población</i>	<i>M2</i>
<i>IED</i>	1									
<i>Crecimiento</i>	0.231	1								
<i>Ipib</i>	0.0515	0.146	1							
<i>Inversión</i>	0.284	0.194	0.0446	1						
<i>Desigualdad</i>	0.231	0.117	-0.298	0.126	1					
<i>Capital humano</i>	0.383	0.174	0.273	-0.109	-0.0172	1				
<i>Gasto público</i>	0.186	-0.0691	-0.286	0.008	0.0008	-0.308	1			
<i>Comercio</i>	0.469	0.0802	-0.189	0.142	0.0252	0.174	0.396	1		
<i>Población</i>	-0.187	-0.150	-0.251	0.176	0.126	-0.548	0.223	0.131	1	
<i>M2</i>	0.504	0.0673	0.0450	-0.0550	0.193	0.376	0.222	0.430	-0.225	1

FUENTE: elaboración propia basada en datos de WDI, UNU-WIDER, Penn Table, Barro y Lee (2010).

GRÁFICA A1. IED en porcentaje del PIB por países



FUENTE: elaboración propia basada en datos de WDI.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adam, S. (2008), "Globalization and Income Inequality: Implications for Intellectual Property Rights", *Journal of Policy Modeling*, vol. 30, núm. 5, pp. 725-735.
- Aghion, P., y P. Howitt (1998), *Endogenous Growth Theory*, The MIT Press, Cambridge.
- Aitken, B., A. Harrison y R. E. Lipsey (1996), "Wages and Foreign Ownership: a Comparative Study of Mexico, Venezuela, and the United States", *Journal of International Economics*, vol. 40, núms. 3-4, pp. 345-371.
- Alesina, A., y R. Perotti (1996), "Income Distribution, Political Instability, and Investment", *European Economic Review*, vol. 40, núm. 6, pp. 1203-1228.
- , y D. Rodrik (1994), "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, núm. 2, pp. 465-490.
- Alfaro, L., S. Kalemli-Ozcan y V. Volosovych (2008), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 90, núm. 2, pp. 347-368.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, pp. 277-297.
- , y O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Component Models", *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 29-51.
- Balasubramanyam, V. N., M. Salisu y D. Sapsford (1996), "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries", *Economic Journal*, vol. 106, núm. 434, pp. 92-105.
- Banco Mundial (2006), *Reducción de la pobreza y crecimiento: círculos virtuosos y círculos viciosos, Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe*, Banco Mundial, Washington.
- Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 2, pp. 407-443.
- (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- , y X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, Nueva York, McGraw-Hill.
- (2008), "Inequality and Growth Revisited", Working Paper Series on Regional Economic Integration, núm. 11, Asian Development Bank.
- (2000), "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, vol. 5, pp. 5-32.
- Basu, P., y A. Guariglia (2007), "Foreign Direct Investment, Inequality, and Growth", *Journal of Macroeconomics*, vol. 29, núm. 4, pp. 824-839.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt y R. Levine (2007), "Finance, Inequality and the Poor", *Journal of Economic Growth*, vol. 12, pp. 27-49.
- Berman, E., J. Bound y S. Machin (1998), "Implications Of Skill-Biased Technologi-

- cal Change: International Evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 4, pp. 1245-1279.
- Blomstrom M., R. E. Lipsey y M. Zejan (1996), “Is Fixed Investment the Key to Economic Growth?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, núm. 1, pp. 269-276.
- , y A. Kokko (2003), “The Economics of Foreign Direct Investment Incentives, National Bureau of Economic Research (NBER)”, Working Paper núm. 9489.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, vol. 87, núm. 1, pp. 115-143.
- Bond, S., A. Hoeffler y J. Temple (2001), “GMM Estimation of Empirical Growth Models”, Discussion Paper núm. 01/525, University of Bristol.
- Borensztein, E., J. de Gregorio y J. W. Lee (1998), “How Does Foreign Investment Affect Economic Growth?”, *Journal of International Economics*, vol. 45, núm. 1, pp. 115-135.
- Castelló, A., y R. Doménech (2002), “Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence”, *Economic Journal*, vol. 478, núm. 112, pp. 187-200.
- Castelló-Climent, A. (2010), “Inequality and Growth in Advanced Economies: an Empirical Investigation”, *Journal of Economic Inequality*, vol. 8, núm. 3, pp. 293-321.
- CEPAL (2008), *Transformación productiva con equidad: 20 años después, Viejos problemas, nuevas oportunidades*. CEPAL, Naciones Unidas, Santiago de Chile.
- Choi, C. (2006), “Does Foreign Direct Investment Affect Domestic Income Inequality?”, *Applied Economics Letters*, vol. 13, núm. 12, pp. 811-814.
- Claessens, S., y E. Perotti (2007), “Finance and Inequality: Channels and Evidence”, *Journal of Comparative Economics*, vol. 35, núm. 4, pp. 748-773.
- Clark, D., J. Highfill, J. de Oliveira Campino y S. Rehman (2011), “FDI, Technology Spillovers, Growth, and Income Inequality: A Selective Survey”, *Global Economy Journal*, vol. 11, núm. 1, pp. 1-42.
- De Mello, L. (1997), “Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey”, *Journal of Development Studies*, vol. 34, núm. 1, pp. 1-34.
- (1999), “Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from Time Series and Panel Data”, *Oxford Economic Papers*, vol. 51, núm. 1, pp. 133-151.
- De Vita, G., y K. S. Kyaw (2009), “Growth Effects of FDI and Portfolio Investment Flows to Developing Countries: A Disaggregated Analysis by Income Levels”, *Applied Economics Letters*, vol. 16, núms. 1-3, pp. 277-283.
- Feenstra, R., y G. H. Hanson (1997), “Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico’s Maquiladoras”, *Journal of International Economics*, vol. 42, núm. 3, pp. 371-393.
- Feeny, S., S. Iamsiraroj y M. McGillivray (2014), “Growth and Foreign Direct Investment in the Pacific Island Countries”, *Economic Modelling*, vol. 37, pp. 332-339.
- Figini, P., y H. Görg (2011), “Does Foreign Direct Investment Affect Wage Inequality? An Empirical Investigation”, *The World Economy*, vol. 34, núm. 9, pp. 1455-1475.

- Herzer, D. (2012), "How Does Foreign Direct Investment Really Affect Developing Countries' Growth?", *Review of International Economics*, vol. 20, núm. 2, pp. 396-414.
- , P. Hühne y P. Nunnenkamp (2012), "FDI and Income Inequality-Evidence from Latin American", Documento de trabajo, núm. 1791, Kiel Institute for the World Economy.
- , D., S. Klasen y D. F. Nowak-Lehmann (2008), "In Search of FDI-Led Growth in Developing Countries: The Way Forward", *Economic Modelling*, vol. 25, núm. 5, pp. 793-810.
- Hsiao C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2ª ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- Janeba, E. (2004), "Global Corporations and Local Politics: Income Redistribution vs. FDI subsidies", *Journal of Development Economics*, vol. 74, núm. 2, pp. 367-391.
- Jensen, N. M., y G. Rosas (2007), "Foreign Direct Investment and Income Inequality in Mexico, 1990-2000", *International Organization*, vol. 61, núm. 3, pp. 467-487.
- Li, X., y X. Liu (2005), "Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship", *World Development*, vol. 33, núm. 3, pp. 393-407.
- Lin, S.-C.; D.-H. Kim y Y.-C. Wu (2013), "Foreign Direct Investment and Income Inequality: Human Capital Matters", *Journal of Regional Science*, vol. 53, núm. 5, pp. 874-896.
- Lipsey, R. E., y F. Sjöholm (2004), "Foreign Direct Investment, Education and Wages in Indonesian Manufacturing", *Journal of Development Economics*, vol. 73, núm. 1, pp. 415-422.
- Lucas, R. (1990), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?", *American Economic Review*, vol. 80, núm. 2, pp. 92-96.
- Mah, J. S. (2002), "The Impact of Globalization on Income Distribution: the Korean Experience", *Applied Economics Letters*, vol. 9, núm. 15, pp. 1007-1009.
- Milanovic, B. (2003), "Can we Discern the Effect of Globalization on Income Distribution? Evidence for Household Surveys", The World Bank, Working paper núm. WPS 2876, Development Research Group.
- OECD, Glossary of Foreign Direct Investment Terms and Definitions, disponible en: <http://www.oecd.org/daf/inv/investmentfordevelopment/2487495.pdf>
- Overseas Development Institute (2002), "Foreign Direct Investment: Who Gains?", ODI Briefing Paper, Londres.
- Robertson, R. (2000), "Trade Liberalisation and Wage Inequality: Lessons from the Mexican Experience", *The World Economy*, vol. 23, núm. 6, pp. 827-849.
- Solt, F. (2009), "Standardizing the World Income Inequality Database", *Social Science Quarterly*, vol. 90, núm. 2, pp. 231-242.
- Sylwester, K. (2005), "Foreign Direct Investment, Growth and Income Inequality in Less Developed Countries", *International Review of Applied Economics*, vol. 19, núm. 3, pp. 289-300.

- Te Velde, W. D. (2003), "Foreign Direct Investment and Income Inequality in Latin America: Experiences and Policy Implications", Overseas Development Institute, mimeo, Londres.
- Tsai, P. L. (1995), "Foreign Direct Investment and Income Inequality: Further Evidence", *World Development*, vol. 23, núm. 3, pp. 469-483.
- UNCTAD (2011), *World Investment Report 2009*, Naciones Unidas, Nueva York.
- Zellner, A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seeming Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, pp. 348-368.
- (1963), "Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations: Some Exact Finite Sample Results", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 58, pp. 977-992.
- , y D. Huang (1962), "Further Properties of Efficient Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations", *International Economic Review*, vol. 3, pp. 300-313.
- Zhang, X. y K. H. Zhang (2003), "How Does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China", *Journal of Development Studies*, vol. 39, núm. 4, pp. 47-67.