



**Universitat Autònoma de Barcelona**  
**Departament de Economia Aplicada**  
**Programa de Doctorat en Economia Aplicada**

Tesis Doctoral

**Tres Ensayos sobre Inversión Extranjera Directa y Desarrollo  
Económico en América Latina**

**Autor:**

Macarena Suanes Martínez

**Director:**

Oriol Roca Sagalés

Barcelona, 2015



A mis padres,



## **Agradecimientos**

Ante todo me gustaría dar las gracias a mi tutor, Oriol Roca Sagalés a quien le estaré infinitamente agradecida por compartir sus conocimientos y experiencia, pero sobre todo por su generosidad y dedicación. También quiero agradecer a Leonel Muínelo por sus valiosas contribuciones.

En lo personal quiero dar las gracias a mi familia, a mis padres y a mis hermanas, que a pesar de la distancia han estado siempre alentándome y dándome las fuerzas necesarias para poder seguir. Y en especial a mis padres, por transmitirme el valor del conocimiento y del esfuerzo, sin los cuales no estaría hoy aquí.

A Mingo, gracias por la comprensión y sobre todo por tener tanta fe en mí.

A mi gran amiga Paula Garda gracias por compartir sus conocimientos pero sobre todo por acompañarme desde mi primer día en Barcelona.

Gracias a todos los profesores y compañeros del programa de doctorado; en particular Luciana, Gonzalo, Martín, Miquel, Roger y Victoria. Y en especial, gracias a mi compañera y amiga Alicia Gómez por ser tan generosa y acompañarme en este proceso.

Gracias al Departamento de Economía Aplicada en general y a AIS por su apoyo.

Y por último, gracias a mis amigos los de acá y los de allá por hacer que todo sea más fácil.



## Índice

<b>Introducción</b> .....	9
<b>Capítulo 1“Inversión extranjera directa, crecimiento económico y desigualdad en América Latina”</b> .....	17
1.1 Introducción.....	18
1.2 Revisión de la literatura.....	21
1.3 Datos y Estrategia Empírica .....	26
1.3.1 Datos .....	26
1.3.2 Estrategia empírica.....	29
1.4 Resultados empíricos.....	36
1.5 Conclusiones .....	43
Referencias .....	45
Anexo estadístico .....	50
<b>Capítulo 2“Inversión extranjera directa y desigualdad en América Latina. Un análisis sectorial”</b> .....	57
2.1 Introducción.....	58
2.2 Revisión de la literatura.....	62
2.2.1 Inversión extranjera directa y desigualdad de ingresos .....	62
2.2.2 La inversión extranjera directa por sectores y la desigualdad .....	64
2.3 Datos.....	66
2.4 Estrategia empírica .....	72
2.4.1 Efecto de la IED agregada en la desigualdad.....	72
2.4.2 Efecto de la IED por sectores en la desigualdad.....	74
2.5 Resultados .....	75
2.5.1 Inversión extranjera directa y desigualdad de ingresos .....	75
2.5.2 La inversión extranjera directa por sectores y desigualdad de ingresos .....	78
2.6 Conclusiones .....	81
Referencias .....	82
Anexo estadístico .....	86
<b>Capítulo 3“Innovación tecnológica y productividad. Un estudio empírico para la industria manufacturera en Uruguay”</b> .....	89
3.1 Introducción.....	90

3.2	Revisión de la literatura.....	92
3.3	Modelo y estrategia empírica .....	99
3.4	Datos y variables .....	104
3.4.1	Datos .....	104
3.4.2	VARIABLES e indicadores .....	105
3.4.3	Análisis descriptivo de la muestra .....	111
3.5	Resultados .....	118
3.5.1	Decisión de inversión en innovación e intensidad del gasto.....	118
3.5.2	Impacto de la inversión en innovación .....	121
3.5.3	Impacto de la innovación en la productividad .....	123
3.6	Robustez .....	125
3.6.1	Decisiones de inversión en innovación e intensidad del gasto .....	125
3.6.2	Impacto de la inversión en innovación .....	126
3.6.3	Productividad .....	127
3.7	Conclusiones .....	128
	Referencias .....	131
	Anexo estadístico .....	138
	<b>Conclusiones.....</b>	<b>143</b>

## Introducción

Durante la última década América Latina ha registrado tasas de crecimiento muy elevadas en relación a su media histórica, y a pesar de este y de algunas leves mejoras observadas en los indicadores de desigualdad de algunas economías, América Latina sigue siendo una de las regiones más desiguales del mundo (Lopez y Perry, 2008). Así, las diferentes tasas en el crecimiento de la renta de las economías en desarrollo con respecto a las economías más ricas, así como los persistentes y elevados niveles de desigualdad han despertado en la última década interés en la literatura, tanto teórica como empírica, en intentar explicar los determinantes del desarrollo económico y las políticas más adecuadas para mejorar el crecimiento de largo plazo en las economías más pobres.

En este sentido, la literatura que analiza la relación entre la desigualdad y el crecimiento apunta a que los países con niveles de desigualdad y pobreza más altos tienden a crecer menos que los que presentan niveles más bajos (véase, entre otros, Alesina y Rodrick 1994; López y Servén, 2006; Perry *et al.*, 2006) por lo que, el crecimiento económico por sí solo no alcanza para mejorar los resultados de las economías en desarrollo en su proceso de convergencia. El desafío para estas economías consiste por tanto en encontrar los canales efectivos para promover un crecimiento y desarrollo sostenible.

En este contexto, y recogiendo los resultados de los modelos de crecimiento endógeno, se apunta a que las diferencias en el desarrollo entre economías se explica fundamentalmente por las diferencias en la acumulación de conocimiento, es decir la frontera del conocimiento, y por las diferencias en la productividad (Romer 1990, Aghion y Howitt 1998). Así, el importante rol que juega la tecnología en el proceso de convergencia de las economías en desarrollo, refuerza la evidencia que apunta a que el diferencial en las tasas de crecimiento per cápita entre países se explica en su mayor parte, por diferencias en las tasas de productividad más que en el crecimiento del capital físico. En esta línea, Romer (1993) y Borensztein *et al.* (1998) señalan a la inversión extranjera directa (IED) como el principal vehículo en facilitar la transferencia de tecnología desde los países más desarrollados hacia los países en desarrollo y por esta vía contribuir al proceso de desarrollo.

La literatura empírica también reconoce a la IED como motor de crecimiento de las economías en desarrollo a través de las externalidades que produce, como la transferencia de tecnología y la transferencia de conocimiento, provocando cambios importantes asociados a la adopción de nuevas tecnologías, aumento de la productividad y otras externalidades en el país receptor de la IED (De Mello, 1997). En el caso de América Latina, el estudio del efecto de la IED en el crecimiento y desarrollo ha cobrado especial relevancia a partir la década de los 90 cuando la región experimentó una serie de reformas y un proceso de liberalización económica que condujeron, entre otras cosas, a elevar de manera muy contundente los flujos de IED. Si bien la literatura empírica demuestra que la IED es relevante en promover el crecimiento y la productividad de la región, no logra encontrar evidencia concluyente de los efectos que tienen en el desarrollo y bienestar social. De esta manera el efecto positivo que tiene la IED en términos de desarrollo económico no es tan evidente.

Por otro lado, la literatura empírica para América Latina apunta a la inversión en actividades en I+D y la innovación tecnología como factores claves para elevar la productividad, principal determinante en explicar el menor crecimiento económico de la región en relación a las economías más avanzadas e incluso algunas economías en desarrollo (Daude, 2010).

En resumen, la IED y la inversión en I+D aparecen como determinantes relevantes del crecimiento y desarrollo de las economías de América Latina. En este sentido, esta tesis pretende analizar empíricamente el impacto de la IED en el desarrollo económico de las economías de América Latina, tanto en términos del crecimiento económico y desigualdad de ingresos, como de los efectos indirecto en la innovación. La tesis se estructura en tres capítulos independientes, cada uno con sus correspondientes aplicaciones empíricas, tal como se detalla a continuación.

El principal objetivo **del capítulo 1: “Inversión extranjera directa, crecimiento económico y desigualdad en América Latina”** es analizar empíricamente la relación que existe entre la IED con el crecimiento económico, y de la IED con la desigualdad de ingresos para las principales economías de América Latina. La pregunta que se intenta responder es hasta qué punto y de qué manera, la IED es un determinante del crecimiento y la desigualdad.

A tal efecto, se construyó un panel para 18 países de América Latina para el periodo comprendido entre 1980 y 2009. Para analizar empíricamente la relación entre la IED con el crecimiento económico y con la desigualdad, se consideraron dos aproximaciones distintas. Por una parte, se estimaron 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, se estimó un sistema de ecuaciones donde se supone la posible existencia de cierta interdependencia entre dichas variables.

Mediante distintas técnicas econométricas se encontró evidencia de un efecto positivo de la IED en el crecimiento económico y en la desigualdad de ingresos para América Latina, además de que se verificó la existencia de una relación no lineal entre la IED y la desigualdad de ingresos. Esto implica que si bien la IED provoca en general un incremento de la desigualdad, existe un umbral de IED a partir del cual se induciría a una mayor igualdad. Los resultados puestos de relieve en este trabajo implican una contribución relevante a la literatura empírica fundamentalmente al aportar evidencia relativa a los efectos de la IED sobre la desigualdad para América Latina, región para la que no existen prácticamente estudios a nivel agregado.

En base a los principales resultados obtenidos en el primer capítulo y a los antecedentes de la literatura empírica, el principal objetivo del **capítulo 2 “Inversión extranjera directa y desigualdad de ingresos. Un análisis sectorial”** es ampliar los resultados referentes a la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos encontrados en el capítulo 1 mediante un análisis sectorial. Este análisis permita identificar el rol que los distintos sectores económicos juegan en explicar el impacto de la IED en la desigualdad de ingresos de América Latina.

Para alcanzar este objetivo y siguiendo la estrategia empírica utilizada en el capítulo 1, se construyó un panel de datos para el periodo de 1980-2009 para 13 economías de América Latina. Se analizaron dos escenarios: un primer escenario que recoge la relación de la IED a nivel agregado con la desigualdad de ingresos; y un segundo escenario que analiza la relación de la IED, teniendo en cuenta los principales sectores de la economía en los que la IED se localiza, y la desigualdad de ingresos.

Se consideraron dos aproximaciones temporales para dar mayor robustez a los resultados, se estimaron las ecuaciones con datos anuales y datos trianuales. De esta manera lo que se pretende es aportar evidencia que permitan una mejor interpretación de los resultados encontrados en el capítulo 1, y encontrar evidencia de como el sector de destino de la IED puede condicionar los resultados de la misma sobre la desigualdad.

Cabe destacar que uno de las principales contribuciones de este trabajo consistió en la construcción de una base de datos de la IED a nivel de sectores de actividad para las economías latinoamericanas, ya que no existe una base de datos publica, homogénea y comparable para estas economías. A su vez, y dado que la literatura que estudia la IED a nivel sectorial y su vínculo con la desigualdad de ingresos es escasa, este estudio significa una contribución al aportar evidencia macroeconómica para América Latina.

Finalmente, en el **Capítulo 3 “Innovación tecnológica y productividad. Un caso de estudio para la industria en Uruguay”** se analiza la relación entre I+D, innovación tecnológica y productividad para Uruguay, con especial atención en el rol de la IED como determinante de las actividades en I+D y la innovación tecnológica. De esta forma con este tercer capítulo se completará el análisis con un enfoque microeconómico.

El principal objetivo de este capítulo es estudiar la relación entre la inversión en I+D, la innovación tecnológica y la productividad en las empresas para el caso de la industria manufacturera de Uruguay con una perspectiva dinámica. Para estimar esta relación se parte del modelo estructural CDM propuesto por Crepon *et al.* (1998), el cual ha sido ampliamente aplicado por la literatura empírica. Este modelo consiste en un sistema que se formaliza en cuatro ecuaciones. En una primera ecuación, se plantea la decisión de la empresa de si realizar o no actividades de investigación y desarrollo. En una segunda ecuación, las empresas deciden el monto a invertir en actividades de investigación. La siguiente ecuación del modelo establece la función de producción de innovaciones tecnológicas. Y finalmente, la última ecuación evalúa el impacto de las innovaciones introducidas por parte de la empresa en su productividad.

Los micro datos utilizados en este trabajo provienen de la encuesta de actividades de innovación de la industria manufacturera de Uruguay elaborada por al Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII) y se corresponden con las últimas tres

olas disponibles, 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009. Así, para poder evaluar las decisiones de innovación de las empresas de la industria manufacturera en Uruguay en el tiempo y aplicar el modelo de manera secuencial se construyó un panel que incorpora 400 empresas (se seleccionaron únicamente las empresas que aparecían en las tres olas de manera continua).

En el caso particular de este estudio, y a diferencia de otros trabajos que aplican esta metodología, en general utilizan datos de sección cruzada (ver Janz, *et al.*, 2004; Mairesse *et al.*, 2005; Griffith *et al.*, 2006), el modelo se aplicó bajo un enfoque secuencial y dinámico lo que implica que cada etapa del modelo se corresponde con una ola de la encuesta distinta y consecutiva. De esta manera se analizan las decisiones de la empresa a lo largo del tiempo, lo que significa un nuevo aporte a la literatura existente de la cual no se conocen precedentes.

Los resultados obtenidos apuntan hacia una relación positiva entre la realización de actividades de I+D en la empresa con la generación de innovaciones tecnológicas, y de un efecto positivo de esta última en la productividad. Dentro de los principales determinantes de las decisiones de innovar de la empresa se destaca el financiamiento público, la solicitud de patentes, el tamaño de la empresa y su participación en mercados extranjeros. Mientras que la generación de tecnológicas está determinado por la presencia de capital extranjero (IED), el tamaño y la solicitud de patentes de la empresa. Estos resultados implican un importante contribución con la literatura empírica al aportar evidencia respecto a la relación de la innovación y la productividad de largo plazo (casi una década) para la industria en Uruguay, y contribuir con la literatura empírica que aplica el modelo CDM, ya que como se dijo previamente, es la primera vez que el modelo se estima de manera secuencial y dinámica.

## Referencias

- Aghion, P y P. Howitt (1998), “Endogenous Growth Theory, MIT Press
- Alesina, A., y D. Rodrick. 1994. “Distributive Politics and Economic Growth.”  
*Quarterly Journal of Economics*, vol 109, pp. 465–90.
- Borensztein, E., J. De Gregorio y J.W. Lee (1998), “How Does Foreign Investment Affect Economic Growth?”, *Journal of International Economics*, 45, pp. 115-135.
- Crépon, B., E. Duguet y J. Mairesse (1998), “Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level”, *Economics of Innovation and New Technology*, vol 7, pp. 115-158.
- Daude, C. (2010), “Innovation, productivity and Economic Development in Latin America and the Caribbean”, OECD Development Centre, Working Paper No. 288
- De Mello, L. (1997), “Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey”, *Journal of Development Studies*, 34, 1, pp. 1-34.
- Griffith, R., E. Huergo, J. Mairesse y B. Peters (2006), “Innovation and Productivity Across Four European countries”, *Oxford Review of Economic Policy*, vol 22(4), pp. 483-498.
- Janz, N., H. Lööf, y B. Peters (2004), “Firm level Innovation and Productivity – Is There a Common Story across Countries”, *Problems and Perspectives in Management*, vol 2, pp. 184-204.
- Lopez, H., y L. Servén (2006), “A Normal Relationship? Poverty, Growth and Inequality” , World Bank, Washington, DC.
- Lopez, J.H y Perry, G (2008), “Inequality in Latin America : determinants and consequences”, The World Bank, Policy Research Working Paper N.4504
- Mairesse, J., P. Mohnen y E. Kremp (2005), “The Importance of R&D and Innovation for Productivity: A Reexamination in Light of the 2000 French Innovation Survey”, *Annales d'Économie et de Statistique*, vol 79/80, pp. 489-529.
- OECD (2009), Innovation in firms: A microeconomic perspective. Organization for Economic Cooperation and Development.
- Perotti, R. 1996. “Growth, Income Distribution and Democracy”, *Journal of*

*Economic Growth*, vol 1 (2), pp. 149–87.

Perry, G., O. Arias, H. López, W. Maloney y L. Servén (2006). “Poverty reduction and growth: virtuous and vicious circles”, The World Bank.

Romer, P. (1990), “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy* 98 (5), pp. S71-S102.

Romer, P. (1993), “Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*: 32(3), pp. 543-573.



## Capítulo 1

### **Inversión extranjera directa, crecimiento económico y desigualdad en América Latina \***

#### *Resumen*

Este trabajo analiza la relación entre la inversión extranjera directa (IED), el crecimiento económico y la desigualdad de ingresos para América Latina. Con un panel de datos para 18 economías para 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 los efectos positivos de la IED sobre el crecimiento económico, y evidencian efectos 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.

Palabras clave: Inversión extranjera directa, crecimiento económico, desigualdad.

JEL: O1, F43

---

\* Publicado en la Revista Trimestre Económico vol. LXXXII (3), núm. 327, julio-septiembre de 2015, pp. 675-706. Este artículo fue escrito en coautoría con Oriol Roca Sagalés (Universidad Autónoma de Barcelona).

## 1.1 Introducción

La importante afluencia de inversión extranjera directa (en adelante IED)<sup>1</sup> dirigida a las economías en desarrollo durante las últimas dos décadas (hasta 2009), ha motivado un considerable número de trabajos que intentan explicar su efecto sobre el crecimiento económico y sus determinantes. Sin embargo, los efectos de la IED sobre la desigualdad de ingresos han 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 esta más ha aumentado, según datos de la Conferencia de las Naciones Unidas para el Desarrollo (UNCTAD, 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 ampliar las brechas que la separan de los países desarrollados (CEPAL, 2008). De hecho, la imposibilidad para sostener altas tasas de crecimiento por períodos 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, a su vez, 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 que presenta niveles especialmente elevados para el caso de las economías de América Latina.

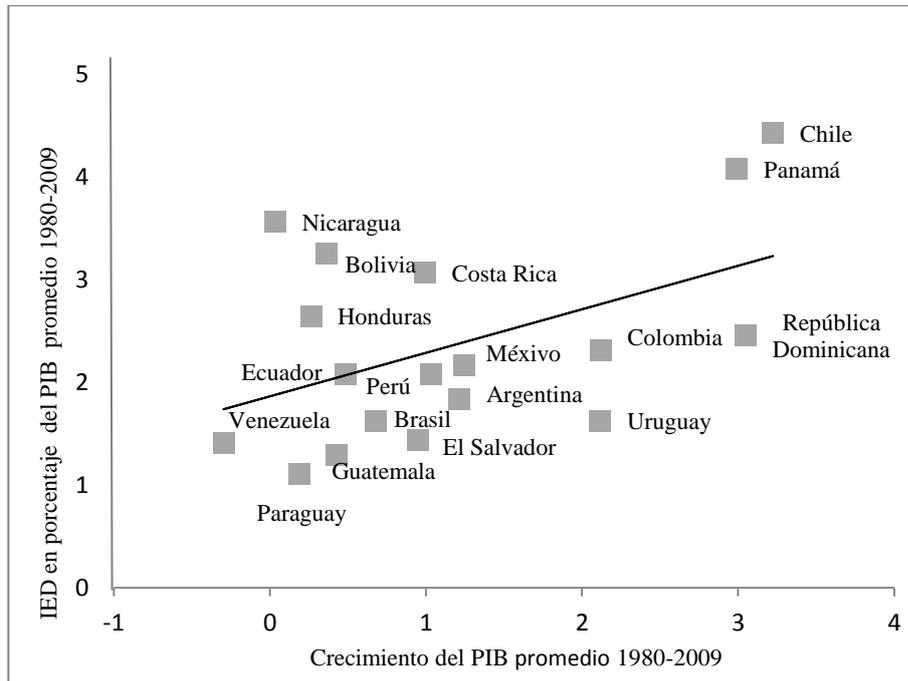
---

<sup>1</sup> 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*, OECD).

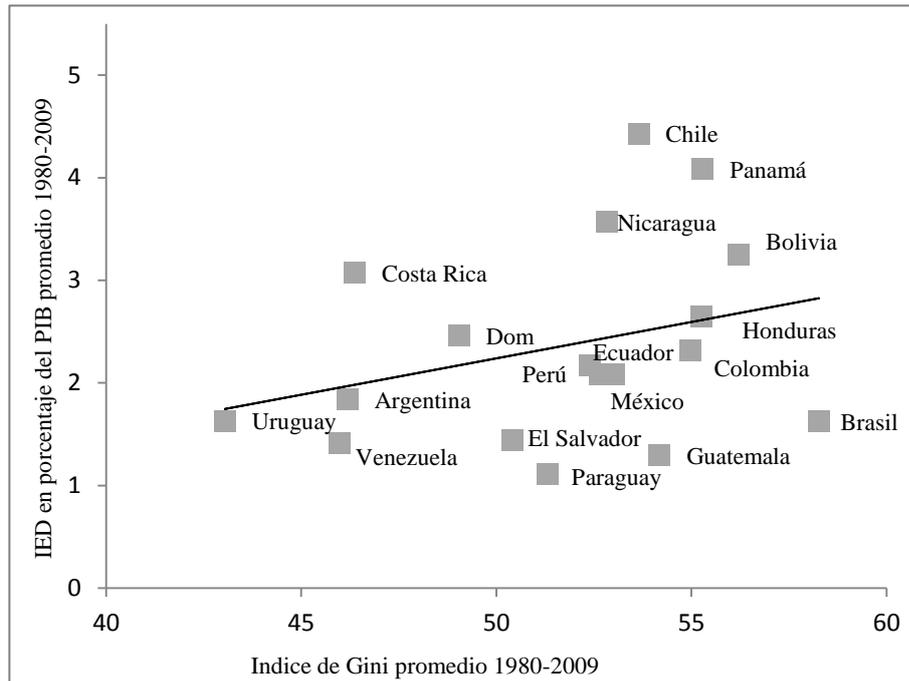
Dentro de los trabajos empíricos que estudian la relación entre la IED y la desigualdad analizando grupos de países, la mayoría encuentran una relación positiva (Tsai, 1995; Te Velde, 2003; Choi, 2006; Basu y Guariglia, 2007, Herzer *et al.*, 2012, Lin *et al.*, 2013), no obstante, algunos o no logran verificar la existencia de una relación entre estas dos variables o encuentran una relación negativa (Milanovic, 2003; Sylwester, 2005; Adam 2008). 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 firmas extranjeras en relación a los pagados por las empresas nacionales; también, observan un aumento de la brecha salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados (Aitken *et al.*, 1996; Feenstra y Hanson, 1997; Mah 2002; Te Velde 2003; Lipsey y Sjöholm 2004).

Gráfica 1. IED, crecimiento y desigualdad en América Latina

A. Relación entre IED y crecimiento



### B. Relación entre IED y desigualdad



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

La Gráfica 1 ilustra la relación entre la inversión extranjera directa y el crecimiento, 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 trabajo va a analizar si dichas relaciones son robustas a través de 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 1.2 se realiza una revisión de la literatura teórica y empírica. La sección 1.3 presenta la descripción de los datos utilizados y la estrategia empírica adoptada. Los resultados obtenidos se presentan en la sección 1.4, y en la 1.5 se presentan las principales conclusiones.

## 1.2 Revisión de la literatura

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, 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 firmas extranjeras a las firmas domésticas jugando un rol fundamental en explicar el 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 capital humano, aumentando el nivel de conocimientos y habilidades en la economía doméstica (De Mello, 1997).

Empíricamente, existe cierto consenso en cuanto al impacto positivo de la IED sobre el crecimiento económico, especialmente en el caso de las economías en desarrollo. En este sentido cabe destacar el trabajo de Blomstrom *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 efecto positivo asociado a la IED es más importante en economías que promueven más las exportaciones que las importaciones; y también Borensztein *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 en absorber el cambio tecnológico y, por otra parte, 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 el IED tiene un efecto positivo en el crecimiento, difiriendo los mecanismos según si las economías pertenecen a la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE) o no; y pone de relieve, 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 vías de 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 medios

a altos ingresos, 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 con 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 los efectos por países.

La relación entre la IED y la desigualdad de ingresos ha recibido menos atención por 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 a la desigualdad de ingresos, especialmente a través de 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, son abundantes en 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. Y por lo que al competir el capital extranjero con el capital nacional por los trabajadores domésticos, 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 otra parte, la IED puede tener un impacto positivo en la desigualdad, ya que estas empresas receptoras de IED tienden a pagar una prima salarial, especialmente 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 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 ingresos 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 firmas 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 a la oferta de trabajadores cualificados a través de 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 la desigualdad de ingresos. 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 relativa a 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 *dummies* geográficas (América Latina y Asia) encuentra que la relación positiva podría estar capturando las diferencias en desigualdad entre economías más que el rol que estaría jugando 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 co-integración 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 economías en desarrollo no es concluyente, en ningún caso apunta hacia un efecto de provocar una reducción en la desigualdad, sino más bien al 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 asociados a la existencia de cambios tecnológicos. En una primera etapa, las empresas necesitan poca mano de obra calificada, 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 calificada es baja y se paga al mismo salario que 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 estos en relación al 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 en presencia de IED.

A su vez, es importante tener en cuenta la posible existencia de causalidad inversa y simultaneidad entre las variables inversión extranjera directa y la desigualdad de ingresos. Así, si bien la IED puede afectar a la desigualdad de ingresos, puede haber 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 socio-política 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 empresa multinacionales (Janeba, 2004), mientras que las elites políticamente influyentes pueden ejercer control sobre el regulador en pro de la liberalización de la IED y así proteger sus actividades en búsqueda de mayores rentas (Claessens y Perotti, 2007).

Por último, al discutir los efectos de los flujos de capital entre países, es obligado 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, tales como diferencias tecnológicas, diferencias 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 a través del 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 como un factor determinante en explicar la paradoja.

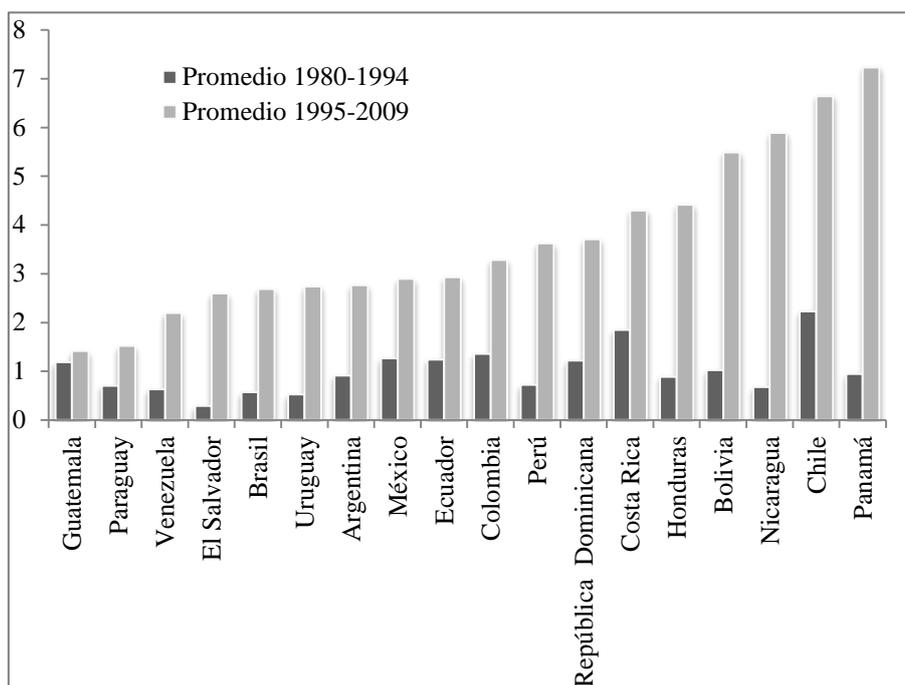
### **1.3 Datos y Estrategia Empírica**

#### **1.3.1 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 entre 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 para 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 7 observaciones (sobre un máximo de 10 observaciones trianuales correspondientes al periodo 1980-2009).

Gráfica 2: Inversión extranjera directa en porcentaje del PIB

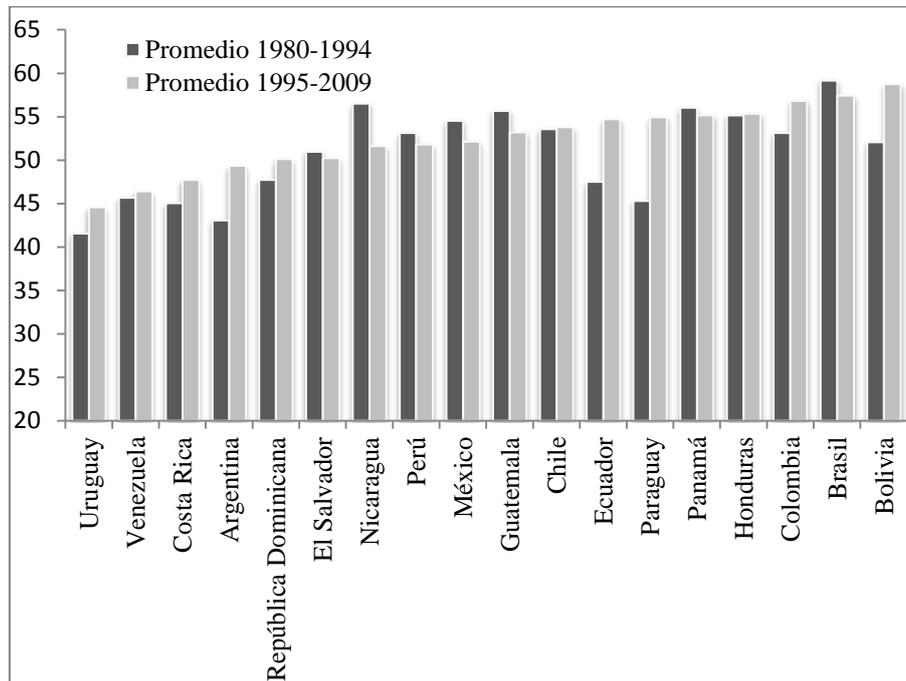


Fuente: elaboración propia en base a datos de WDI.

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)<sup>2</sup> 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 IED por país para los dos sub periodos 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 IED en el PIB creció un poco más que el triple durante el periodo de 1995-2009 respecto al período anterior, destacando Panamá, Chile, Nicaragua y Bolivia como los principales receptores de IED (en relación al porcentaje del PIB del país).

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

Gráfica 3. Índice de Gini por país



Fuente: elaboración propia en base a datos de UNU-WIDER.

Como indicador de desigualdad de ingresos se utilizó el índice de Gini obtenido del World Income Inequality Database (WIID)<sup>3</sup>, base de datos que 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 el ranking de calidad elaborado por este mismo instituto eliminando las observaciones de menor calidad (ranking 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 en base a la fuente utilizada. Por último, para algunos países se actualizaron los datos de desigualdad con la base de datos SEDLAC<sup>4</sup> manteniendo el mismo criterio de selección antes mencionado. En la gráfica 3 se presentan los promedios del índice de desigualdad por país para los dos sub-periodos de la muestra (1980-1994 y 1995-2009). La inspección visual de dicha figura 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

<sup>3</sup> De la versión 2c UNU-WIDER

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

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) desarrollados 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<sup>5</sup>. 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 índices de desigualdad tiene una muy alta correlación (0.86) con el índice WIID para el caso de los 18 países incluidos y el periodo de 30 años analizado.

### **1.3.2 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.

---

<sup>5</sup> 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.

### 1.3.2.1 Desigualdad e Inversión Extranjera Directa

Para analizar la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos, este trabajo 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; Lundberg y Squire, 2003), y por otro lado, en los trabajos que estudian el efecto 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 permiten 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:

$$desigualdad_{it} = a_0 + a_1 IED_{it} + a_2 X_{it} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

Donde la variable dependiente es una medida de la desigualdad de ingresos para el país  $i$  en el periodo  $t$ , IED mide la inversión extranjera directa (en porcentaje del PIB) en el país  $i$  en el periodo  $t$ , y  $X$  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 pueda 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 de PIB) y un indicador de la masa monetaria.

Respecto a la variable comercio, este 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 es la 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 tienden 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)<sup>6</sup>. 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 (ver, por ejemplo, Castello y Domenech, 2002). En tercer lugar, se considera 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 la Tablas A.1 y A.2 del anexo. 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.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup> <http://www.barrolee.com/>

<sup>7</sup> 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.

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 implícitamente 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 controlados 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 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 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 variables instrumentales se seleccionó el valor de las variables al inicio de periodo trianual, datos que se espera que no estén correlacionadas con los errores. Finalmente, se estimó el modelo por el método de momentos generalizado (GMM) desarrollado por Arellano y Bond (1991, 1995). Al 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 cuando 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 el test  $m_2$  que mide la autocorrelación de segundo orden (Arellano y Bond, 1999; 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:

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

Al igual que en la ecuación anterior, la variable a 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.

### 1.3.2.2 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 siguió los trabajos empíricos de De Mello (1999), Basu y Guariglia (2007) y Clark *et al.* (2011). Así, se considera la siguiente ecuación:

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

La variable dependiente representa la tasa de crecimiento del producto interior bruto per cápita para el país  $i$  en el período  $t$ ,  $a_1$  se corresponde con el coeficiente que mide el

efecto de del PIB real per cápita al inicio en el periodo ( $L_{pib}$ ) y que permite capturar los efectos de convergencia en las economías (ver 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).<sup>8</sup> El término  $u_i$  y  $v_t$  representa 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 (ver Tabla A.1 en el anexo). 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.<sup>9</sup>

---

<sup>8</sup> En las Tablas A.1 y A.2 del anexo aparecen los estadísticos descriptivos, y la definición y fuente de las variables incluidas, respectivamente

<sup>9</sup> 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 puede mejorar las

### 1.3.2.3 Crecimiento, Desigualdad e Inversión Extranjera Directa

En esta sección 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 a la desigualdad (ver resultados en Tabla A.4 del anexo). 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 a la IED no experimentan ningún cambio destacable, manteniéndose por tanto los resultados que se muestran en la Tabla 1. Dichos resultados se toman como evidencia de que ambas variables no se determinan conjuntamente, pero alternativamente sí que se considera la posible interdependencia empírica entre el crecimiento económico y la desigualdad a través de los errores, mediante 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.<sup>10</sup>

Así, se consideran dos sistemas, el primero lo conforma las ecuaciones (1) y (3) y se resume en el siguiente:

$$\left\{ \begin{array}{l} desigualdad_{it} = a_0 + a_1 IED_{it} + a_3 X_{it} + e_{it} \\ Crecimiento_{it} = b_0 + b_1 Lpib_{it-1} + b_2 IED_{it} + b_3 X_{it} + e_{it} \end{array} \right.$$

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.

---

estimaciones. En las Tablas A.1 y A.2 del anexo aparecen los estadísticos descriptivos, y la definición y fuente de las variables incluidas, respectivamente.

<sup>10</sup> Para una introducción a la metodología de estimación SURE, ver Zellner (1962, 1963), y Zellner y Huang (1962).

## **1.4 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 1980-2009. En la Tabla 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 la Tabla 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 (2011), los resultados estimados son muy similares a los que aparecen en ambas Tablas, y no únicamente en lo referente a la significatividad y magnitud de los coeficientes relativos al caso de la IED, sino también para el resto de variables control incluidas. Los resultados obtenidos utilizando como variable de desigualdad el Gini neto de Solt (2011) se presentan en las Tabla A.5 y A.6 del anexo.

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. Las siguientes sub-secciones describen los resultados obtenidos correspondientes a las diferentes ecuaciones consideradas.

### **1.4.1. Inversión extranjera directa y desigualdad**

En relación a las ecuaciones de desigualdad, las regresiones 1, 2 y 3 de la Tabla 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.

La columna 1 de la Tabla 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 un 1%, el índice de Gini que mide la desigualdad incrementa en 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 de la Tabla 2 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 primera diferencias (véase la columna 3 de la Tabla 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.

Con 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 (ver Castello-Domenech, 2002; Blomstrom y Kokko, 2003; Basu y Guariglia *et al.*, 2007). 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 a tener en cuenta en el diseño de 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 % 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 de la Tabla 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 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 la IED tiende a aumentar la desigualdad en las economías de América Latina pero a partir de un determinado nivel de IED, que dependiendo de la especificación estaría entre el 4% y el 5,5% del PIB, la IED tendería a provocar una reducción en la desigualdad. En la gráfica A.1 del anexo estadístico en el que aparece la evolución de la IED por países, se puede verificar que habría por lo menos 4 o 5 economías de la muestra que podrían superar dichos umbrales (este sería el caso de Panamá, Chile, Nicaragua, Honduras y Costa Rica). En dichas 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 el de incrementar la desigualdad de ingresos. En este sentido, cabe destacar que, cuando se excluyen de la muestra dichas 4-5 economías, el término cuadrático deja de ser significativo, mientras que la IED sigue mostrando un signo positivo y significativo.

#### **1.4.2. Inversión extranjera directa y crecimiento económico**

En relación con los efectos de la IED sobre el crecimiento económico, las columnas 7, 8 y 9 de la Tabla 1 ponen de relieve un claro efecto positivo y significativo de la IED sobre el crecimiento económico para Latinoamérica, resultado que está en línea con

gran parte de la literatura empírica (Borensztein *et al.*, 1998; De Mello, 1999; Li y Liu, 2005; De Vita y Kyaw, 2009 ).

La columna 7 de la Tabla 1 muestra los resultados de controlar por efectos fijos de país y periodo. Debido a que en el modelo de crecimiento se incluye el PIB real per cápita al inicio del periodo como variables explicativa, es esperable que exista cierto sesgo en la estimación, presentando problemas de endogeneidad. A los efectos de observar la posible presencia de endogeneidad se estimó por TSLS controlando por las variables al inicio del periodo (columna 8 de la Tabla 1) y, con un modelo GMM dinámico (columna 9 de la Tabla 1), tal como siguieren Blundell y Bond (1998) y Bond *et al.* (2001). Cabe destacar 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, tal y como predice la literatura de crecimiento (Barro, 1991 y 2008; 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, este resultado podría cuestionarse si se considera que la inversión en capital podría recoger en parte el efecto de la IED y, en este caso, estaría sesgando los resultados. Sin embargo el coeficiente de correlación entre estas dos variables es muy bajo (ver Tabla A.3 del anexo), 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, (ver Tabla A.1 del anexo), 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 (solo es estadísticamente significativo en una de las tres estimaciones).

Tabla1. Inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento

	Var. Dep: Gini	Var. Dep: Gini	Var. Dep: Gini	Var. Dep: Gini	Var. Dep: Gini	Var. Dep: Gini	Crec.per cápita del PIB	Crec.per cápita del PIB	Var. Dep: Crec.per cápita del PIB
	Efectos Fijos	TSLs	GMM Primera dif.	Efectos Fijos	TSLs	GMM Primera dif.	Efectos Fijos	TSLs	System GMM
	(1)	(4)	(5)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)	(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>IED2</i>	-	-	-	-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 cap PIB (t-1)</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	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)
<i>Constante</i>	52.385*** (2.015)	60.227*** (2.588)	-	52.07*** (2.121)	78.32*** (7.007)	-	38.688*** (11.839)	26.78* (14.266)	-
Test de Sargan			0.1414			0.237			0.532
Test m2			0.7894			0.607			0.202
Observaciones	148	148	116	148	148	116	179	179	179
Rcuadrado 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

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. El test de Sargan es una prueba para testar 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 al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%

### **1.4.3. Inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento económico**

La Tabla 2 resume los principales resultados al estimar dos sistemas de ecuaciones utilizando técnicas de regresión de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE por su denominación en inglés) que tienen en cuenta la heteroscedasticidad y correlación contemporánea de los errores a través de 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 de la Tabla 2 y nuevamente permiten confirmar los resultados previamente obtenidos; a saber, que la IED tienen 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 con respecto a la desigualdad, mostrando que los efectos que la IED provoca sobre la desigualdad van a depender del nivel de IED, de manera que va a reducir la desigualdad cuando el nivel de IED esté por debajo de un determinado umbral (en este caso según los coeficientes que aparecen en la columna 6 de la Tabla 2 estaría cercano a una IED del 7% del PIB), pero para niveles de IED superiores al mismo, los efectos se traducirían en una reducción en la desigualdad.

Tabla2. Relación entre inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento

	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var .Dep: Crec.per</i> <i>cápita del PIB</i>	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var .Dep: Crec.per</i> <i>cápita del PIB</i>	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var .Dep: Crec.per</i> <i>cápita del PIB</i>
	<i>Efectos Fijos</i>	<i>Efectos Fijos</i>	<i>Efectos Fijos</i>	<i>SUR-I</i>	<i>SUR-I</i>	<i>SUR-II</i>	<i>SUR-II</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<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>IED2</i>	-	-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
Rcuadrado 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

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. \*\*\* significancia al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%

## 1.5 Conclusiones

En este trabajo 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 efecto de la IED en la desigualdad es que se comprueba la existencia de una relación no lineal entre ambas variables, resultado similar al obtenido por el trabajo de Figiní 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 IED (entre el 4 y el 5,5% del PIB) a partir del que 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), los 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 aquellas economías de América Latina que logren elevadas tasas de IED con una cierta estabilidad, los efectos de ésta no solo serán 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 (SURE) 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 trabajo 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.

## Referencias

- Adam, S. (2008), "Globalization and Income Inequality: Implications for Intellectual Property Rights", *Journal of Policy Modeling*, 30, pp. 725–735.
- Aghion, P., y P. Howitt (1998), *Endogenous Growth Theory*, Cambridge: MIT Press.
- 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*, 40, 3/4, pp. 345-371.
- Alesina, A., y R. Perotti (1996), "Income Distribution, Political Instability, and Investment", *European Economic Review*, 40, pp.1203–1228.
- Alesina, A., y D. Rodrik (1994), "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109, 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*, 90, 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", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Arellano, M., y O. Bover (1995), "Another look at the instrumental variables estimation of error component models", *Journal of Econometrics*, 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*, 106, 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*, 106, pp. 407-443.
- Barro, R.J. (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, Cambridge, MA: The MIT Press
- Barro, R. J., y X. Sala-i-Martin (1995), *Economic growth*, New York: McGraw-Hill.

- Barro, R.J. (2008), “Inequality and Growth Revisited”, Asian Development Bank, Working Paper Series on Regional Economic Integration, no 11.
- Barro, R J. (2000), “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, 5, pp. 5–32.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt y R. Levine (2007), “Finance, Inequality and the Poor”, *Journal of Economic Growth*, 12, pp. 27–49.
- Basu, P., y A. Guariglia (2007), “Foreign Direct Investment, Inequality, and Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 29, 4, pp. 824-839.
- Berman, E., J. Bound y S. Machin (1998), “Implications Of Skill-Biased Technological Change: International Evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 113, 4, pp. 1245-1279.
- Blomstrom M., R.E. Lipsey y M. Zejan (1996), “Is Fixed Investment the Key to Economic Growth?”, *Quarterly Journal of Economics*, 111, pp. 269-276.
- Blomstrom, M., y A. Kokko (2003), “The economics of foreign direct investment incentives”, National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper no 9489.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115–143.
- Bond, S., A. Hoeffler y J. Temple (2001), “GMM estimation of empirical growth models”, University of Bristol, Discussion Paper no. 01/525.
- Borensztein, E., J. De Gregorio y J.W. Lee (1998), “How Does Foreign Investment Affect Economic Growth?”, *Journal of International Economics*, 45, pp. 115-135.
- Castelló, A., y R. Doménech (2002), “Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence”, *Economic Journal*, 478, 112, pp. 187-200.
- Castelló-Climent, A., 2010. Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation. *Journal of Economic Inequality*, 8, 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*, 13, 12, pp. 811-814.

- Claessens, S y E. Perotti (2007), “Finance and Inequality: Channels and Evidence”, *Journal of Comparative Economics*, 35, 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*, 11, pp. 1-42.
- De Mello, L. (1997), “Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey”, *Journal of Development Studies*, 34, 1, pp. 1-34.
- De Mello, L. (1999), “Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from Time Series and Panel Data”, *Oxford Economic Papers*, 51, 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*, 16, 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*, 42, pp. 371–393.
- Figini, P., y H. Görg (2011), “Does Foreign Direct Investment Affect Wage Inequality? An Empirical Investigation”, *The World Economy*, 34, 9, pp. 1455-1475.
- Feeny, S., S. Iamsiraroj y M. McGillivray (2013), “Growth and Foreign Direct Investment in the Pacific Island countries”, *Economic Modelling*, 37, pp. 332–339.
- Herzer, D. (2012), “How Does Foreign Direct Investment Really Affect Developing Countries' Growth?”, *Review of International Economics*, 20, pp. 396–414.
- Herzer, D., P. Hühne y P. Nunnenkamp (2012), “FDI and Income Inequality -Evidence from Latin American”, Kiel Institute for the World Economy, Working paper. no. 1791.
- Herzer, D., S. Klasen y D.F. Nowak-Lehmann (2008), “In Search of FDI-Led Growth in Developing Countries: The Way Forward”, *Economic Modelling*, 25, 5, pp. 793-810.
- Hsiao C. (2003), *Analysis of Panel Data*. 2nd edición. Cambridge: Cambridge University Press

- Janeba, E. (2004), “Global Corporations and Local Politics: Income Redistribution vs. FDI subsidies”, *Journal of Development Economics*, 74, pp. 367–391.
- Jensen, N. M., y G. Rosas (2007), “Foreign Direct Investment and Income Inequality in Mexico, 1990-2000”, *International Organization*, 61, 3, pp. 467-487.
- Li, X., y X. Liu (2005), “Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship”, *World Development*, 33, 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*, 53, 5, pp 874-896.
- Lipsey, R.E., y F. Sjöholm (2004), “Foreign direct investment, education and wages in Indonesian manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 73, 1, pp. 415-422.
- Lucas, R. (1990), “Why Doesn’t Capital Flow from Rich to Poor Countries?”, *American Economic Review*, 80, 92–96.
- Mah, J.S. (2002), “The impact of globalization on income distribution: the Korean experience”, *Applied Economics Letters*, 9, 15, pp. 1007-1009.
- Milanovic, B. (2003), “Can we discern the effect of globalization on income distribution? evidence for household surveys”, The World Bank, Development Research Group, Working paper no. WPS 2876.
- 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. London.
- Robertson, R. (2000), “Trade Liberalisation and Wage Inequality: Lessons from the Mexican Experience”, *The World Economy*, 23, 6, pp. 827-849.
- Solt, F. (2009), “Standardizing the World Income Inequality Database”, *Social Science Quarterly*, 90, 2, pp. 231-242.
- Sylwester, K. (2005), “Foreign Direct Investment, Growth and Income Inequality in Less Developed Countries”, *International Review of Applied Economics*, 19, 3, pp. 289-300.

- Te Velde, W.D. (2003), “Foreign Direct Investment and Income Inequality in Latin America: Experiences and Policy Implications”, London: Overseas Development Institute, mimeo.
- Tsai, P.L. (1995), “Foreign Direct Investment and Income Inequality: Further Evidence”, *World Development*, 23, 3, pp. 469-483.
- UNCTAD, (2011), *World Investment Report 2009*. New York: United Nations.
- Zellner, A. (1962), “An efficient method of estimating seeming unrelated regressions and tests for aggregation bias”, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.
- Zellner, A. (1963), “Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results”, *Journal of the American Statistical Association*, 58, 977-992.
- Zellner, A. y D. Huang (1962), “Further properties of efficient estimators for seemingly unrelated regression equations”, *International Economic Review*, 3, 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*, 39, 47–67.

## Anexo estadístico

Tabla.A1 Estadísticas Descriptivas

Variable		Media	Desv.	Min	Max	Observaciones
<i>IED</i>	Total	2.356	2.286	-7.239	10.71	N = 179
	Entre		0.973	1.112	4.431	n = 18
	Dentro		2.080	-8.968	9.815	T = 9.944
<i>desigualdad</i>	Total	51.44	5.060	38.90	61.09	N = 148
	Entre		4.126	43.04	58.27	n = 18
	Dentro		2.719	42.58	58.01	T = 8.222
<i>Crecimiento</i>	Total	1.170	3.307	-8.413	10.65	N = 180
	Entre		1.088	-0.297	3.225	n = 18
	Dentro		3.133	-7.276	11.78	T = 10
<i>Inversión</i>	Total	19.93	5.309	10.05	39.43	N = 180
	Entre		3.910	11.93	27.89	n = 18
	Dentro		3.698	11.40	31.47	T = 10
<i>Gasto público</i>	Total	9.942	6.564	2.673	42.40	N = 180
	Entre		6.306	3.346	27.23	n = 18
	Dentro		2.305	3.795	25.11	T = 10
<i>Comercio</i>	Total	58.75	34.89	10.53	179.7	N = 180
	Entre		32.51	18.52	150.8	n = 18
	Dentro		14.60	7.604	114.1	T = 10
<i>Capital humano</i>	Total	24.64	9.407	7.400	42.55	N = 180
	Entre		7.880	9.815	37.90	n = 18
	Dentro		5.433	11.84	40.81	T = 10
<i>Población</i>	Total	1.812	0.647	0.0272	3.169	N = 180
	Entre		0.530	0.482	2.472	n = 18
	Dentro		0.390	0.914	2.697	T = 10
<i>M2_gdp</i>	Total	30.72	12.84	8.054	80.74	N = 180
	Entre		9.692	20.09	58.91	n = 18
	Dentro		8.695	5.697	54.98	T = 10

Fuente: Elaboración propia en base a datos de WDI, UNU-WIDER, Penn Table, Barro and Lee (2010)

Tabla A.2 Definición de las variables

	<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 capita	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 % del PIB	World Development Indicators
<i>Capital humano</i>	Porcentaje de la población con educación secundaria 25 o más del total	Barro and Lee
<i>Gasto público</i>	Gasto del gobierno en % 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 % del PIB	World Development Indicators
<i>Inversión</i>	inversión bruta en capital fijo en % del PIB	Penn Table versión 7.0
<i>Comercio</i>	importaciones más exportaciones en % del PIB	Penn Table versión 7.0

Tabla A.3 Definición de las variables

	Matriz de Correlaciones									
	<i>IED</i>	<i>Crecimiento</i>	<i>lpib</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>lpib</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 en base a datos de WDI, UNU-WIDER, Penn Table, Barro and Lee (2010)

Tabla A.4. Relación entre inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento.

	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var. Dep: Gini</i>	<i>Var. Dep: Crec.per</i>	<i>Var. Dep:</i>	<i>Var. Dep:</i>
	<i>Efectos Fijos</i>	<i>TSLS</i>	<i>GMM primeras diferencias</i>	<i>cápita del PIB</i>	<i>Crec.per cápita</i>	<i>Crec.per cápita</i>
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>Efectos Fijos</i>	<i>TSLS</i>	<i>System GMM</i>
				<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>
<i>IED</i>	0.380*** (0.094)	0.795** (0.356)	0.298*** (0.103)	0.150 (0.107)	0.330* (0.118)	0.299** (0.123)
<i>Lpib_inicio</i>	-	-	-	-6.323*** (1.914)	-4.792*** (1.828)	-
<i>Crec. Per cap PIB (t-1)</i>	-	-	-	-	-	-0.044 (0.093)
<i>Comercio</i>	0.040** (0.015)	-0.017 (0.028)	0.032 (0.020)	-0.016 (0.022)	-0.018 (0.060)	0.004 (0.010)
<i>Población</i>	-0.487 (0.442)	1.998* (1.230)	1.243** (0.655)	1.632 (1.122)	1.339 (0.932)	-0.990*** (0.330)
<i>Inversión</i>	-	-	-	0.285** (0.092)	0.106 (0.093)	0.208 (0.0412)
<i>Gasto Público</i>	0.031 (0.114)	-0.015 (0.233)	-0.018 (0.232)	-0.017 (0.140)	0.193 (0.339)	-0.001 (0.047)
<i>Capital humano</i>	-0.093** (0.046)	-0.080 (0.161)	-0.064 (0.052)	0.024 (0.049)	0.035 (0.051)	0.070** (0.030)
<i>M2</i>	-0.037 (0.027)	0.070 (0.071)	-0.006 (0.027)	-0.059** (0.027)	-0.077** (0.033)	-0.020 (0.020)
<i>Gini</i>	-	-	-	0.086 (0.079)	0.027 (0.090)	0.035 (0.029)
<i>Crecimiento del PIB</i>	-0.041 (0.062)	0.175 (1.027)	-0.022 (0.044)			
Constante	52.35*** (1.957)	46.745*** -3.346		45.24*** (1.978)	37.056* (2.300)	
Test de Sargan			0.141			0.100
Test m2			0.765			0.500
Observaciones	148	148	116	179	179	179
Rcuadrado Ajustado	0,85	0,82	-	0,42	0,32	-
Número de países	18	18	18	18	18	18

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. El test de Sargan es una prueba para testar 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 al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%

Tabla A.5. Inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento.

	Var. Dep: Gini*	Crec.per cápita del PIB	Crec.per cápita del PIB	Var. Dep: Crec.per cápita del PIB					
	Efectos Fijos	TSLs	GMM Primera dif.	Efectos Fijos	TSLs	GMM Primera dif.	Efectos Fijos	TSLs	System GMM
	(1)	(4)	(5)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>IED</i>	0.193** (0.095)	0.204** (0.103)	0.281** (0.108)	0.184* (0.104)	1.278*** (0.462)	0.993*** (0.298)	0.375*** (0.130)	0.413** (0.206)	0.648*** (0.171)
<i>IED2</i>	-	-	-	0.011 (0.013)	-0.121** (0.061)	-0.0787** (0.0291)	-	-	-
<i>Lpib_inicio</i>	-	-	-	-	-	-	-5.513*** (1.452)	-4.785*** (1.352)	-
<i>Crec. Per cap PIB (t-1)</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0.320*** (0.105)
<i>Comercio</i>	0.042*** (0.012)	0.037** (0.016)	0.0533** (0.0199)	0.053*** (0.012)	-0.144** (0.056)	0.0295** (0.0126)	0.007 (0.019)	0.101 (0.139)	0.021** (0.010)
<i>Población</i>	0.589 (0.516)	0.372 (0.387)	1.906** (0.802)	0.0035 (0.725)	-1.655** (0.788)	1.790* (0.945)	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>	-0.072 (0.091)	-0.216 (0.175)	0.130 (0.148)	0.040 (0.067)	-0.490 (0.355)	0.0533 (0.126)	0.104* (0.09)	0.153 (0.188)	-0.071 (0.054)
<i>Capital humano</i>	-0.085*** (0.030)	-0.119*** (0.044)	-0.100* (0.0527)	-0.103*** (0.033)	-0.010 (0.111)	-0.125** (0.0519)	0.041 (0.058)	0.007 (0.100)	0.007 (0.035)
<i>M2</i>	0.016 (0.021)	0.018 (0.019)	-0.00430 (0.0372)	-0.010 (0.021)	0.010 (0.041)	0.0407** (0.0147)	-0.056** (0.024)	-0.046 (0.044)	-0.063** (0.028)
<i>Constante</i>	46.623*** (1.716)	49.337*** (2.417)	-	47.127*** (2.659)	62.415*** (5.242)	-	38.688*** (11.839)	26.78* (14.266)	-
Test de Sargan			0.110			0.159			0.532
Test m2			0.207			0.272			0.202
Observaciones	164	164	127	164	164	127	179	179	179
Rcuadrado Ajustado	0.86	0.86	-	0.89	0.77	-	0.42	0.32	-
Número de países	18	18	18	18	18	18	18	18	18

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. El test de Sargan es una prueba para testar 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 al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%

\* Gini de la base de datos de Solt(2011)

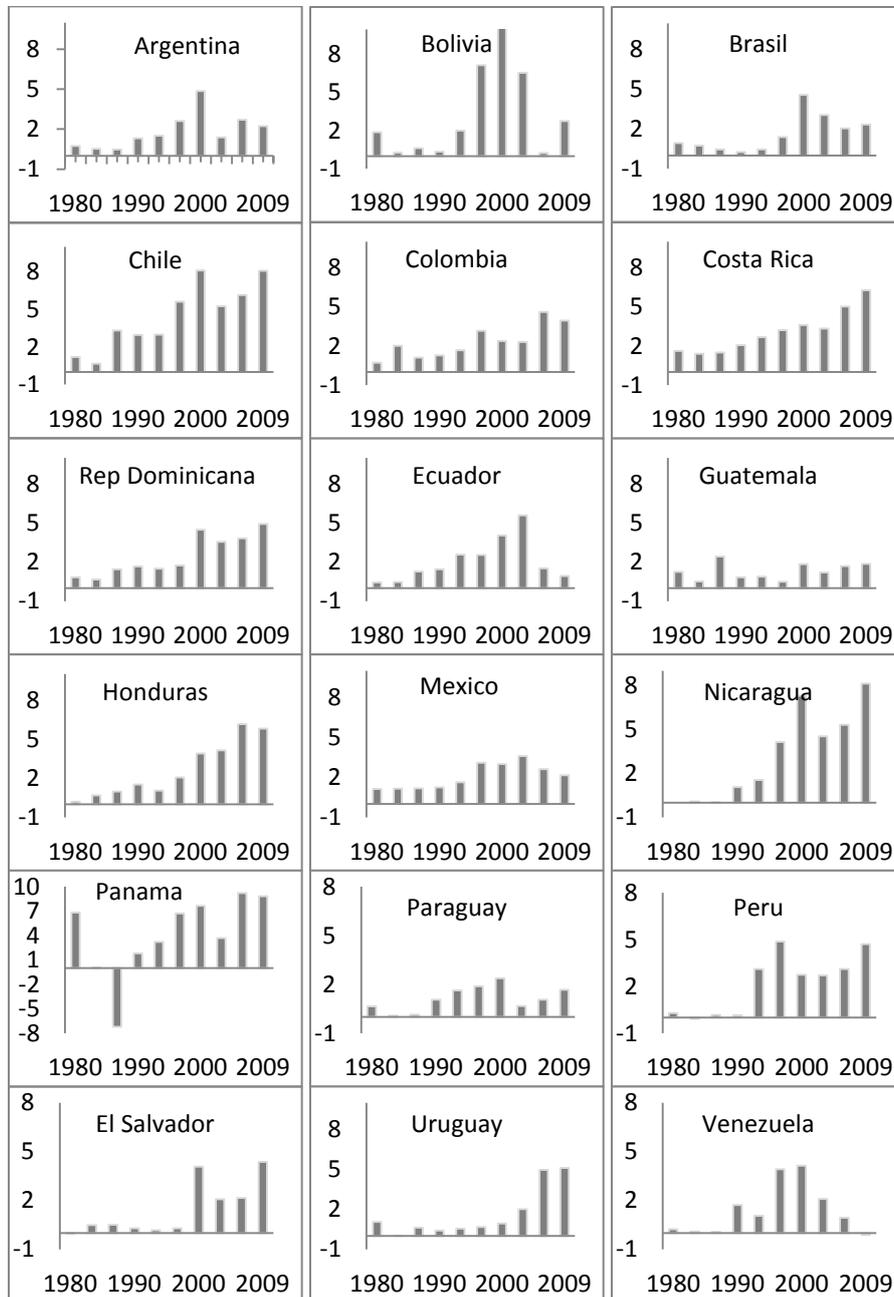
Tabla A.6. Relación entre Inversión extranjera directa, desigualdad y crecimiento

	<i>Var. Dep: Gini*</i>	<i>Var. Dep: Gini*</i>	<i>Var .Dep: Crec.per cápita del PIB</i>	<i>Var. Dep: Gini*</i>	<i>Var .Dep: Crec.per cápita del PIB</i>	<i>Var. Dep: Gini*</i>	<i>Var .Dep: Crec.per cápita del PIB</i>
	<i>Efectos Fijos</i>	<i>Efectos Fijos</i>	<i>Efectos Fijos</i>	<i>SUR-I</i>	<i>SUR-I</i>	<i>SUR-II</i>	<i>SUR-II</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>IED</i>	0.212** (0.087)	0.212** (0.101)	0.420*** (0.138)	0.345** (0.161)	0.295** (0.118)	0.242 (0.237)	0.295** (0.118)
<i>IED2</i>	-	0.013 (0.012)	-	-	-	0.028 (0.0302)	-
<i>Lpib_inicio</i>	-	-	-6.964*** (1.639)	-	0.371 (0.585)	-	0.371 (0.585)
<i>Comercio</i>	0.043*** (0.011)	0.054*** (0.011)	-0.010 (0.022)	-0.008 (0.011)	0.016** (0.007)	-0.008 (0.011)	0.016** (0.007)
<i>Población</i>	0.604 (0.449)	0.131 (0.691)	2.061* (1.248)	2.507*** (0.618)	-0.777* (0.419)	2.449*** (0.620)	-0.777* (0.419)
<i>Inversión</i>	-	-	0.205** (0.097)	-	0.053 (0.043)	-	0.053 (0.043)
<i>Gasto Público</i>	-0.087 (0.095)	0.037 (0.067)	0.038 (0.131)	-0.012 (0.075)	-0.057 (0.042)	-0.016 (0.075)	-0.057 (0.042)
<i>Capital humano</i>	-0.077** (0.033)	-0.087** (0.034)	0.038 (0.048)	0.035 (0.046)	0.051 (0.032)	0.032 (0.046)	0.051 (0.032)
<i>M2</i>	0.011 (0.019)	-0.017 (0.020)	-0.072** (0.032)	0.032 (0.030)	-0.018 (0.021)	0.024 (0.032)	-0.018 (0.021)
<i>Gini*</i>	-	-	-0.054 (0.095)	-	-	-	-
<i>Crecimiento del PIB</i>	-0.048 (0.039)	-0.063* (0.035)	-	-	-	-	-
Constante	46.579*** (1.602)	46.646*** (2.591)	55.887*** (1.640)	41.593*** (1.998)	-3.557 (5.393)	42.147*** (2.091)	-3.557 (5.393)
Observaciones	164	164	164	164	179	164	179
Rcuadrado Ajustado	0.86	0.88	0.44	0.13	0.20	0.13	0.24
Número de países	18	18	18	18	18	18	18

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. \*\*\* significancia al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%

\* Gini de la base de datos de Solt(2011)

Gráfica A.1. IED en porcentaje del PIB por países



Fuente: elaboración propia en base a datos de WDI



## Capítulo 2

### **Inversión extranjera directa y desigualdad en América Latina. Un análisis sectorial\***

#### *Resumen*

Este trabajo analiza la relación entre la inversión extranjera directa y la desigualdad de ingresos en América Latina. En particular, se estima el efecto de la IED desde una perspectiva sectorial identificando tres grandes sectores: primario, industria manufacturera y servicios. Con un panel de datos para 13 economías en el periodo de 1980-2009 se encontró evidencia empírica de un efecto positivo de la IED sobre la desigualdad de ingresos provocado por la IED localizada en el sector servicios e industria manufacturera.

Palabras clave: Inversión extranjera directa, desigualdad, sector primario, industria manufacturera, sector servicios

JEL: O1, F23

---

\* Una versión de este capítulo fue aceptado para publicar el 14 de mayo de 2015 en la Revista CEPAL..

## 2.1 Introducción

A partir de la década de los 90 América Latina se ha convertido en uno de los principales destinos de la inversión extranjera directa (en adelante IED), según datos de UNCTAD (2011). Este proceso se ha visto acompañado en la región por un crecimiento económico significativo (especialmente en el quinquenio 2004-2009 con un crecimiento económico de 5% promedio anual) y por una elevada y persistente desigualdad de ingresos. Este último fenómeno, se ha transformado en una de las principales preocupaciones para los responsables de la política económica no sólo por su relevancia, sino que también por su persistencia en el tiempo.

Si bien la mayoría de la literatura que se ha centrado en estudiar los efectos que la IED tiene en el crecimiento económico apuntando a un impacto positivo de la IED en el crecimiento económico en las economías en desarrollo (De Mello, 1997 y 1999; Borensztein *et al.*, 1998; Li y Liu, 2005; Herzer *et al.*, 2008; De Vita y Kyaw, 2009), la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos no resulta tan evidente y ha recibido menos atención por la literatura. Así una parte importante de trabajos que estiman la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos encuentran una relación positiva (Tsai, 1995; Te Velde, 2003; Choi, 2006; Basu y Guariglia, 2007, Herzer *et al.*, 2012), mientras que otros trabajos no logran verificar la existencia de una relación entre estas dos variables o encuentran una relación negativa (Milanovic, 2003 ; Sylwester, 2005). A nivel microeconómico, sin embargo, existe un amplia rama de la literatura que encuentra que en presencia de IED la brecha salarial entre los trabajadores cualificados y no cualificados aumenta y por lo tanto la desigualdad de ingresos también (Aitken *et al.*, 1996; Feenstra y Hanson, 1997; Mah, 2002; Te Velde, 2003; Lipsey y Sjöholm, 2004). Por lo tanto, si bien no existe consenso, parece que la evidencia empírica apuntaría hacia una mayor desigualdad de ingresos provocada por los flujos de IED.

Otro aspecto que puede resultar relevante tener en cuenta para analizar el efecto en la desigualdad de ingresos y que ha recibido escasa atención por la literatura, es cómo puede afectar la distribución sectorial de la IED. La IED tiende a localizarse en distintos sectores económicos dependiendo de las características y atractivos que presenta cada economía, como serían la abundancia de mano de obra barata, abundancia de recursos naturales y/o beneficios fiscales o institucionales.

En este sentido la hipótesis planteada en este trabajo es que, los canales por los que la IED puede afectar a la desigualdad no serían independientes de los sectores de la economía en los cuales la IED se localiza en cada país.

De hecho, la distribución sectorial de la IED en las economías de América Latina es muy dispar dependiendo del país que se considere. Según datos de la UNCTAD (2006), la industria manufacturera representó en promedio el 26 % del total de la IED en América Latina en este mismo año concentrándose en los países más desarrollados, como Argentina, Chile, Costa Rica y México. En muchos otros países de América Latina, los sectores de la minería y el petróleo tiene una cuota importante sobre el total de la IED (este sería el caso de Bolivia, Chile y Colombia donde dichos sectores concentran entre la mitad y la tercera parte de la IED total en 2006). Por otra parte, cabe destacar que la IED en el sector agrícola es insignificante en la mayoría de los países de América Latina. Finalmente, el sector servicios ha visto aumentado su protagonismo en forma generalizada en los últimos años concentrando a nivel agregado de América Latina el 50% del total de la IED, tomando un especial protagonismo los sectores servicios financieros y del transporte y las telecomunicaciones, así como en el sector de la distribución de la electricidad, gas y agua.

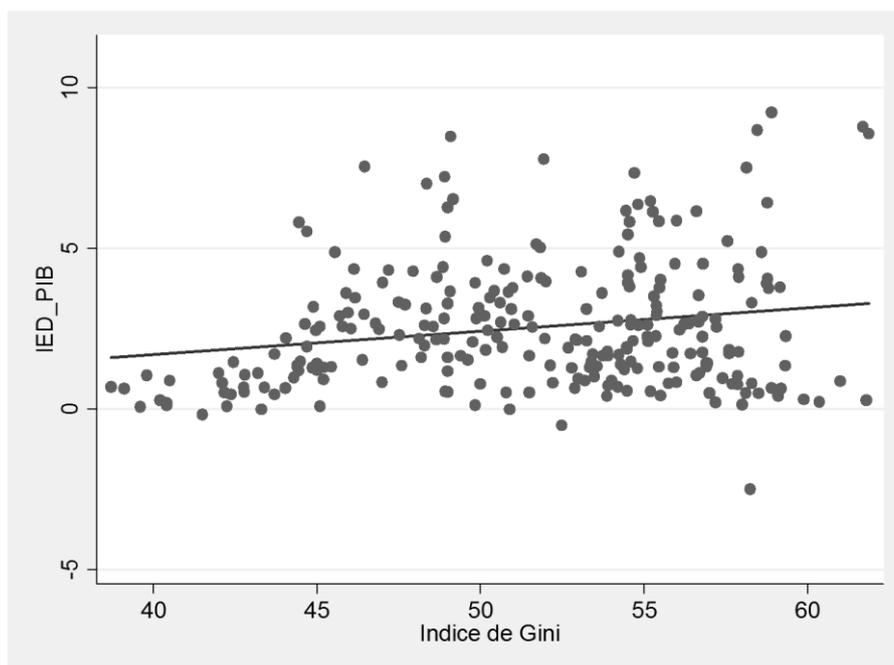
Si bien no hay evidencia empírica a nivel macroeconómico sobre el impacto de la IED según sectores en la desigualdad de ingresos para las economías en desarrollo, y en particular para América Latina, sí existe evidencia del efecto de la IED por sectores sobre el crecimiento económico y la productividad. Así, Tondl y Fornero (2010) encuentran un efecto positivo de la IED en la productividad en todos los sectores para las economías de América Latina, a pesar de que pueden depender de condiciones específicas con efectos directos de la productividad más elevados en el sector primario y en los servicios financieros.

Esta limitada literatura especialmente para el caso de América Latina, junto a las principales tendencias en estas economías (importante crecimiento económico, incremento en los flujos de IED recibidos y persistente desigualdad de ingresos) es la principal motivación de este estudio.

En este contexto, uno de los principales objetivos es estimar el impacto de la IED en la desigualdad de ingresos identificando los efectos de la IED según en los sectores económicos en que se localiza. Se analizarán dos escenarios; un primer escenario que recoge la relación de la IED con la desigualdad de ingresos, y un segundo escenario que analiza la relación de la IED, identificando los principales sectores y la desigualdad de ingresos. Para alcanzar este objetivo fue necesario construir una base de datos de IED por sectores de actividad de destino utilizando diversas fuentes de información, ya que no existe una base de datos pública homogénea y comprable para América Latina.

En la siguiente Gráfica 1, donde se ilustra la relación de la IED en términos del PIB con una medida de desigualdad de ingresos (el índice de Gini) para las economías de América Latina en el periodo 1980-2009, se puede intuir una relación positiva entre ambas variables.

Gráfica 1. Relación entre IED (en porcentaje del PIB) y desigualdad (Índice de Gini)  
Promedio 2008-2009

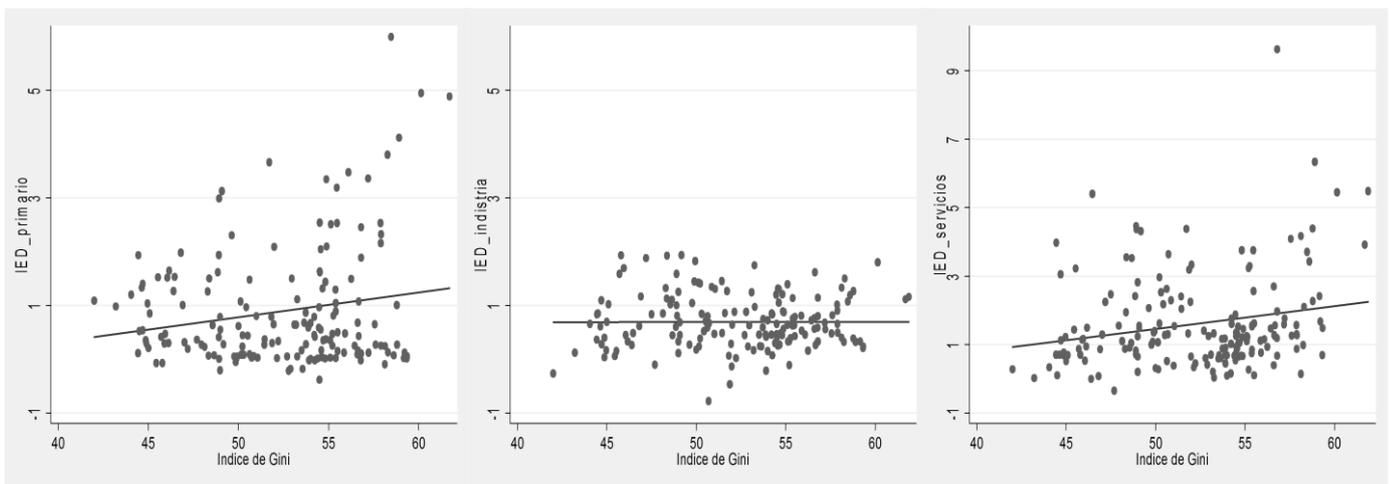


Fuente: elaboración propia en base a datos de World Development Indicators (IED), y UNU-WIDER (Índice de Gini).

En cambio cuando se visualiza la relación entre la IED desagregada por sectores de actividad y la desigualdad de ingresos en la Figura 2, la relación presenta matices según al sector que nos referimos. Así, mientras el sector primario y el sector servicios sí parecen sugerir una relación positiva, el sector de la industria no parece mostrar una relación clara.

Gráfica 2. Desigualdad e IED por sectores de actividad (en términos del PIB)  
Promedio 2008-2009

a. IED primario vs Gini      b. IED industria vs Gini      c. IED servicios vs Gini



Fuente: elaboración propia en base a datos UNU-WIDER (Gini).y diversas fuentes nacionales

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2.2 se presenta una breve revisión de la literatura sobre la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos haciendo especial hincapié en el análisis sectorial. La sección 2.3 muestra la descripción de los datos y de las principales tendencias de las variables de interés en América Latina. En la Sección 2.4 se presenta la estrategia empírica, mientras que la discusión de los resultados se encuentra en la sección 2.5. Y por último, la sección 2.6 concluye el documento.

## **2.2 Revisión de la literatura**

En esta sección se presenta brevemente una revisión de la literatura tanto teórica como empírica, por un lado de la relación de la IED y la desigualdad de ingresos, y por otro, del efecto sobre la desigualdad de ingresos de la IED identificando los principales sectores de actividad en los cuales la IED se localiza.

### **2.2.1 Inversión extranjera directa y desigualdad de ingresos**

La relación entre el crecimiento económico y la inversión extranjera directa ha recibido más atención por la literatura durante la década de los 90 debido al importante proceso de liberalización del comercio que experimentaron las economías en desarrollo en este periodo. La literatura empírica presenta un relativo consenso en relación con el impacto positivo de la IED en el crecimiento económico en los países en desarrollo (De Mello, 1997 y 1999; Borensztein *et al.*, 1998; Li y Liu, 2005; Herzer *et al.*, 2008; De Vita y Kyaw, 2009) mientras que el impacto de la IED en la desigualdad de ingresos, especialmente en las economías en desarrollo ha sido menos estudiado probablemente debido a la limitación en los datos y a la limitada literatura existente que estudia los posibles vínculos teóricos entre ambas variables.

A continuación se detallan las principales contribuciones relativas a los posibles canales de impacto que presenta la IED sobre la desigualdad de ingresos. Jensen y Rosas (2007) identifican dos canales por los que la IED puede afectar a la desigualdad. Por un lado, la IED aporta capital al país receptor, disminuyendo la rentabilidad total para el capital y aumentando los rendimientos de la mano de obra; de este modo la competencia entre el capital extranjero y el capital nacional por los trabajadores domésticos se traduce en un aumento de los salarios y disminución de la rentabilidad de las empresas nacionales. Este último efecto reduciría la desigualdad mediante la disminución de la brecha entre rentas salariales y rentas del capital. Por otro lado, la segunda vía por la que la IED puede tener un impacto positivo en la desigualdad, es que las empresas extranjeras tienden a pagar una prima salarial especialmente a los trabajadores cualificados incremento así la brecha de ingresos entre trabajadores cualificados y no cualificados. Mientras que el efecto sería el contrario si las empresas

extranjeras le pagarán la prima salarial a los trabajadores no cualificados, contribuyendo a reducir la desigualdad de ingresos.

Por su parte, Te Velde (2003) recogiendo otras aportaciones se refiere a tres posibles canales por los que la IED puede afectar la desigualdad salarial en los países en desarrollo. En primer lugar, se identifica un “efecto composición” como resultado de que las empresas extranjeras tienden a localizarse en sectores más intensivos en mano de obra cualificada (Feenstra y Hanson, 1997). En segundo lugar, se identifica un efecto en la oferta de mano de obra cualificada por la mayor capacitación (transferencia de conocimientos) de las empresas extranjeras a este tipo de trabajadores. Y por último, la IED tiende a generar un mayor aumento de la productividad laboral tanto en empresas extranjeras (transferencia de tecnología) como en empresas nacionales (efectos secundarios), y sí además el aumento en la productividad es mayor en los sectores cualificados la brecha entre sectores aumenta (Berman *et al.*, 1998). Te Velde (2003) mediante una análisis cross-section para 4 economías de América Latina (Chile, Colombia, Bolivia y Costa Rica) en el periodo 1978-2000 encuentra evidencia empírica a favor de que la IED incrementa la desigualdad salarial en América Latina y por esta vía la desigualdad de ingresos. Varios trabajos a nivel microeconómico para economías en desarrollo aportan evidencia en este sentido, demostrando la existencia de una mayor desigualdad de rentas salariales en presencia de IED. Se destacan los trabajos de Lipsey y Sjöholm (2004) para Indonesia, Mah, (2002) para Corea y Feenstra y Hanson (1997) para México.

Si bien la literatura empírica que estudia la relación entre la IED y la desigualdad a nivel macroeconómico no es concluyente la mayor parte de los trabajos apuntan a la existencia de una relación positiva entre la IED y la desigualdad en las economías en desarrollo. En esta línea se destaca el trabajo de Tsai (1995) que encuentra una relación positiva y significativa entre la IED y la desigualdad mediante un panel de 53 economías. Sin embargo, cuando controla por regiones encuentra que la relación positiva podría estar capturando las diferencias en desigualdad entre economías en lugar del efecto de la IED. En la misma dirección apunta el trabajo de Basu y Guariglia (2007) que encuentran evidencia de una relación positiva entre la IED, el crecimiento

económico, la desigualdad de ingresos y el capital humano mediante el análisis de un panel para 119 economías. Por su parte, en un trabajo reciente Herzer *et al.* (2012), encuentran que la IED tiene un efecto significativo y positivo en la desigualdad de ingresos de largo plazo para cinco economías de América Latina (Bolivia, Chile, Colombia, México y Uruguay) mediante técnicas de co-integración. En contraste se destaca el trabajo de Milanovic (2003) que encuentra que la IED no presenta efectos en la distribución del ingreso con datos de encuestas de hogares para 129 países. Y Sylwester (2005) que no encuentra evidencia de una relación positiva entre estas variables analizando un panel de 29 economías en desarrollo.

### **2.2.2 La inversión extranjera directa por sectores y la desigualdad**

La literatura que estudia la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos no ha prestado atención a un aspecto que puede ser relevante para entender el impacto de la IED en las economías en desarrollo, como es capturar el impacto de la composición sectorial de la IED. En este sentido, la hipótesis es que cabría esperar que la IED no tenga el mismo impacto en la economía independientemente del sector de la economía que reciba dicha inversión, efecto que el análisis agregado no permite determinar. Por tanto, los canales por los cuales la IED afecta a la desigualdad es probable que sean diferentes según el sector receptor de dicha inversión.

Así, la literatura identifica algunos efectos diferenciales de la IED según sectores económicos en la desigualdad de ingresos. El sector de la industria manufacturera suele ser un sector intensivo en mano de obra, y las empresas extranjeras tienden a invertir en este tipo de sectores en los países en desarrollo en busca de mano de obra barata y así reducir sus costos. De hecho, la mayoría de las teorías sobre el impacto distributivo de la IED se refieren implícitamente al caso de las inversiones en la industria manufacturera trabajo intensiva. La conclusión a la que se arriban es que la IED reduce la desigualdad de ingresos en economías con mano de obra abundante con salarios bajos al aumentar la demanda de trabajadores no cualificados y ofrecer salarios más altos que los que prevalecen en la economía doméstica. Por lo cual, según esta perspectiva, la IED mejoraría la distribución de ingresos de los países receptores de IED (Cornia, 2011).

Sin embargo, la evidencia empírica no es concluyente en este sentido y no logra demostrarlo. Por ejemplo, Te Velde y Morrissey (2002) encontraron que la IED aumentó los salarios de todos los niveles de cualificación en cuatro de los cinco países de Asia oriental analizados. En cambio, en México, el aumento de los salarios en presencia de IED fue significativamente menor para los trabajadores no cualificados en relación a los trabajadores cualificados (Alarcón y McKinley, 1996).

Por otra parte, en el sector primario la IED tiende a exacerbar la desigualdad, ya que la propiedad de los recursos naturales se concentra en pocas manos y las rentas resultantes son capturadas por los que se encuentran en el extremo superior de la distribución. Por último, el sector servicios no se puede clasificar como un sector trabajo o capital intensivo, por lo que su efecto en la desigualdad no es tan evidente. Para analizar el impacto de los flujos de capital de este sector es necesario analizar los sub-sectores. Por ejemplo, las telecomunicaciones son intensivas en capital y utiliza mano de obra cualificada, mientras que por ejemplo el sector del turismo es más intensivo en mano de obra no cualificada. De esta forma, podemos esperar que en el primer caso la IED aumente la desigualdad, mientras que en el segundo caso disminuya (Cornia, 2004).

Los estudios empíricos a nivel macroeconómico no suelen identificar el efecto de la IED en la desigualdad según sectores económicos. Sin embargo, otras ramas de la literatura sí incluyen la desagregación de la IED por sectores en el análisis. Por ejemplo, Aykut y Sayek (2007) encuentran que la composición sectorial de la IED sí importa en explicar el crecimiento de la productividad en los países en desarrollo y concluyen que una alta participación de la agricultura en el total de la IED tiene un efecto negativo para el crecimiento de una economía, mientras que una alta participación de la IED en el sector manufacturero tiene un efecto positivo. Por su parte, Nunnenkamp y Spatz (2004) encuentran que el crecimiento agregado es mayor si un país tiene una cuota elevada de la IED en la industria de la maquinaria y equipos eléctrico en lugar de industrias alimentarias químicos y metales. Y Tondl y Fornero (2010) indican efectos positivos de la IED en la productividad en todos los sectores para las economías de América Latina,

a pesar de que pueden depender de condiciones específicas o se limitan a un cierto período de tiempo. Los efectos directos de la productividad son más elevados en el sector primario (agricultura, la minería y la producción de petróleo) y en los servicios financieros.

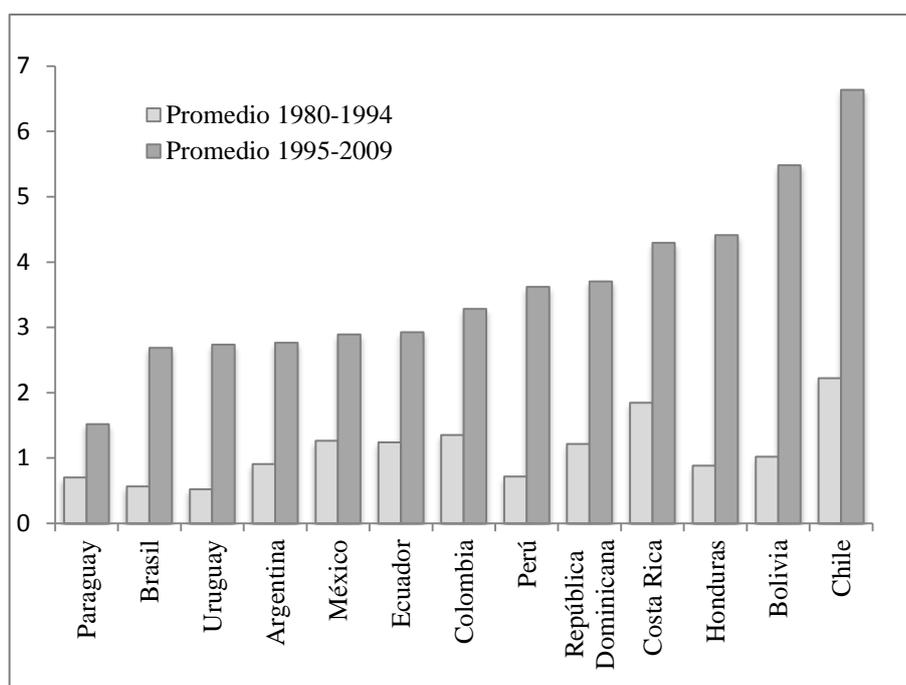
### **2.3 Datos**

Para estimar el impacto de la IED por sectores en la desigualdad de ingresos, se construyó un panel de datos no balanceado para el periodo de 1980-2009 para 13 economías de América Latina. Los países considerados en la muestra son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Honduras, México, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay. La elección de los países quedó determinada por la disponibilidad de datos de IED por sectores de destino. A su vez, se consideraron dos aproximaciones temporales: datos anuales y datos trianuales. Dicha doble aproximación se explica porque con la utilización de datos anuales se permite maximizar la limitada disponibilidad de datos existentes, mientras que el uso de datos trianuales también se consideró por los siguientes argumentos: por un lado, porque no se esperan cambios importantes año a año en algunas de las variables macroeconómicas como es el caso de la desigualdad; y por otro lado, porque así se reducen las fluctuaciones a corto plazo y por lo tanto la influencia del ciclo económico, lo que nos permite centrarnos en la relación de largo plazo.

Al igual que en el capítulo 1, como medida de IED se utiliza la entrada neta de capital extranjero en términos de PIB. Los datos agregados se obtuvieron a partir de la base de datos de World Development Indicators (WDI). Como se puede apreciar en la gráfica 3, la IED en el segundo sub-periodo analizado (1995-2009) más que se triplicó con respecto al período anterior (1980-1994). Este proceso se debió por una parte al proceso de liberalización que se inició a principios de los noventa en la región proceso que además, estuvo acompañado de grandes reformas y amplios programas de privatización de empresas públicas y de servicios en varios países de América Latina. Y por otra parte a las importantes caídas de las tasas de interés observadas entre 2002 y 2008 que incentivaron a las economías con importante acumulación de capitales salir en

busca de inversiones más rentables, como Asia y América Latina. Dentro de las economías que más IED reciben en el segundo periodo se destacan Chile, Bolivia y Honduras, mientras que Paraguay, Brasil y Uruguay presentan el ratio de IED más bajo en términos de PIB.

Gráfica 3. Inversión extranjera directa en porcentaje del PIB



Fuente: elaboración propia basada en datos de WDI

Sin embargo analizando los flujos de IED en términos absolutos Brasil, México, Argentina y Chile siguen siendo las economías que más flujos de IED reciben en millones de dólares (ver Tabla 1). Asimismo si se compara con otras regiones se comprueba que América Latina es de las economías en desarrollo que más IED flujos de IED reciben (ver Tabla 2).

Tabla 1. Flujos de Inversión extranjera directa en millones de dólares

	Promedio 1980-1994	Promedio 1995-2009	Promedio 1980-2009
Paraguay	42,0	119,9	89,5
Honduras	30,5	432,7	239,8
Bolivia	55,0	485,5	281,6
Ecuador	157,7	568,4	356,6
Uruguay	55,9	651,0	412,7
Costa Rica	120,9	863,5	523,6
República Dominicana	102,2	1.117,6	648,9
Perú	286,2	2.912,4	1.820,5
Colombia	591,8	4.686,6	2.761,4
Chile	723,2	6.958,3	4.224,1
Argentina	1.398,5	6.968,3	4.301,6
México	3.189,9	19.110,1	11.625,7
Brasil	1.730,1	23.863,3	14.104,7

Fuente: elaboración propia en base a datos de WDI

Tabla 2. Inversión extranjera directa por región 1980-2009

Región	Flujo inversión extranjera directa en millones de dólares			Participación de flujo de IED en el total mundial		
	Promedio 1980-1994	Promedio 1995-2009	Promedio 1980-2009	Promedio 1980-1994	Promedio 1995-2009	Promedio 1980-2009
<b>Economías Desarrolladas</b>	<b>94.579</b>	<b>646.397</b>	<b>370.488</b>	<b>73,0%</b>	<b>65,7%</b>	<b>66,5%</b>
<b>Economías en desarrollo</b>	<b>34.454</b>	<b>306.437</b>	<b>170.445</b>	<b>26,6%</b>	<b>31,1%</b>	<b>30,6%</b>
Oceanía	176	663	419	0,1%	0,1%	0,1%
África	2.915	23.915	13.415	2,3%	2,4%	2,4%
Asia Occidental	2.533	28.146	15.339	2,0%	2,9%	2,8%
Asia Meridional, Oriental y Sudoriental	19.061	84.805	51.933	14,7%	8,6%	9,3%
América Latina y el Caribe	9.770	95.553	52.662	7,5%	9,7%	9,5%

Fuente: elaboración propia en base a datos de UNCTAD

Al igual que para la IED a nivel agregado, para la IED por sectores de actividad se utilizaron los flujos netos por sectores en términos del PIB. Debido a que no existe esfuerzo por parte de ninguna institución en sistematizar una serie de datos de IED por sectores de actividad<sup>11</sup> para América Latina, en este trabajo se construyó dicha serie para cada país consultando diversas fuentes de datos. En general, las fuentes de información que se han utilizado para la elaboración de las series de datos provienen en la gran mayoría de los Banco Centrales, Institutos de Estadísticas y, en algunos casos, institutos u organizaciones creadas específicamente con el fin de promover este tipo de inversión (ver Tabla A.3 del anexo en la que se detallan las fuentes utilizadas para cada país).

Debido a la gran heterogeneidad de información disponible por países, tanto en términos del detalle de la información presentada como en los periodos disponibles, y con el objetivo de poder elaborar una serie de datos lo más homogénea y comparable posible, se decidió agrupar los datos en tres grandes sectores: primario (incluye agricultura, minería e industria extractiva), industria manufacturera y servicios. Asimismo, si bien existen importantes lagunas en las series temporales de algunos países ya que el inicio de las series es reciente, se intentó obtener una serie de tiempo lo más larga posible abarcando el periodo 1980-2009, aún que el resultado sea un panel desbalanceado. Por último, y con este mismo fin, obtener series lo más largas posibles, se tomó en cuenta la información que estima la CEPAL de la IED para tres grandes sectores de actividad (primario, industria manufacturera y servicios) en el periodo 2002-2009, la cual además de permitir en algunos casos extender la serie se utilizó como medida de robustez de la información que se dispone por países.

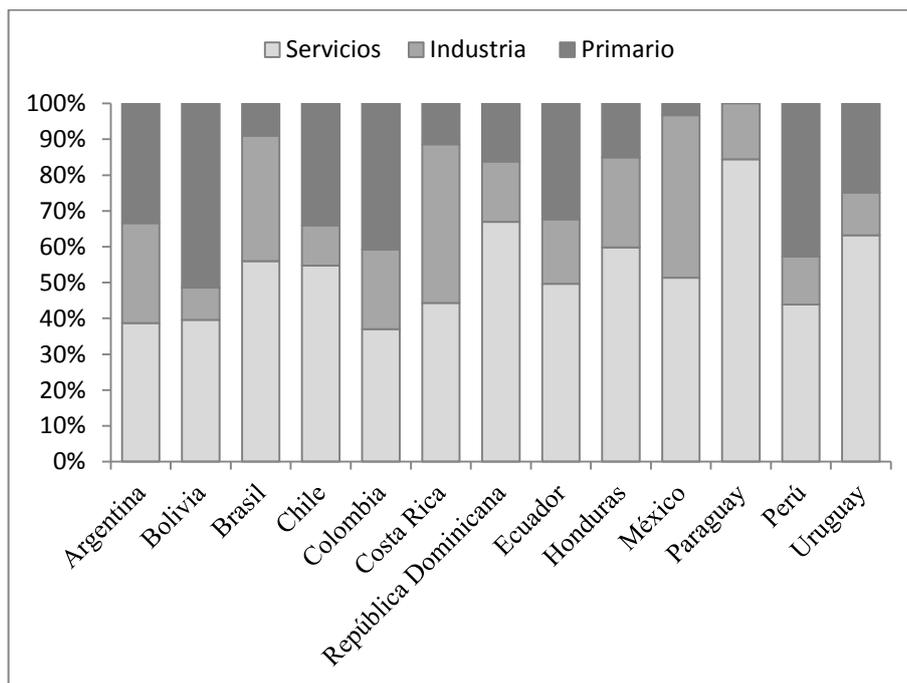
Como se puede observar en la gráfica 4, el sector más importante en explicar la evolución de la IED en la región es el sector servicios. Con datos a 2009 el sector de servicios explica entre un 45-50% del total de los flujos de IED que entran a la región (CEPAL, 2009). Los países donde se destaca la predominancia de la IED en el sector servicios en relación al total de flujos de IED son Paraguay, República Dominicana, Honduras, Brasil y Uruguay. Según datos de UNCTAD (2004), la IED en el sector de

---

<sup>11</sup> La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) presenta algunas estadísticas por sectores de actividad a partir de 2005 en su informe anual de IED en América Latina.

los servicios en las economías en desarrollo se ha multiplicado por cuatro entre 1990 y 2002, y en particular en las economías de América Latina se duplicaron en el mismo periodo. Este último fenómeno se asocia fundamentalmente a los procesos de privatización y apertura a la inversión extranjera en el sector de las telecomunicaciones, los servicios públicos y la actividad financiera.

Gráfica 4. Distribución de inversión extranjera directa por sectores en porcentajes del PIB



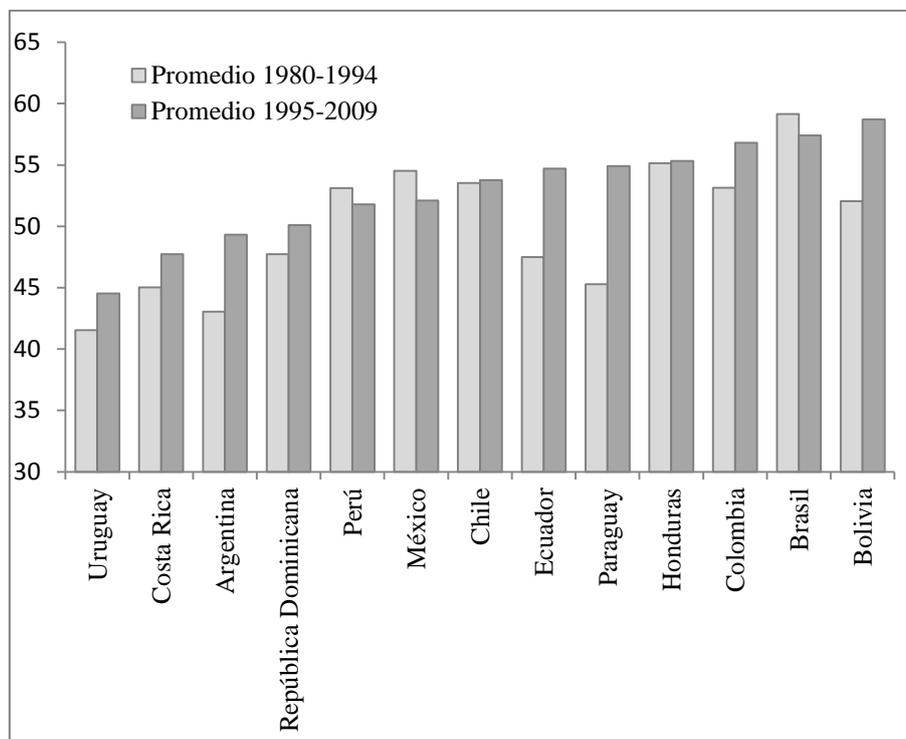
Fuente: elaboración propia en basada en distintas fuentes según países

Se seleccionó el índice de Gini como medida de desigualdad de ingresos obtenido del World Income Inequality Database (WIID)<sup>12</sup>. Al igual que se procedió en el capítulo I, y dado que WIID presenta en muchos casos más de una estimación del índice de Gini por año y país, para obtener una serie de Gini lo más homogénea y comparable las observaciones fueron seleccionadas teniendo en cuenta el ranking de calidad elaborado por este mismo instituto eliminando las de menor calidad ( ranking 4). Adicionalmente se controló por la definición de ingreso utilizada (priorizando la de ingreso disponible),

<sup>12</sup> De la versión 2c UNU-WIDER

por la cobertura por área geográfica y poblacional, y también en base a la fuente utilizada. En algunos países se actualizaron los datos de desigualdad con la base de datos SEDLAC13 manteniendo el mismo criterio de selección antes mencionado.

Gráfica 5. Índice de Gini por países



Fuente: elaboración propia en base a datos de WIID y SEDLAC

La gráfica 5 muestra que Uruguay, Costa Rica y Argentina se encuentran dentro del grupo de países con coeficientes de desigualdad más bajos, mientras que Bolivia, Brasil y Colombia presentan los índices más elevados del sub grupo de países del trabajo. Con relación a la evolución temporal, Paraguay, Ecuador, Argentina y Bolivia sufren un incremento significativo en la desigualdad en el periodo analizado, mientras que México, Brasil y Perú presentan una significativa reducción en los niveles de desigualdad.

<sup>13</sup> Base de datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC) <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/>

## 2.4 Estrategia empírica

Con el objetivo de determinar el efecto de la IED en la desigualdad de ingresos por sectores de actividad y siguiendo los trabajos de, Tsai (1995), Choi (2006) y Basu y Guariglia (2007) se estimaron dos ecuaciones, una con los datos agregados de IED, y otro incluyendo la IED desagregada por sectores de actividad (primario, industria y servicios). Con el análisis de estos dos escenarios se pretende arrojar evidencia respecto a sí la inversión extranjera directa según en qué sector de actividad se localice ejerce diferentes efectos en la desigualdad de ingresos.

### 2.4.1 Efecto de la IED agregada en la desigualdad

Siguiendo la estrategia empírica adoptada en el capítulo 1 el impacto de la IED a nivel agregado en la desigualdad de ingresos se describe en la siguiente ecuación:

$$desigualdad_{it} = a_0 + a_1 IED_{it} + a_2 X_{it} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

Donde la variable dependiente es una medida de la desigualdad de ingresos (el índice de Gini) para el país  $i$  en el período  $t$ , la  $IED_{it}$  se expresa como porcentaje del PIB en el país  $i$  en el momento  $t$ , y  $X_{it}$  es un vector con las principales variables de control. El término  $u_i$  representa los efectos fijos por países y  $e_{it}$  corresponde al término de error.

Siguiendo a la literatura se incluyeron las principales variables de control que pueden afectar tanto a la desigualdad como a la IED y que cuya omisión pueda causar sesgos en la estimación. Las variables de control incluidas en la ecuación 1 se detallan a continuación. Por un lado se controló por la variable comercio, la misma mide el comercio exterior de las economías a través del indicador del nivel de apertura comercial, es decir la suma de las importaciones y exportaciones totales en términos del PIB y los datos provienen de la base WDI. La literatura que estudia el efecto de la IED en la desigualdad de rentas supone que la IED tiende a aumentar la desigualdad de las economías en desarrollo porque tiende a localizarse en sectores altamente cualificados incrementando la brecha salarial entre los trabajadores no cualificados y cualificados (Te Velde, 2003). Este enfoque es contrario al de la teoría tradicional del comercio

(modelo Heckscher-Ohlin , H-O) que predice una disminución de la desigualdad salarial en los países en desarrollo ante un aumento del comercio.

Por otro lado, también se controló por el capital humano del país, medida como el promedio de años de educación secundaria en la población en base a datos de Barro y Lee (2013). Según la literatura a mayor nivel educativo de la población es esperable que la desigualdad de ingresos se reduzca (ver por ejemplo Castello y Domenech, 2002). Otra variable de control considerada es el gasto público (en términos del PIB) por ser una variable en determinar la desigualdad de ingresos y para controlar también por el impacto de la política fiscal en la desigualdad de ingresos. Es esperable, siguiendo a la literatura, que un mayor gasto público impacte en una menor desigualdad de ingresos (Atkinson y Brandolini, 2006). Por último se incluyó el crecimiento de la población para controlar por el tamaño de las economías. Las estadísticas descriptivas y la definición y fuente de las variables se presentan en la Tablas A.1 y A.2 del anexo.

La ecuación (1) se estimó con diferentes especificaciones para comprobar la robustez de los resultados, las especificaciones seleccionadas son las mismas que se utilizaron en el capítulo 1. Primero se estimó un modelo de efectos fijos de país (FE) para controlar por la presencia de heterogeneidad inobservable entre los países y la posible omisión de variables relevantes. Cabe destacar que la principal desventaja de este tipo de modelos es que implícitamente asumen que la IED es estrictamente exógena a la desigualdad lo que puede generar sesgos si la IED está correlacionada con otras variables que afecten a la desigualdad y se omiten, o si la IED es una función de la desigualdad y no un determinante. Esta dificultad se supera controlando por efectos fijos de país bajo el supuesto de que la correlación de la IED con el término de error es fija en el tiempo. Para controlar por la posible existencia de endogeneidad entre la variable dependiente y las variables explicativas se estimó la ecuación mediante el método de mínimos cuadrados en dos etapas (TSLS). En el caso de los datos anuales se utilizó los rezagos de las propias variables como variables instrumentales, mientras que en el caso de los datos trianuales se utilizó las variables al inicio del período como instrumento ya que se espera que estos no estén correlacionados con los errores.

Por último el modelo se estimó por el método de los momentos generalizados (GMM) en primeras diferencias desarrollado por Arellano y Bond (1991, 1995) que permite controlar por heterogeneidad no observada por el país, y la posible existencia de endogeneidad utilizando variables rezagadas en uno o más períodos como variables instrumentales.

Se utilizaron, el test de Sargan, y el test m1 y m2, con el fin de evaluar cuando el modelo está bien especificado, (Arellano y Bond, 1991; y Blundell y Bond, 1998).

#### 2.4.2 Efecto de la IED por sectores en la desigualdad

Para investigar la relación entre la IED desagregada por sectores de actividad y la desigualdad de ingresos se estimó la siguiente ecuación:

$$desigualdad_{it} = a_0 + a_1 IEDprim_{it} + a_2 IEDind_{it} + a_3 IEDserv_{it} + a_4 X_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

De nuevo, la variable dependiente es una medida de la desigualdad de ingresos para el país  $i$  en el período  $t$  (índice de Gini);  $IEDprim_{it}$ ,  $IEDind_{it}$  y  $IEDserv_{it}$  representan la inversión extranjera directa (en porcentaje del PIB) en el país  $i$  en el momento  $t$  en el sector primario, la industria manufacturera, y servicios respectivamente;  $X_{it}$  es un vector que incluye las principales variables de control correlacionada con la desigualdad;  $u_i$  corresponde a efectos fijos por país, y  $e_{it}$  se corresponde con el término de error.

Para estimar la ecuación (2) se utilizó la misma estrategia empírica que en la ecuación (1), y se estimó bajo tres especificaciones diferentes: *FE*, *TSLS* y *GMM* en primeras diferencias, y al igual que para la ecuación (1) la estrategia se replicó para los datos trianuales como método de robustez. Se incluyeron las mismas variables de control que en la primera ecuación: comercio, capital humano, gasto público y crecimiento de la población.

## **2.5 Resultados**

En esta sección se presentan los principales resultados empíricos obtenidos para los dos escenarios considerados en el trabajo. En un primer escenario se presentan los resultados de estimar el efecto de la IED a nivel agregado en la desigualdad de ingresos. En el segundo escenario se muestran el efecto de la IED por sectores de actividad en la desigualdad.

### **2.5.1 Inversión extranjera directa y desigualdad de ingresos**

La Tabla 3 presenta los principales resultados de estimar la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos a nivel agregado. Las distintas estimaciones de la Tabla 3 permiten confirmar la hipótesis central de este trabajo: la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos para las economías de América Latina es positiva y significativa, en todas las especificaciones consideradas (FE, TSLS y GMM). Estos resultados están en línea con otros trabajos de la literatura (Tsai, 1995; Choi, 2004; Basu y Guaraglia, 2007; Hetzer, 2012) y con los resultados obtenidos en el capítulo 1. Así, la IED puede afectar dos componentes de los ingresos, capital o salarios. Una posible interpretación del efecto social proviene del efecto en el salario de los trabajadores, que como apunta Te Velde (2003) una de las principales causas de la mayor desigualdad de ingresos en América Latina en presencia de IED se debe a que estas empresas tienden a localizarse en sectores de mano de obra altamente cualificados, siendo estos los que absorben la mayoría de beneficios de la IED, es decir, transferencias tecnológica, transferencia de conocimiento y mayor productividad. Como resultado se evidencia un aumento de la brecha salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados, y por tanto un aumento en la desigualdad de ingresos. En la columna 1 se presenta el resultado de la estimación de efectos fijos para los datos anuales. Un cambio de una unidad porcentual en la inversión extranjera directa para todos los países aumenta el coeficiente de Gini en 0.40 puntos porcentuales este coeficiente es muy similar al obtenido en el capítulo 1.

Los resultados de estimar el modelo mediante TSLS confirman la relación positiva y estadísticamente significativa entre la IED y la desigualdad y se resumen en la columna 2 de la Tabla 3. Por último, y al igual que en las especificaciones cuando se estima

GMM en primeras diferencias la IED sigue presentando signo positivo y es significativa (columna 3 Tabla 3).

Con respecto a las variables de control, la variable del gasto público tiene un impacto negativo en la desigualdad y es significativa. Este resultado está en línea con la literatura que estudia el impacto de la política fiscal en la desigualdad, que encuentran que el mayor gasto público deriva en una reducción de la desigualdad de ingresos (Li *et al.*, 2000; Afonso *et al.*, 2010; Muinelo y Roca, 2011, 2013). En la misma dirección, la variable de capital humano tiene un impacto negativo en la desigualdad y el resultado es robusto bajo las diferentes especificaciones. La literatura muestra que la mayor inversión en capital humano, se traduce en una reducción en la desigualdad de ingresos fundamentalmente en las economías en desarrollo (ver Castelló y Domenéch, 2002; Blomstrom y Kokko, 2003; Basu y Guariglia, 2007). Este último resultado es relevante, dado que la educación es destacada por varios estudios como uno de los instrumentos más efectivos en disminuir la pobreza y la desigualdad en las economías en desarrollo. Por lo tanto, aparece como un factor relevante a tener en cuenta por los hacedores de políticas públicas fundamentalmente con carácter redistributivo.

Como medida de robustez se estimaron de nuevo los mismos modelos pero utilizando datos trianuales (ver columnas 4, 5 y 6 de la Tabla 3). Y, como se puede apreciar, los resultados son similares a los que se obtuvieron con datos anuales, dado que la IED tiene un signo positivo y es estadísticamente significativa en las tres especificaciones consideradas. En contraste con el caso anterior, cuando usamos el estimador TSLS se seleccionó las variables al inicio del período como variables instrumentales por considerar que están poco correlacionadas con los errores. En relación a las variables de control, los resultados son también similares a los que se obtuvieron con el modelo de datos anuales. El resultado más notable es el de la variable capital humano, ya que es el único resultado robusto en las tres especificaciones y las dos muestras, con un impacto negativo en la desigualdad. El gasto público y la variable crecimiento de la población presentan signo negativo y son estadísticamente significativas en la estimación de efectos fijos pero no son resultados tan robustos.

Tabla 3. Índice de Gini e inversión extranjera directa

Variable dependiente: Índice de Gini	Datos Anuales			Datos trianuales		
	Efectos Fijos (1)	TSLs (2)	GMM Primera dif. (3)	Efectos Fijos (4)	TSLs (5)	GMM Primera dif. (6)
<i>IED</i>	0.403*** (0.074)	0.544*** (0.113)	0.199** (0.096)	0.464*** (0.113)	0.449*** (0.115)	0.405*** (0.0757)
<i>Comercio</i>	-0.002 (0.012)	-0.0003 (0.017)	-0.021 (0.022)	0.012 (0.029)	0.041 (0.033)	0.0236 (0.0341)
<i>Crec.Población</i>	-1.123 (0.827)	-1.201 (0.922)	-1.044 (0.755)	-1.787* (1.033)	-0.654 (0.947)	2.299 (1.997)
<i>Gasto Público</i>	-0.292*** (0.083)	-0.259** (0.108)	-0.133 (0.175)	-0.269* (0.165)	-0.251 (0.212)	-0.403 (0.348)
<i>Capital humano</i>	-0.859 (0.615)	-1.599** (0.823)	-1.133** (0.512)	-2.088* (1.138)	-1.896** (0.814)	-1.843* (1.017)
<i>Constante</i>	56.765*** (2.536)	57.617*** (1.718)		59.007*** (3.562)	54.979*** (3.269)	
Test de Sargan ( <i>p-value</i> )			0.520			0.124
Test m1 ( <i>p-value</i> )			0.000			0.003
Test m2 ( <i>p-value</i> )			0.625			0.181
Observaciones	258	254	158	117	117	87
R2-Ajustado	0.83	0.82		0.82	0.81	
Países	13	13	13	13	13	13

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. El test de Sargan es una prueba para testar la sobreidentificación de instrumentos en los modelos GMM. Y el test m1 y m2 es una prueba que testea si existe correlación serial de primero y segundo orden en los residuos respectivamente. \*\*\* significancia al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%

### 2.5.2 La inversión extranjera directa por sectores y desigualdad de ingresos

En la Tabla 4 se reportan los resultados de estimar el efecto de la IED por sectores de actividad en la desigualdad de ingresos en América Latina para las dos muestras y bajo las tres especificaciones. Como se explicó en la sección anterior, se identificó la IED en tres grandes sectores de actividad: primario, industria manufacturera y servicios.

Como muestra la Tabla 4, tanto la IED localizada en la industria manufacturera como en el sector de servicios presenta signo positivo y son estadísticamente significativos. La industria manufacturera presenta el coeficiente de impacto de la IED en la desigualdad más elevado, aunque el sector servicios es el que presenta las estimaciones más robustas bajo las tres especificaciones y las dos muestras, con un coeficiente similar al registrado en la IED a nivel agregado y del orden de 0,40. Este último resultado es aún más importante para estas economías si se tiene en cuenta las tendencias observadas en la última década, donde la IED dirigida a los servicios más que se duplica entre 1990 y 2002, tomando gran relevancia como el principal sector receptor de IED.<sup>14</sup> En este sentido, la literatura que estudia el efecto del sector servicios en las economías en desarrollo no es concluyente respecto al impacto que puede tener este sector en distintos aspectos de la economía, a la vez que los hacedores de políticas no están convencidos de que abrir las puertas a la IED al sector servicios tenga efectos positivos (Banga, 2005). Igualmente, es importante destacar que por limitaciones en los datos no es posible hacer una distinción por sub sectores de actividad dentro del sector servicios para todos los países. Esto implica una importante limitación para poder capturar el efecto del sector servicios en la economía, particularmente si se tiene en cuenta que el sector financiero es uno de los sub-sectores más importantes en explicar la evolución de la IED en América Latina, especialmente a partir de la década del 90.

Dentro de las variables de control se destacan las variables gasto público y capital humano las cuales son significativas y presentan signo negativo en línea con los principales resultados de la literatura. Así, tanto la inversión en capital humano como la política fiscal aparecen como instrumentos de política económica eficaces para combatir la persistente desigualdad de ingresos presente en estas economías. Este último

---

<sup>14</sup> Y en particular, se transforma en un destino atractivo para la IED en los sub sectores de la tecnología de turismo, de las telecomunicaciones y de la información (UNCTAD,2004).

resultado es muy robusto tanto en las distintas especificaciones así como en los dos escenarios analizados: a nivel global y por sectores de actividad. Con respecto a la variable comercio presenta un efecto positivo en la desigualdad y es estadísticamente significativa. Este último resultado es opuesto al de la teoría tradicional del comercio H-O, y esta en línea con la literatura que estudia el efecto de la IED en la desigualdad de ingresos que encuentran el efecto contrario como explicamos en la sección 2.

Para finalizar, para comprobar la robustez de los resultados se replicaron las estimaciones realizadas a nivel sectorial, utilizando una serie alternativa de datos de IED por sectores. Debido a que las fuentes de datos de las series de IED agregada y las series de IED por sectores son diferentes, los montos totales presentan algunas diferencias. Para intentar controlar por el posible efecto provocado por dichas diferencias se reconstruyó la serie de datos por sectores de tal manera que el sumatorio de las series por sectores coincida con el total de la IED a nivel agregada. Los resultados obtenidos utilizando esas nuevas series de IED por sectores confirman que la IED en el sector industria manufacturera y servicios incrementa la desigualdad de ingresos, ya que en general se mantienen los signos y las significancia de las variables bajo las tres especificaciones consideradas y las dos muestras utilizadas (los resultados se presentan en la tabla A.4 del anexo).

Tabla 4. Índice de Gini e inversión extranjera directa por sectores

Variable dependiente: Índice de Gini	Datos Anuales			Datos trianuales		
	Efectos Fijos (1)	TSLS (2)	GMM Primera dif. (3)	Efectos Fijos (4)	TSLS (5)	GMM Primera dif. (6)
<i>IED_primario</i>	0.194 (0.147)	0.171 (0.135)	-0.049 (0.165)	0.492*** (0.166)	0.552*** (0.197)	-0.143 (0.249)
<i>IED_Industria</i>	0.396* (0.243)	0.422 (0.270)	0.341 (0.363)	0.901** (0.345)	2.197*** (0.719)	0.875** (0.381)
<i>IED_Servicios</i>	0.408*** (0.078)	0.412*** (0.079)	0.198** (0.090)	0.437*** (0.121)	0.325*** (0.084)	0.468*** (0.160)
<i>Comercio</i>	0.039*** (0.015)	0.042* (0.024)	-0.012 (0.035)	0.036 (0.024)	0.057* (0.033)	0.010 (0.023)
<i>Crec.Población</i>	0.875 (0.883)	0.836 (1.137)	-0.893 (0.928)	-1.771 (1.505)	2.388* (1.439)	0.199 (1.780)
<i>Gasto Público</i>	-0.362*** (0.120)	-0.313*** (0.118)	-0.186 (0.197)	-0.327* (0.179)	-0.126 (0.204)	-0.059 (0.172)
<i>Capital humano</i>	-2.332*** (0.756)	-2.621** (0.928)	-1.203** (0.566)	-1.883*** (0.533)	-1.790*** (0.466)	-2.417*** (0.690)
<i>Constante</i>	55.626*** (2.903)	55.755*** (3.455)		52.546*** (4.853)	75.684*** (2.556)	
Test de Sargan (p-value)			0.339			0.178
Test m1 (p-value)			0.000			0.0167
Test m2 (p-value)			0.684			0.659
Observaciones	171	170	121	74	68	57
R2-Ajustado	0.87	0.87		0.90	0.90	
Países	13	13	13	13	13	13

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. El test de Sargan es una prueba que contrasta la sobreidentificación de instrumentos en los modelos GMM. Y el test m1 y m2 es una prueba que testea si existe correlación serial de primero y segundo orden en los residuos respectivamente. \*\*\* significancia al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%\*\*\*

## 2.6 Conclusiones

En este trabajo se analiza el impacto de la inversión extranjera directa en la desigualdad de ingresos en América Latina mediante el análisis de un panel de datos no balanceado para 13 economías. Uno de los principales resultados encontrados confirma la existencia de una relación positiva entre la IED y la desigualdad de ingresos en línea con varios de los estudios de la literatura (Tsai, 1995; Te Velde, 2003; Choi, 2006; Basu y Guariglia, 2007; Herzer *et al.*, 2012) y con los resultados obtenidos en el capítulo 1. Por otra parte, cuando se analiza el efecto de la IED por sectores de actividad, los resultados muestran que la IED realizada en el sector servicios y también en la industria manufacturera, aumenta la desigualdad de ingresos explicando el resultado anterior. Se destaca el efecto positivo de estos sectores respecto a la variable desigualdad, por ser de los sectores más relevantes en explicar la evolución de la IED en estas economías en la última década (según datos de la UNCTAD, 2004).

Debido a las características de las economías de América Latina, en donde en su gran mayoría presentan una persistente desigualdad del ingreso en el tiempo, estos resultados resultan muy importantes desde una perspectiva de política económica, ya que aportan evidencia empírica de las implicancias distributivas asociadas a la IED, y en consecuencia abre la posibilidad de que los gobiernos intenten canalizar u orientar los recursos extranjeros de tal manera que alcance a los menos beneficiados de la población, o en todo caso diseñen y apliquen políticas redistributivas que permitan que los beneficios provocados por la IED se extiendan y mejoren el bienestar de de la población.

Este estudio supone una contribución a la literatura empírica fundamentalmente al aportar evidencia respecto al efecto de la IED por sectores de destino en la desigualdad de ingresos de América Latina, mostrando que el sector donde la IED se realice es relevante desde un punto de vista de sus efectos distributivos. Así se pone de relieve un impacto diferencial dependiendo de si la IED se realiza en el sector servicios y la industria manufacturera o bien en el sector de recursos primarios. Así mismo el simple hecho de construir una base de datos de IED identificando los sectores de actividad de destino para gran parte de las economías de América Latina significa un aporte importante, ya que no existe hasta el momento ningún instituto que haga el esfuerzo por publicar una base de datos armónica y comparable.

## Referencias

- 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, N°3 , pp. 345-371.
- Afonso, A., L.Schuknecht y V.Tanzi ( 2010), “ Income distribution and public spending: an efficiency assessment”. *Journal of Economic Inequality* , vol 8, pp. 367–389.
- Alarcon, D., y T. McKinley (1996), Increasing wage inequality accompanies trade liberalisation in Mexico. In *The Social Challenge of the New Economic Era in Latin America*, A. Berry, ed.
- Arellano, M., y S.Bond (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. *Review of Economic Studies*, vol 58, N° 2, pp. 277-297. Oxford University Press
- Arellano, M., y O. Bover (1995)., “Another look at the instrumental variables estimation of error component models”. *Journal of Econometrics*, vol 68, pp. 29-51.
- Atkinson, A. y A. Brandolini (2006), “The panel-of-countries approach to explaining income inequality: an interdisciplinary research agenda”. In: Morgan, S., Grusky, D., Fields, G. (eds.) *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford University Press, Stanford.
- Aykut, D. y S. Sayek (2007), “The role of sectoral composition of foreign direct investment on growth”, in: L. Piscitello, G.D. Santangelo (eds.), *Do Multinationals Feed Local Development and Growth?*
- Banga, R (2005), “Foreign Direct Investment in Services: Implications for Developing Countries”. *Asia-Pacific Trade and Investment Review*, vol 1,N° 2, pp. 55-72
- Barro, R.J y J.W. Lee ( 2013), “A new data set of educational attainment in the world, 1950– 2010”. *Journal of Development Economics*, vol 104, pp. 184–198
- Basu, P., y A. Guariglia ( 2007),“Foreign Direct Investment,Inequality, and Growth”. *Journal of Macroeconomics*, Vol 29, N° 4, pp. 824-839.

- Berman, E., J. Bound y S. Machin (1998), “ Implications Of Skill-Biased Technological Change: International Evidence”. *The Quarterly Journal of Economics, MIT Press*, vol 113, N°4, pp. 1245-1279.
- Blomstrom, M., y A. Kokko (2003), “The economics of foreign direct investment incentives”. National Bureau of Economic Research (NBER). Working Paper no 9489.
- Blundell, R. y S. Bond (1998), “ Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”. *Journal of Econometrics*, vol 87, pp. 115–143.
- Borensztein, E., J. De Gregorio y J.W. Lee (1998), “How Does Foreign Investment Affect Economic Growth?”. *Journal of International Economics*, Vol 45, pp. 115-135.
- Castelló, A., y R. Doménech (2002), “ Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence”. *Economic Journal*, vol 112, N°. 478, pp. 187-200.
- CEPAL, (2009), Inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe. Naciones Unidas, Choi, C. (2006), “Does Foreign Direct Investment Affect Domestic Income Inequality?”. *Applied Economics Letters*, vol 13, N°12, pp. 811-814.
- 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, pp. 1-42.
- Cornia, G.A. (2004), Trade liberalization, foreign direct investment and income inequality. In E. Lee and M. Vivarelli (eds.), *Understanding Globalization, Employment and Poverty Reduction*. Palgrave MacMillan, London.
- Cornia ,G.A. (2011), Economic Integration, Inequality and Growth: Latin America vs. the European economies in transition. DESA working paper 101. New York: UNDESA.
- De Mello, L., (1997), “Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey”. *Journal of Development Studies*, vol 34, N°1, pp. 1-34.
- De Mello, L., (1999), “Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from Time Series and Panel Data”. *Oxford Economic Papers*, Vol 51, N°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, N° 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, pp. 371–393.
- Herzer, 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, N°5, 793-810.
- Herzer, D., P. Hühne y P. Nunnenkamp ( 2012), "FDI and Income Inequality -Evidence from Latin American". Kiel Institute for the world economy. Working paper. N° 1791.
- Jensen, N.M., y G.Rosas (2007), "Foreign Direct Investment and Income Inequality in Mexico, 1990-2000". *International Organization*, vol 61, N°3, pp. 467-487.
- Li, X., y X. Liu (2005), "Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship". *World Development*, vol 33, N°3, pp. 393-407.
- Li, H., D. Xie., y H. Zou (2000), "Dynamics of income distribution". *Canadian Journal of Economics*, Vol 33, N°4, pp.937–961.
- Lipsey, R.E., y F. Sjöholm (2004), "Foreign direct investment, education and wages in Indonesian manufacturing". *Journal of Development Economics*, vol 73, N°1, pp. 415-422.
- Mah, J.S. (2002), "The impact of globalization on income distribution: the Korean experience". *Applied Economics Letters*, Vol 9, N° 15, pp. 1007-1009.
- Milanovic, B. (2003), "Can we discern the effect of globalization on income distribution?evidence for household surveys". The World Bank, Development Research Group. Working paper N°. WPS 2876
- Muinelo-Gallo L. y O. Roca Sagalés (2013), "Joint Determinants of Fiscal Policy, Income Inequality and Economic Growth", *Economic Modelling*, Vol 30, N°1, pp. 814-824.

- Muinelo-Gallo L. y O. Roca Sagalés (2011), “Economic Growth and Inequality: The Role of Fiscal Policy”, *Australian Economic Papers*, vol 50, N° (2-3), pp. 74-97.
- Nunnenkamp, P. y J. Spatz (2004), “Foreign direct investment and economic growth in developing countries: How relevant are host-country and industry characteristics?”. *Transnational Corporations*, vol13, N°3, pp. 53-86.
- Overseas Development Institute, (2002). “Foreign Direct Investment: Who Gains?”. *ODI Briefing Paper*. London.
- Sylwester, K. (2005), “Foreign Direct Investment, Growth and Income Inequality in Less Developed Countries”. *International Review of Applied Economics*, vol 19, N° 3, pp. 289-300.
- Te Velde, W.D. (2003), “Foreign Direct Investment and Income Inequality in Latin America: Experiences and Policy Implications”. *London: Overseas Development Institute*, mimeo.
- Tsai, P.L. (1995), “Foreign Direct Investment and Income Inequality: Further Evidence”. *World Development*, vol 23, N° 3, pp. 469-483.
- Tondl, G y J.A. Fornero (2010), “Sectoral productivity and spillover effects of FDI in Latin America”. *FIW Working Paper N° 53*
- UNCTAD, (2011). *World investment report 2009*. New York: United Nations.
- UNCTAD, (2004). *World Investment Report 2004: The Shift Towards Services*, United Nations publication, sales No. E.04.II.D.33 (Geneva).

## Anexo estadístico

Tabla A.1 Estadísticas Descriptivas

<i>Variable</i>		<i>Media</i>	<i>Desv.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>Indice de Gini</i>	Total	51.63	5.340	38.70	61.88
	Entre		4.340	43.23	58.02
	Dentro		2.883	41.15	58.50
<i>IED</i>	Total	2.363	2.155	-2.499	12.20
	Entre		0.855	1.112	4.431
	Dentro		1.992	-3.388	11.31
<i>IED primario</i>	Total	0.861	1.099	-1.858	6.295
	Entre		0.710	-0.0429	2.556
	Dentro		0.872	-3.553	6.291
<i>IED industria</i>	Total	0.804	0.701	-2.573	3.761
	Entre		0.347	-0.0539	1.359
	Dentro		0.625	-1.716	3.842
<i>IED servicios</i>	Total	1.691	1.528	-0.482	9.132
	Entre		0.632	0.958	2.647
	Dentro		1.393	-1.439	8.491
<i>Capital humano</i>	Total	1.936	0.585	0.708	3.658
	Entre		0.451	1.181	2.869
	Dentro		0.392	1.023	2.835
<i>Crec.Población</i>	Total	1.789	0.630	-0.151	3.133
	Entre		0.539	0.482	2.503
	Dentro		0.358	0.962	2.551
<i>Comercio</i>	Total	53.42	26.18	11.55	136.8
	Entre		22.38	20.34	90.85
	Dentro		14.90	-0.510	103.5
<i>Gasto Público</i>	Total	8.176	4.638	2.578	22.59
	Entre		4.592	3.346	17.90
	Dentro		1.412	3.087	13.30

Fuente: Elaboración propia en base a datos de WDI, WIID, Penn Table, Barro and Lee (2010)

Tabla A.2. Fuentes de Datos

	<i>Definición de variables</i>	<i>Fuentes</i>
<i>Desigualdad</i>	Índice de Gini	UNU-WIDER versión 2.c
<i>IED</i>	Inversión extranjera directa en % del PIB	World Development Indicators
<i>Capital humano</i>	Porcentaje de la población con educación secundaria 25 o más del total	Barro and Lee 2010
<i>Gasto público</i>	Gasto del gobierno en % del PIB	Penn Table versión 7.0
<i>Población</i>	Tasa de crecimiento de la población	World Development Indicators
<i>Comercio</i>	importaciones más exportaciones en % del PIB	World Development Indicators

Tabla A.3. Fuente de datos IED sectorial por países

<i>IED sectorial por país</i>	<i>Fuentes</i>
Argentina	Instituto Nacional de Estadísticas (INDEC) Dirección de cuentas Interancianoales (DNI)
Bolivia	Instituto Nacional de Estadísticas (INE) Banco Central de Bolivia
Brasil	Banco Central de Brasil
Chile	Comite de inversiones extranjeras (CIE)
Colombia	Banco Central de Colombia
Costa Rica	Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (MIDEPLAN)
Ecuador	Banco Central de Ecuador
Honduras	Banco Central de Honduras
Mexico	Secretaria de Economía
Paraguay	Banco Central de Paraguay
Perú	Banco Central del Peru
Republica Dominicana	Banco Central de la Republica Dominicana
Uruguay	Banco Central de Uruguay

Tabla A.4 Tabla 4. Índice de Gini e inversión extranjera directa por sectores\*

Variable dependiente: Índice de Gini	Datos Anuales			Datos trianuales		
	Efectos Fijos (1)	TSLS (2)	GMM Primera dif. (3)	Efectos Fijos (4)	TSLS (5)	GMM Primera dif. (6)
<i>IED_primario*</i>	0.226 (0.156)	0.031 (0.155)	0.177 (0.122)	0.344 (0.217)	0.353 (0.363)	0.257 (0.163)
<i>IED_Industria*</i>	0.492** (0.244)	0.335* (0.335)	0.314 (0.268)	1.252** (0.620)	1.874*** (0.652)	0.947** (0.334)
<i>IED_Servicios*</i>	0.388*** (0.071)	0.413*** (0.139)	0.998 (0.103)	0.192 (0.219)	0.657*** (0.107)	0.255** (0.104)
<i>Comercio</i>	0.037** (0.015)	0.024 (0.025)	-0.010 (0.031)	-0.001 (0.027)	-0.022 (0.043)	0.001 (0.022)
<i>Crec.Población</i>	1.018 (0.854)	-0.302 (1.021)	-0.917 (0.893)	-0.074 (1.239)	1.269 (1.421)	-1.114 (1.556)
<i>Gasto Público</i>	-0.366*** (0.120)	-0.284** (0.112)	-0.234 (0.196)	-0.244* (0.137)	-0.216 (0.193)	-0.149 (0.108)
<i>Capital humano</i>	-2.294*** (0.764)	-2.971*** (1.001)	-1.280** (0.522)	-1.938** (0.939)	-1.872*** (0.705)	-3.007*** (0.551)
<i>Constante</i>	55.400*** (2.820)	59.090*** (3.247)		57.361*** (3.179)	54.557*** (2.214)	
Test de Sargan (p-value)			0.337			0.361
Test m1 (p-value)			0.000			0.010
Test m2 (p-value)			0.794			0.532
Observaciones	170	170	121	73	68	55
R2-Ajustado	0.84	0.87		0.87	0.85	
Países	13	13	13	13	13	13

Nota: En todas las estimaciones se incluye los errores estándar corregidos por heteroscedasticidad. El test de Sargan es una prueba que contrasta la sobreidentificación de instrumentos en los modelos GMM. Y el test m1 y m2 es una prueba que testea si existe correlación serial de primero y segundo orden en los residuos respectivamente. \*\*\* significancia al 1%, \*\* significancia al 5%, \* significancia al 10%\*\*\*

(\*) Se construyó una serie de IED por sectores ficticia de tal manera que el sumatorio de las series de IED por sectores coincida con el total de la IED a nivel agregada

## Capítulo 3

### **Innovación tecnológica y productividad. Un estudio empírico para la industria manufacturera en Uruguay**

#### *Resumen*

Este trabajo analiza con una perspectiva dinámica la relación entre I+D, innovación y productividad en las empresas de la industria manufacturera en Uruguay durante el período 2001-2009. Se aplicó el modelo estructural de función de producción CDM de manera secuencial con microdatos de empresa provenientes de la encuesta de actividades de innovación de la industria manufacturera de Uruguay. Se encuentra evidencia a favor de un vínculo positivo entre la realización de actividades de I+D en la empresa y la generación de innovaciones tecnológicas así como un efecto positivo estas últimas en la productividad de las empresas. Dentro de los factores determinantes de las decisiones de innovar de la empresa se destaca el financiamiento público, la solicitud de patentes, el tamaño de la empresa y su participación en mercados extranjeros. Los resultados en términos de productividad, ponen de relieve la importancia de la innovación para permitir a las empresas a mejorar su desempeño económico y por esta vía impulsar un mayor crecimiento económico.

Palabras clave: I+D, Innovación tecnológica, productividad, modelo CDM

JEL: O30, O31, O40, D21

### 3.1 Introducción

El estudio de la relación entre la inversión en investigación y desarrollo (de ahora en adelante I+D) y la productividad se remonta al trabajo seminal de Griliches (1979), a partir del cual se ha generado una gran cantidad de estudios que intentan explicar esta relación. Por una parte, destacan trabajos teóricos que demuestran el importante rol que juega la inversión en I+D como motor de la productividad y el crecimiento económico (ver, por ejemplo, Romer, 1990; Helpman y Grossman, 1991; Aghion y Howitt, 1992). A nivel empírico existen una gran cantidad de trabajos que con datos de empresas demuestran la importancia de la innovación y la inversión en I+D en explicar incrementos de productividad (ver por ejemplo Griffith et al., 2006, Mairesse y Mohnen, 2010).

El análisis de la relación entre la innovación y la productividad cobra más relevancia en las economías en desarrollo, donde la productividad y la innovación aparecen como factores imprescindibles del éxito en el proceso de convergencia económica y desarrollo de estas economías. En este contexto, la teoría del crecimiento endógeno sugiere que los países menos productivos deben ser capaces de aumentar su productividad más rápidamente adoptando las tecnologías de las economías más avanzadas, beneficiándose sin incurrir en costos de búsqueda. Por lo que sería esperable que las economías en desarrollo pudieran aprovecharse de las transferencias tecnológicas de las economías avanzadas, por ejemplo vía inversión extranjera directa, para incrementar así la productividad y el crecimiento. La adquisición, adaptación y creación de conocimiento serán determinante en el éxito de las estrategias de desarrollo adoptadas por las distintas economías (Navarro *et al.*, 2010).

Así, el análisis del efecto de la innovación en la productividad para el caso de las economías de América Latina resulta relevante en tres sentidos. En primer lugar, porque en estos países el ingreso per cápita crece sistemáticamente menos que el resto del mundo, incluso en relación a algunas economías asiáticas (Daude, 2010). En segundo lugar, porque la brecha del ingreso per cápita respecto a las economías desarrolladas se explica en gran parte por un diferencial negativo en el crecimiento de la productividad. Y finalmente, porque la evidencia empírica apunta a que si bien la innovación no es el

único factor en explicar el aumento de la productividad en América Latina, es un factor determinante para el avance y éxito de estas economías (BID, 2010).

Uruguay, no escapa a esta realidad. De hecho casi la mitad de la brecha de crecimiento económico respecto a Estados Unidos se explica por el diferencial en la productividad, similar a lo que sucede con los países de menores ingresos de América Latina ( ver Daude, 2010 ). A su vez, es el país que menos gasto en I+D hace comparado con los países más desarrollados de la región (BID 2010b).

El principal objetivo de este trabajo es por tanto estudiar la relación entre la inversión en I+D, la innovación y la productividad en las empresas de la industria manufacturera de Uruguay con una perspectiva dinámica. Para estimar esta relación se utilizó el modelo estructural de Crepon et al. (1998) (modelo CDM) con microdatos de la encuesta de innovación para el periodo comprendido entre 2001 y 2009. En el caso particular de este estudio, se aplicó el modelo de manera secuencial, es decir que cada una de las etapas del modelo se corresponde con una ola de la encuesta diferente y consecutiva. Esta estrategia permite analizar como impactan a nivel de empresa las decisiones de gasto en I+D y la generación de innovaciones realizadas en el pasado en la productividad presente de la misma empresa

A nivel empírico, los trabajos que han aplicado el modelo de Crepon et al. (1998) para las economías desarrolladas son bastante concluyentes en cuanto al efecto positivo de la realización de actividades de I+D sobre la generación de innovaciones (tanto en proceso como en producto), y del efecto positivo de la innovación en la productividad, siendo más claro el efecto de las innovaciones de producto que de proceso (ver Mohen y Hall, 2013 para una buena revisión de esta literatura). Sin embargo, la literatura no es concluyente para el caso de las economías en desarrollo, en particular para el caso de América Latina. Dentro de los trabajos que encuentran una relación positiva entre innovaciones de proceso y/o de producto y productividad se destacan los trabajos de Chudnovski et al. (2006) y Arza y López (2010) para Argentina; Correa et al. (2005) para Brasil, y Crespi y Zúñiga (2012) para seis economías de América Latina (Argentina, Chile, Colombia, Uruguay, Panamá y Costa Rica). Mientras que algunos de los trabajos como los de Pérez et al. (2005) para México y Benavente (2006) para Chile, no encuentran evidencia de esta relación. En el caso particular de Uruguay, la evidencia

demuestra la existencia de una relación positiva entre la inversión en I+D y la productividad (Cassoni y Ramada, 2010; Aboal y Garda, 2016).

El enfoque desarrollado en este trabajo es novedoso porque aplica el modelo CDM de manera secuencial desde una perspectiva dinámica y además aporta evidencia de la relación de más largo plazo de la inversión en I+D, la innovación y la productividad para Uruguay. Hasta el momento la mayoría de estudios empíricos que aplican este modelo se centraron en el análisis de sección cruzada de dichas relaciones, y en algún caso con una perspectiva de panel se incluyó un análisis dinámico (Chudnovsky y Lopez, 2006; Roper et al., 2008; Hall et al., 2009 y Raymond et al., 2013). Sin embargo, no existen precedentes de trabajos que apliquen el modelo CDM de manera secuencial y dinámica.

El artículo se organiza como sigue. En la segunda sección se presenta la revisión de la literatura tanto a nivel internacional como nacional. La tercera sección presenta el modelo teórico y la estrategia empírica. Las variables explicativas, los datos utilizados y el análisis descriptivo se presentan en la sección cuarta. Los resultados de las estimaciones en la sección quinta, y finalmente en la última sección se destacan las principales conclusiones.

### **3.2 Revisión de la literatura**

La relación entre innovación y productividad ha recibido importante atención por la literatura (ver Griliches, 1998). Dentro de los primeros antecedentes, se destaca el trabajo seminal de Griliches (1979) que, mediante la construcción y estimación de una función de producción ampliada, se centró en el estudio de la innovación a través de las actividades en investigación y desarrollo y sus efectos en la productividad de las empresas. Este tipo de modelo teórico parte de una única ecuación de función de producción ampliada, tipo Cobb-Douglas, que como factor adicional incluye una medida del gasto acumulado en actividades de I+D por parte de la empresa. Sin embargo, Griliches en su trabajo sostenía que el planteamiento de un modelo uniecuacional era una simplificación excesiva para el análisis del proceso de generación de innovaciones al no considerar que la inversión en I+D tuviera un efecto a parte en las

innovaciones, lo que luego se tradujo en la introducción de una función de producción para las innovaciones. Esta función debía describir el proceso de transformación que va desde los insumos innovadores, por ejemplo gasto en I+D, a las innovaciones. De esta manera los estudios siguientes traducen el planteamiento de la función de producción en un sistema de ecuaciones que permitía describir todo el proceso y, a su vez, medir el efecto de las innovaciones en el desempeño económico de las empresas. De hecho, es en el trabajo de Pakes y Griliches (1984) donde se sugiere un nuevo modelo de función de producción pero multiecuacional.

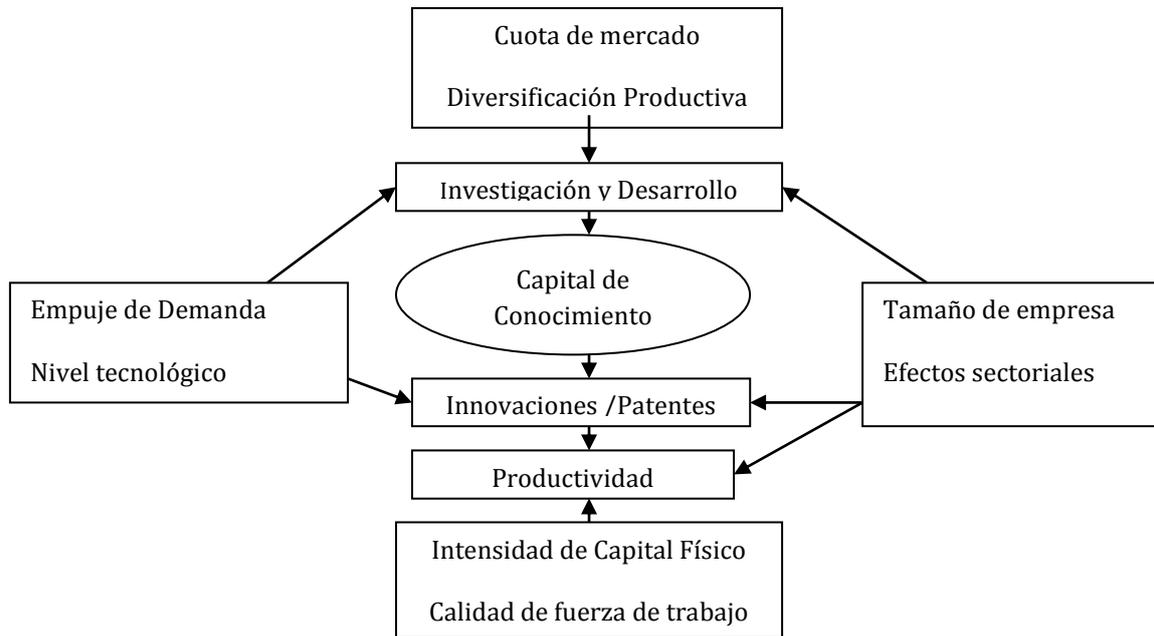
El trabajo de Crépon, Duguet y Mairesse (1998), realizado para Francia, fue el primero capaz de unir las líneas de investigación empírica en un modelo estructural similar al planteado por Pakes y Griliches (1984) pero de forma recursiva. A continuación se detalla el modelo CDM en el que se basa este trabajo.

El modelo CDM parte de suponer que la realización de actividades de I+D por parte de la empresa es función de su cuota de mercado, diversificación productiva, y de características como su tamaño y sector de actividad al que pertenece. Y se identifican dos fuerzas externas que llevan a realizar tales actividades de I+D. Una de ellas se basa en factores de demanda, tales como el crecimiento de mercado.<sup>15</sup> La otra en la importancia de los avances científicos que al estimular sus esfuerzos innovadores, influyen en el sendero y la tasa de avance tecnológico de las empresas (“empuje” tecnológico). En este escenario por lo menos la generación de innovaciones se explica por su inversión en I+D, por características de la misma (tamaño y sector al que pertenece) y por condiciones de demanda y entorno tecnológico a las que se enfrenta. Finalmente, la variación de la productividad, no sólo se explica por la influencia de los factores productivos tradicionales, condiciones de demanda y entorno tecnológico, y características como su tamaño y sector, sino que también se adicionan como factores explicativos las innovaciones generadas o introducidas por la empresa. El siguiente diagrama explicita su estructura general (ver Crepon *et al.*, 1998):

---

<sup>15</sup> Hipótesis conocida como “arrastre de la demanda” usualmente atribuida a Schmookler (1966).

Figura 1 - Diagrama del modelo CDM



El modelo CDM contribuye en tres sentidos respecto a la comprensión de los canales que vinculan la inversión en conocimiento con la productividad. En primer lugar, integrando esta relación en un modelo recursivo permitiendo la estimación de los insumos para generar innovaciones (como el gasto en actividades de I+D) en una función de producción de conocimiento. La segunda contribución apunta al uso de la nueva información proporcionada por la encuesta de innovación de las empresas manufactureras de Francia, dicha encuesta permitió por un lado utilizar nuevos indicadores (como las ventas de los productos innovadores) como medidas alternativas de la producción de innovación (hasta ese momento medido por patentes). Además, dicha encuesta contiene un conjunto de indicadores de las actividades de innovación de las empresas potencialmente útiles e interesantes. La contribución final se concreta en el desarrollo de un modelo explícito recursivo, con el fin de utilizar métodos de estimación apropiados en presencia de una muestra de selección, de la potencial existencia de endogeneidad de algunas de las variables explicativas, y de la naturaleza cualitativa de la mayoría de las variables dependientes (binarias o categóricas).

Existe una amplia literatura empírica que analiza la relación entre la innovación y la productividad, y a su vez muchos de estos trabajos lo hacen a través del modelo de CDM. Así, Mohnen y Hall (2013) realizan una exhaustiva revisión de la literatura de la relación de la innovación y la productividad para diferentes economías en particular en las economías desarrolladas. La mayoría de los trabajos se basan en los datos de la Encuesta Community Innovation Survey (CIS) utilizan un análisis de sección cruzada, aunque existen algunos trabajos que presentan metodología de panel. Con diferencias en los indicadores del desempeño económico, utilizando ya sea la productividad del trabajo de las empresas, la productividad multifactorial, las ventas o los beneficios, los principales resultados sugieren recurrentemente que las innovaciones tecnológicas (se definen como las innovaciones en producto o innovaciones en proceso) se traducen en resultados económicos superiores para las empresas (por ejemplo, ver Loof, *et al.*, 2003; Janz, *et al.*, 2004; Mohnen, *et al.*, 2006; Musolesi y Huiban, 2009). Si consideramos los resultados por separado por tipo de innovaciones, en proceso y en producto, existen trabajos que muestran que ambos tipos de innovación son significativos (véase Mairesse *et al.*, 2005; Parisi *et al.*, 2006; Raffo *et al.*, 2008; Muineló, 2012 y Siedschlag y Zhang, 2014). Otros trabajos muestran que las innovaciones en productos tienen un impacto económico positivo en la productividad, mientras que las innovaciones en proceso obtienen resultados más ambiguos e incluso si se controla por otras variables se obtienen impactos negativos (ver por ejemplo Griffith *et al.*, 2006; Criscuolo, 2009; Mairesse y Robin, 2009). Con respecto a la innovación no tecnológica Greenan y Guellec (1998) han demostrado que las innovaciones en lo que se haría llamar organizacional y las innovaciones de marketing tuvieron un efecto positivo en la productividad total de los factores de las empresas francesas en 1987. Algunos estudios recientes (Masso y Vahter, 2008; Musolesi y Huiban, 2009 y Polder *et al.*, 2009) han introducido dummies de innovación organizacionales o no tecnológicas en regresiones de productividad. Los resultados son similares a los obtenidos para producto e innovaciones de procesos, y se aplican las mismas críticas.

El estudio de la relación entre la innovación y la productividad cobra más relevancia en las economías en desarrollo. La productividad es un factor determinante del desarrollo económico, siendo la innovación imprescindible para el éxito de estas

económicas en el proceso de convergencia económica y en la mejora del nivel de vida de su población. En términos de Navarro *et al.* (2010), la adquisición, la adaptación y la creación de conocimiento son los principales factores de desarrollo económico, y son el común denominador en el éxito de las estrategias de desarrollo adoptadas por los distintos países, tanto desarrollados como en desarrollo. En particular, Navarro *et al.* (2010) apuntan que el estancamiento de la productividad en América Latina se puede explicar en parte, por un déficit de innovación, lo que motiva el estudio de los vínculos entre la innovación y la productividad en economías de este tipo. La evidencia empírica tanto para las economías desarrolladas como en desarrollo muestra una relación virtuosa entre el gasto en I+D, la innovación, la productividad y el ingreso per cápita, variables que se refuerzan unas a las otras en el largo plazo generando tasas de crecimiento económico elevadas (Hall y Jones, 1999; Rouvinen, 2002).

La evidencia empírica para las economías en desarrollo es mucho menos conclusiva que en el caso de las economías desarrolladas. Dentro de los trabajos a nivel de países que encuentran un vínculo positivo entre I+D, innovación y productividad se destacan Lee y Kang, (2007) para Corea del Sur, Hegde y Shapira, (2007) para Malasia, Aw *et al.* (2008) para Taiwan y Jefferson *et al.* (2006) para China. Mientras que los trabajos de Navarro (2010) para Chile y Perez *et al.* (2005) para México, no encuentran evidencia en esta dirección. La baja correlación entre la I+D con la innovación y la productividad en estas economías podría explicarse en parte por el hecho de que las empresas se encuentran muy lejos de la frontera tecnológica y los incentivos para invertir en innovación son débiles o incluso inexistentes (Acemoglu, *et al.*, 2006, Hall y Mairesse, 2006).

Para el caso de las economías de América Latina se destaca el trabajo de Crespi and Zúñiga (2012) que aplicando el modelo CDM para seis economías de América Latina (Argentina, Chile, Colombia, Uruguay, Panamá y Costa Rica) con datos a nivel de empresas de la industria manufacturera, encuentra evidencia de una relación positiva entre intensidad del gasto en I+D e innovaciones, y entre innovación y productividad aunque los determinantes de la innovación varían según países. Raffo *et al.* (2008), también aplicando el modelo CDM, encuentran un impacto significativo de la innovación de productos en la productividad en Brasil y México, pero no para

Argentina. Chudnovsky *et al.* (2006) y Arza y López, (2010) encuentran una relación positiva entre estas variables para el caso de las empresas en Argentina y para Brasil se destacan los trabajos de Correa *et al.* (2005) y Lhuillery, y Miotti, (2008), con evidencia también en favor de una relación positiva entre innovación y productividad.

Navarro *et al.* (2010) analizan varios trabajos sobre la innovación aplicado a varios países de América Latina (Argentina, Chile, Colombia y Uruguay) y concluye que hay un claro impacto positivo de la innovación de productos en la productividad, a excepción de Chile. Por otro lado, la innovación de proceso no parece tener un efecto significativo sobre la productividad, con la excepción del caso de Uruguay. Los autores explican que posiblemente esto se debe al hecho de que en las economías de AL el proceso de aprendizaje implícito en la adopción de una nueva tecnología necesita un tiempo para comenzar a tener un efecto. Por su parte, Goedhuys (2007), basado en datos de los PICS (Productividad y Encuesta de Clima de Inversiones) del Banco Mundial, no encuentra ninguna relación significativa entre la innovación y la productividad en Brasil. Pérez, *et al.* (2005) no encuentra impacto de innovación ni de proceso ni de producto en el caso de México y finalmente Benavente (2006) y Alvarez *et al.* (2010) tampoco encuentra evidencia para la economía chilena (Crespi y Zuñiga, 2012 presentan una revisión de la literatura para América Latina).

La mayoría de los trabajos empíricos que utilizan el modelo CDM para estudiar el efecto del gasto en I+D en la innovación y de la innovación en la productividad lo realizan desde una óptica estática utilizando datos de sección cruzada, a excepción de algunos trabajos recientes que introducen el análisis dinámico mediante técnicas de datos de panel (Huego y Jaumandreu, 2004; Roper *et al.*, 2008; Raymond *et al.*, 2010; Siedchlag *et al.*, 2010). Sin embargo, no existe evidencia de estudios que introduzcan un análisis dinámico secuencial de las decisiones de las empresas que permita analizar el comportamiento innovador de las empresas y sus efectos en el tiempo. En este sentido, este trabajo significa un importante aporte a esta rama de la literatura.

Respecto al caso particular de estudio de este trabajo, la economía uruguaya, la literatura es escasa y se limita a un análisis de datos de sección cruzada. Los resultados

apuntan a una relación positiva entre la innovación y la productividad. Así, Cassoni y Ramada (2010), mediante la aplicación del modelo de CDM, analizan la relación de la innovación en proceso y en producto con la productividad en las empresas de la industria manufacturera en Uruguay. En concreto, utilizando la encuesta de actividades de innovación de la industria manufacturera referida a la ola 2004-2006 para Uruguay, encuentran evidencia de un impacto positivo y significativo de la intensidad de la innovación (productos y procesos) sobre la productividad de las empresas de dicho sector. En particular, los resultados indican que un aumento del 10% de innovación en producto generaría un aumento en el crecimiento de la productividad del 3%; y en el caso de las innovaciones en proceso el efecto sería más fuerte provocando un aumento de la productividad del 5%. En un estudio reciente, Aboal y Garda (2016) estudian el efecto de las innovaciones tecnológicas (innovación en proceso y/o en producto) y no tecnológicas (innovación organizacional y/o marketing) en la productividad de las empresas diferenciando según si se trata de empresas de la industria manufacturera o de servicios. Utilizan dos olas de la encuesta de innovación para Uruguay (2004-2006 y 2007-2009), mediante un análisis de sección cruzada estiman el modelo estructural CDM y también encuentran evidencia de que la productividad aumenta cuando las empresas realizan innovaciones tanto para el sector de la industria manufacturera como para los servicios. Según dichos autores el tamaño de las empresas, la cooperación en actividades de I+D, la obtención de ayuda financiera pública, la protección formal, y el uso de fuentes del mercado de la información, son las variables que aparecen asociadas con la decisión de invertir en actividades de innovación, tanto para los servicios como para la industria manufacturera.

Así, la evidencia para el caso de Uruguay parece sugerir un impacto positivo en la productividad de las empresas manufactureras cuando estas empresas destinan recursos a la innovación. En este trabajo se va a contrastar la robustez de estos resultados a considerar un enfoque dinámico secuencial. Por lo que el presente estudio implica un importante avance para entender las decisiones de las empresas manufactureras uruguayas en relación al gasto en I+D, la innovación y como esas decisiones afectan en el desempeño económico futuro de la empresa. A su vez se permitirá conocer los determinantes del gasto en I+D y de las innovaciones tecnológicas así como sus efectos en el diseño de políticas económicas.

### 3.3 Modelo y estrategia empírica

El modelo de CDM aquí utilizado consiste en un sistema ecuacional no-lineal y recursivo que se formaliza en cuatro ecuaciones: i) La decisión de la empresa de realizar o no actividades de I+D; ii) el gasto en actividades de I+D a realizar, es decir la intensidad del gasto; iii) la función de producción de conocimientos o función de producción de innovaciones (Griliches, 1979, Pakes y Griliches, 1984) y, finalmente; iv) una ecuación de productividad de la empresa que utiliza como insumos, además de los tradicionales, las innovaciones realizadas por la empresa estimado en la ecuación anterior.

A continuación se detallan las ecuaciones y componentes del modelo CDM.

La primera ecuación recoge la decisión de realizar actividades de I+D de la empresa, la cual se encuentra determinada por una variable latente no observable:

$$g_i^* = x'_{i0} \beta_0 + u_{i0} \quad (1)$$

$$g_i = \begin{cases} 1 & \text{si } g^* = x'_{i0} \beta_0 + \mu_{i0} > c \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Siendo  $i = 1 \dots N$  el índice de empresas.  $g$  es una variable binaria observada igual a uno si las empresas reportan realizar innovación e igual a cero si no se realiza o reporta innovación en I+D. Con respecto las actividades de I+D, en este trabajos se consideran como actividades en innovaciones, tanto las realizadas internamente como las externas. Por su parte,  $x_{i0}$  es un vector de variables explicativas consideradas como relevantes para determinar la decisión de realizar actividades de I+D,  $\beta_0$  es el vector de coeficientes asociado y  $u_{i0}$  el término de error. Se observa que las empresas realizan actividades de investigación si la variable latente  $g^*$  es positiva o esta por encima de determinado umbral. Esto se debe a la posibilidad de observar la variable  $g_i^*$  de forma

limitada por tanto, la variable se observa únicamente si supera cierto umbral. Esto último se debe a que en la encuesta que se utiliza en este trabajo se tiene a las empresas que reportan realizar actividades de I+D y empresas que no declaran realizar I+D por tanto, el umbral quedará determinado por las empresas que si reportan realizar actividades de I+D.

Se asume también una variable latente para la intensidad del gasto en I+D, o medida del esfuerzo innovador de las empresas  $k^*$  que queda determinado por la ecuación 2:

$$k_i^* = x_{i1}\beta_1 + u_{i1} \quad (2)$$

La variable  $k_i^*$  es observable cuando la variable  $g_i^*$  es mayor a cierto umbral mínimo. Por su parte,  $x_{i1}$  es un vector de variables que explican el esfuerzo innovador de las empresas,  $\beta_1$  el vector de coeficientes asociado y  $u_{i1}$  el término de error. La variable  $k_i$  representa la intensidad del gasto en I+D por trabajador el cual se observa solo cuando la empresa haya reportado haber realizado este gasto.

Por lo tanto, condicionado a que la empresa haya realizado o reportado actividades de I+D ( $g_i^*$ ), se puede observar el gasto dedicado a la innovación el cual se resume en la siguiente ecuación:

$$k_i = \begin{cases} k_i^* = x_{i1}\beta_1 + u_{i1} & \text{Si } g_i = 1 \\ 0 & \text{Si } g_i = 0 \end{cases}$$

Debido a que  $k^*$  se observa únicamente cuando  $g^*$  es mayor que cierto umbral, se requiere especificar la distribución conjunta con el fin de obtener un modelo estimable. Se asume que los errores de las ecuaciones (1) y (2) son normal bivariantes con la siguiente distribución conjunta:

$$\begin{pmatrix} u_{i0} \\ u_{i1} \end{pmatrix} \xrightarrow{iid} N_2 \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u_{i0}}^2 & \rho_i \sigma_{u_{i0}} \sigma_{u_{i1}} \\ \rho_i \sigma_{u_{i1}} \sigma_{u_{i0}} & \sigma_{u_{i1}}^2 \end{pmatrix} \right)$$

El sistema de ecuaciones (1) y (2), se estima como un modelo de selección muestral simultaneo (Tobit generalizado) por máximo verosimilitud robusto en heteroscedasticidad<sup>16</sup>.

La siguiente ecuación del modelo refiere a la función de producción de innovaciones:

$$I_i^* = k_i^* \gamma_{k^*} + x_{i2} \beta_2 + u_{i2} \quad (3)$$

Al igual que para las ecuaciones anteriores,  $I_i^*$  representa una variable latente que recoge las innovaciones introducidas por la empresa  $i$ . Como en el caso de las ecuaciones (1) y (2), se supone que la introducción de innovaciones no se observa plenamente sino de forma limitada, en donde la variable latente puede recoger diversos tipos de innovaciones. En este caso, es una variable binaria endógena igual a cero para las empresas que no reportan la obtención de innovaciones, e igual a uno para aquellas que sí lo hacen. El término  $x_{i2}$  es un vector de factores determinantes de la función de producción de innovaciones tecnológicas. La variable latente  $k_i^*$  mide la intensidad del gasto en actividades de I+D de la empresa y entra como variable explicativa tomando el valor predicho estimado en el sistema de ecuaciones (1) y (2). Al utilizar el valor predicho de la ecuación de intensidad del gasto en I+D (ecuación (2)), se toma en cuenta que posiblemente sea endógeno en la función de producción de innovaciones. El coeficiente  $\gamma_{k^*}$  es una medida del impacto o retornos de la inversión en I+D sobre la innovación y  $\beta_2$  es el vector de coeficientes de interés asociado al resto de variables explicativas y  $u_{i2}$  el término de error. Parece probable que características no observables de las empresas (y por tanto omitidas) pudieran incrementar el esfuerzo innovador de la empresa y, por tanto, su “innovatividad” (productividad al producir innovaciones). Esto significaría que al estimar el parámetro  $\gamma_{k^*}$  de la ecuación (3) se

---

<sup>16</sup> se utiliza STATA y el procedimiento de Heckman.

podiera obtener una estimación sesgada hacia arriba (dado que la variable latente  $k_i^*$  y el término de error  $u_{i2}$  podrían estar positivamente correlacionados). Sin embargo, las ecuaciones de selección (ecuación (1)) y de intensidad del gasto (ecuación (2)) corrigen este sesgo al ser las variables  $x_{i0}$  y  $x_{i1}$  independientes del término de error  $u_{i2}$ .

Con respecto a la medición de la variable innovación  $I_i^*$  en este trabajo siguiendo la estrategia de Crespi y Zúñiga (2012) y a diferencia de una parte relevante de la literatura, se decidió estimar el efecto en la innovación en un indicador conjunto que recoja las innovaciones tecnológicas (introducir una innovación en un nuevo proceso o en un nuevo producto) en lugar de estimar dos ecuaciones por separado, es decir una para innovación en proceso y otra para innovación en producto. El argumento detrás de utilizar esta medida de la innovación se debe a la existencia de una alta colinealidad entre estos dos tipos de innovaciones, innovación en proceso y en producto, para el caso de las económicas de América Latina (ver Crespi y Zúñiga, 2012) ya que lo que se observa es que la mayoría de empresas que introducen innovaciones de productos son los mismos que introducen innovación en procesos. Como resultado, es difícil separar empíricamente el efecto de la innovación en producto de la innovación en procesos de las empresas en la productividad, de hecho existe abundante literatura empírica que apuntan este problemas de identificación e interpretación al estimar el efecto de la innovación en la productividad (ver revisión de la literatura Mohnen y Hall , 2013).

La función de innovación se estima a través de una regresión probit discreta por máxima verosimilitud robusta a heteroscedasticidad. A su vez, es importante destacar que la ecuación (3) se estima para todas las empresas de la muestra, es decir las que reportan realizar actividades de I+D y las que no lo hacen, esto intenta reflejar el hecho que todas las empresas realizan algún tipo de esfuerzo innovador, pero no todas lo reportan en la encuesta.

Finalmente se estima el efecto de la innovación en la productividad mediante una función de producción ampliada tipo *Cobb-Douglas*, bajo el supuesto que las empresas producen con retornos constantes a escala, además de los insumos factoriales tradicionales y las innovaciones introducidas por la empresa que no se consideran capital físico.

La ecuación de productividad (ecuación (4)) se resume a continuación:

$$q_i = I_i^* \alpha_{I^*} + x_{i3} \beta_3 + u_{i3} \quad (4)$$

La variable  $q_i$  representa una medida de productividad de la empresa  $i$  medido como el logaritmo del producto por trabajador. El vector  $x_{i3}$  incluye los determinantes de la función de producción, en este caso la intensidad en capital fijo (aproximado por el logaritmo de la inversión en capital físico por trabajador). La variable  $I_i^*$  representa el valor predicho del conocimiento aproximado por el indicador de inversión tecnológica estimado en el ecuación 3, ya que de esta manera se toma en cuenta la endogeneidad de la variable  $I_i^*$ . Dado que las variables están en logaritmos el coeficiente  $\alpha_{I^*}$  representa la elasticidad de la medida de desempeño con relación a la innovación, mientras que  $\beta_3$  es el vector de coeficientes que resumen la elasticidad a escala de los insumos factoriales incluidos en  $x_{i3}$ .

En resumen, el modelo se compone de un sistema de cuatro ecuaciones (1), (2), (3) y (4). Se supone una estructura de modelo secuencial estimando en tres etapas. En la primera etapa se estima el modelo Tobit generalizado (ecuaciones (1) y (2)). En la segunda etapa, se estiman un probit para la función de producción de conocimiento tecnológica utilizando el valor predicho de la intensidad del gasto en innovación como variable explicativa. En la última etapa, se estima la ecuación de productividad usando como regresor los valores predichos de la innovación tecnológica.

Cabe destacar que a diferencia de los trabajos existentes, se estimó el modelo CDM de manera dinámico secuencial, esto implica que cada una de las etapas del modelo se estiman para una ola de la encuesta diferente y consecutivas, esto permite evaluar la toma de decisiones en materia de innovación de la empresa y sus determinantes, así como el efecto que las decisiones pasadas tienen en el desempeño económico de las empresas. Para poder alcanzar este objetivo se estudiaron las decisiones de las mismas empresas a lo largo de tres olas de la encuesta de innovación consideradas en este trabajo (2001-2003, 2004-2006, 2007-2009), lo que implica analizar el comportamiento

innovador de las mismas empresas a lo largo de casi una década.

A diferencia del análisis de sección cruzada este enfoque permite capturar el efecto de largo plazo de la innovación en la productividad. Este enfoque se adapta mejor a la realidad de las economías de América Latina, donde debido a las dificultades que suelen presentar en realizar innovaciones en I+D se requiere de plazos más largos para poder demostrar sus efectos (Navarro, *et al.*, 2010)

### **3.4 Datos y variables**

En esta sección se presentan por un lado la base de datos utilizada y un análisis descriptivo de la muestra. Y por otro lado las principales variables del modelo, sus definiciones y sus vínculos con las variables relevantes del estudio.

#### **3.4.1 Datos**

Las variables que se utilizan en el sistema de ecuaciones estimado provienen de la encuesta de actividades de innovación de la industria manufacturera de Uruguay elaborada por la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII). Se utilizaron las últimas tres olas disponibles, 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009. Con el fin de evaluar las decisiones de innovación de las empresas de la industria manufacturera en Uruguay y aplicar el modelo CDM de manera secuencial y dinámica se construyó un panel balanceado de empresas. Así, se seleccionaron de manera continua las empresas que aparecían en las tres olas y de esta manera poder evaluar el comportamiento en el tiempo de esas mismas empresas. La muestra final de empresas es de 400 lo cual significa aproximadamente un 50% de la muestra total de las entrevistadas en cada ola (que es más o menos las empresas forzosas). Cabe mencionar que por la metodología de elaboración de la encuesta, la muestra seleccionada de empresas tendrá un sesgo hacia las empresas más grandes, ya que estas últimas están obligadas a contestar la encuesta mientras que las de tamaño medio a pequeñas pueden o no responder la encuesta. Esto último también explica por qué se pierde una parte importante de las empresas al construir el panel de datos con las tres olas.

El hecho de analizar el comportamiento de las mismas empresas a lo largo de las distintas olas de la encuesta constituye un aspecto novedoso dentro de la literatura que

estima el modelo CDM tanto para economías desarrolladas como en desarrollo. Así, la mayoría estiman el modelo CDM con datos de sección cruzada y pocos son los trabajos que estiman el modelo CDM dinámico. Los trabajos que aplican el modelo CDM dinámico lo hace como un panel no secuencial (ver Chudnovsky *et al.*, 2006; Roper *et al.*, 2008; Hall *et al.*, 2009; Raymond *et al.*, 2013). En este sentido este trabajo es innovador ya que permite seguir a las mismas empresas en el tiempo (durante prácticamente una década), analizando cómo afecta su decisión de innovar en el momento  $t-2$  en su función de innovación en el momento  $t-1$  y a su vez como esta última afecta en la productividad de la empresa en el momento  $t$ . Empíricamente implica que cada paso del modelo CDM se estima para cada ola de la encuesta, así la intensidad del gasto en innovación de la empresa durante el 2001-2003 aparece como determinante de la función de innovación tecnológica en 2004-2006 y por último, como esta innovación impacta en la productividad de las empresas durante 2007-2009.

Adicionalmente y como método de robustez se optó por replicar el modelo CDM con datos de sección cruzada utilizando la última ola de la encuesta 2007-2009 por ser la que contiene mayor cantidad de observaciones. En concreto dicho análisis de sección cruzada se realiza a una muestra de 924 empresas entre las que obviamente se encuentran las 400 analizadas en el panel. Esto permite además que los resultados sean comparables con los trabajos existentes para Uruguay (Cassoni y Ramada, 2010; Aboal y Garda, 2016).

### **3.4.2 Variables e indicadores**

En esta sección se describen las principales variables utilizadas para estimar el modelo CDM. Y en particular se detallan los principales determinantes de las ecuaciones, y sus indicadores, los cuales fueron seleccionadas tomando como referencia los principales trabajos que también utilizan el modelo CDM (ver por ejemplo, Griffith *et al.*, 2006 para economías de OECD; Crespi y Zuñiga, 2012 para economías de América Latina). En la Tabla A.1 del anexo se resumen las variables utilizadas y sus correspondientes definiciones.

Con respecto a la decisión de invertir en I+D (ecuación (1)), la misma se mide como una variable binaria que indica 1 si la empresa declara haber realizado actividades de I+D internas o externas y 0 si no declara haber realizado actividades. La variable de gasto en I+D o intensidad del gasto (ecuación (2)), se define como el monto dedicado a actividades de I+D en términos del número de empleados y expresada en logaritmos. La generación de innovaciones tecnológicas (ecuación (3)), se define como una variable binaria que indica 1 si la empresa ha realizado actividades de proceso o de producto, y 0 si no ha realizado ninguna de las dos. Finalmente la productividad de la empresa (ecuación (4)) se define como las ventas que declara la empresa en términos de los empleados, al igual que la intensidad del gasto se expresará en logaritmos.

En relación a las variables de control, existe evidencia a favor de que el tamaño de las empresas es un importante determinante de la decisión de las empresas de realizar actividades de I+D. Las empresas más grandes, al disponer de mayor cantidad de recursos pueden absorber los costos fijos relacionados con las inversiones en innovación así como aprovechar las economías de escala y la mayor apropiación de los derrames tecnológicos. Así, la evidencia empírica sugiere que existe una relación positiva proporcional entre la decisión de inversión en I+D y el tamaño de la empresa. Es decir, las grandes empresas invierten más en I+D, aunque no gastan proporcionalmente más una vez que la decisión de invertir ha sido tomada (Cohen y Klepper, 1996 ofrecen una revisión de literatura que vincula tamaño e innovación). De esta manera, y siguiendo a la literatura, se supone que el tamaño de la empresa afecta a la decisión de invertir en innovación (ecuación (1)), pero no afecta a la intensidad de esa inversión una vez que la decisión de invertir ha sido tomada (no se incluye en la ecuación (2)). Las ecuaciones (3) y (4) también se controlaron por la variable tamaño.

Por otra parte, las empresas que operan en los mercados extranjeros están expuestas a niveles más altos de competencia, fomentando la necesidad de innovar. El trabajo de OECD (2009) aporta evidencia de esta hipótesis para las empresas manufactureras en varios economías desarrolladas, al igual que Alvarado (2000) en el caso de Colombia y De Negri *et al.* (2007). La variable que recoge la presencia de la empresa en mercados extranjeros se mide en función de si la empresa realiza exportaciones o no, y dicha

dummy se incluyó en todas las ecuaciones exceptuando la ecuación de productividad (ecuación (4)).

La relación entre inversión extranjera directa (IED) y la innovación es menos clara. Los modelos teóricos predicen, y los estudios empíricos confirman (que las empresas que participan en mercados internacionales), es decir que tienen presencia de capitales extranjeros, mantienen una ventaja de productividad en comparación con sus competidores locales y sus competidores en los países de acogida. Específicamente, Helpman *et al.* (2004) argumentan que las empresas que llevan a cabo IED son más productivas que las empresas que sólo realizan exportaciones u operan exclusivamente en el mercado interno. Estos resultados también son confirmados por algunos estudios empíricos. Así, Wagner (2006a) analizando las empresas alemanas, encontró que la productividad de las empresas multinacionales es superior a la de las empresas nacionales. A su vez la IED se identifica como un posible canal de difusión internacional de la tecnología (Veugelers y Cassiman, 2003). Finalmente cabe destacar que los estudios empíricos, como Pantel y Vega (1999) y Le Bas y Sierra (2001), encuentran que las empresas multinacionales suelen invertir en el extranjero en áreas tecnológicas en las que son fuertes en su país de origen, lo que sugiere que las empresas podrían beneficiarse de ser adquiridas por una empresa multinacional.

Las filiales de empresas multinacionales suelen ser más propensas a innovar debido a su acceso a tecnología más avanzada, capital humano más cualificado ya que presentan menos limitaciones financieras que las empresas domésticas. Sin embargo, los resultados empíricos no son concluyentes. Existe una extensa literatura empírica que estudia las diferencias en las actividades de innovación entre las empresas nacionales y las empresas de propiedad extranjera. Así, Lofts y Loundes (2000) encuentran que existe una débil relación positiva entre la intensidad de la innovación y la propiedad extranjera de las empresas en Australia. En contraste, Love *et al.* (1996) proporciona evidencia de que las empresas de propiedad extranjera en Escocia son más innovadoras. Por su parte, Lööf *et al.* (2006) analizan el efecto de la propiedad extranjera en la actividad innovadora a partir de datos de la encuesta de innovación de empresas para los países del norte de Europa, e indican que las empresas nacionales apenas difieren de empresas de propiedad extranjera con respecto a la innovación, la producción de la

innovación y la productividad. Griffith *et al.* (2006) comparan las intensidades de I+D de las empresas de capital extranjero, las multinacionales y las empresas nacionales.

Los resultados muestran que las empresas de propiedad extranjera son menos intensivas en I+D que las empresas nacionales. Almeida y Fernández (2007) encuentran que las empresas mayoritarias en propiedad extranjera tienen una menor probabilidad de introducir nuevas tecnologías en los países en desarrollo, pero las empresas con menor proporción de propiedad extranjera muestran una mayor probabilidad a introducir nuevas innovaciones que las empresas nacionales. Finalmente, Stiebale y Reize (2011) encuentra que la adquisición extranjera de empresas tiene un impacto negativo en la propensión a realizar innovación así como en el gasto realizado. Las ecuaciones (1),(2) y (3) se controlaron por la presencia de capital extranjero en la empresa.

Por otra parte, otro determinante relevante en el comportamiento innovador de las empresas es las medidas que estas adoptan en materia de protección formal. En concreto, una de las medidas más comúnmente utilizadas en la literatura refiere a la de solicitud de patentes, ya que se considera una buena aproximación de la protección intelectual de la innovación de las empresas. Este parámetro indica si una empresa ha presentado patentes en el pasado o en el período actual y se considera un indicador de las habilidades y conocimientos de las empresas. Por un lado, la presentación de una patente sugiere que la empresa tiene suficientes habilidades administrativas para iniciar y/o completar con éxito el proceso de la solicitud de patente. Por otro lado, es un indicador de las acciones de conocimiento que cada empresa posee en el período actual o anterior (Giffith *et al.*, 2006). Como aproximación de medida de protección a la innovación se utilizó la variable que indica si la empresa solicitó patentes y dicha variable se utilizó como variable de control de las tres primeras ecuaciones.

El financiamiento público tiende a ser un factor muy relevante en las decisiones de la inversión en I+D. La mayoría de los estudios concluyen que el apoyo de los gobiernos a la inversión en I+D lleva a inversión privada adicional y no expulsa inversión privada (Hall y Maffioli, 2008; Mairesse y Mohnen, 2010). Para América Latina el apoyo público a la inversión en I+D es esencial (Anillo y Suarez, 2009; Navarro *et al.*, 2010). De hecho, como apuntan Crespi y Zúñiga (2012) en su trabajo las restricciones en la

obtención de financiación público para la innovación (con altos costos y riesgos) y la incapacidad de las empresas para esperar largos períodos de tiempo se encuentran entre los obstáculos más importantes para la innovación percibidos por las empresas de América Latina. El financiamiento público aparece por tanto como un determinante relevante en las primeras etapas de las decisiones de innovación es decir, en la decisión de innovación (ecuación (1)) y también en cuanto gasto realizar en dichas innovaciones (ecuación (2)).

También se incluyeron variables ficticias o binarias que indican la relevancia del uso de fuentes de información por parte de las empresas en las decisiones: fuentes del mercado (clientes, competidores, proveedores, empresas consultoras y expertos), fuentes de información científica, y otras fuentes de información dentro de las cuales se destacan las fuentes públicas como internet, diarios, revistas, publicaciones, exposiciones o reuniones. La importancia de las fuentes de información aparece como determinantes de las decisiones de innovar y del gasto.

Al igual que en otros estudios que utilizan datos de encuestas de innovación, la estimación del modelo CDM sufre de limitaciones en la medición de algunas de las variables. En primer lugar, cabe mencionar que en el modelo original CDM se propone como medida más adecuada de innovación, a las patentes. En el caso de las economías en desarrollo la información sobre patentes no solo es difícil de obtener sino que además existe evidencia que muestra que las patentes no son una medida adecuada de la propensión a innovar de las empresas, ya que sólo un pequeño grupo de empresas realmente solicitan y/o obtienen patentes, como en el caso de las economías de América Latina (ver Crepon y Zuñiga, 2012). En segundo lugar, con frecuencia existe la creencia que los datos sobre innovación son muy subjetivos, ya que las respuestas de las empresas a las que se les pregunta si realizaron actividades de innovaron o no, dependen de lo que cada empresa considera que es innovación.

Por otra parte, si bien se incluyeron las variables explicativas más importantes, cabe mencionar que existen otras variables explicativas que pueden ser relevantes pero que no se pudieron considerar en este trabajo porque dichas variables no se pueden recoger en la encuesta. Dentro de estas variables siguiendo el trabajo seminal Griffith *et al.* (2006) se destacan: condiciones de demanda, ya sea relacionadas al medio ambiente, a

la salud y la seguridad u otras normas, acuerdos de cooperación y otras medidas de apropiabilidad de las innovaciones como medidas legales que toman las empresas para proteger su propiedad intelectual.

En resumen, la decisión de la empresa de realizar actividades de I+D (ecuación (1)) estará determinada por el tamaño de la empresa (logaritmo del número de empleados), una variable categórica que indique si la empresa es exportadora, una variable que indique si la empresa ha recibido financiamiento público, una dummy que indique si la empresa tiene una participación de capital extranjero y una dummy que recoja la solicitud de patentes de la empresa. También se incluyen las tres variables que recogen al importancia de las fuentes de información. Con respecto a la intensidad del gasto (ecuación (2)) se incluirán los mismos determinantes descritos anteriormente excepto la variable tamaño de las empresas, ya que la evidencia muestra que no hay vínculo entre esta variable y el monto de gasto dedicado a las innovaciones. Adicionalmente, la exclusión de la variable tamaño se explica porque el modelo de selección muestral utilizado exige una restricción de exclusión que implica que al menos un regresor de la ecuación de selección (ecuación (1)) no este presente en la ecuación (2).

Con respecto a la función de innovación (ecuación (3)) se incluyeron como variables determinantes: el valor predicho de la intensidad del gasto estimado en la ecuación (2), una dummy que indique si la empresa es exportadora, una dummy que indique si tienen participación de capital extranjero, otra dummy para la solicitud de patentes y el tamaño de la empresa. Finalmente, respecto a la productividad de la empresa (ecuación (4)) se estimó en función de los valores predichos de la ecuación (3), es decir la probabilidad de realizar innovación tecnológica, de la intensidad de capital físico (adquisición de capital físico en términos de los trabajadores), y el tamaño de las empresas.

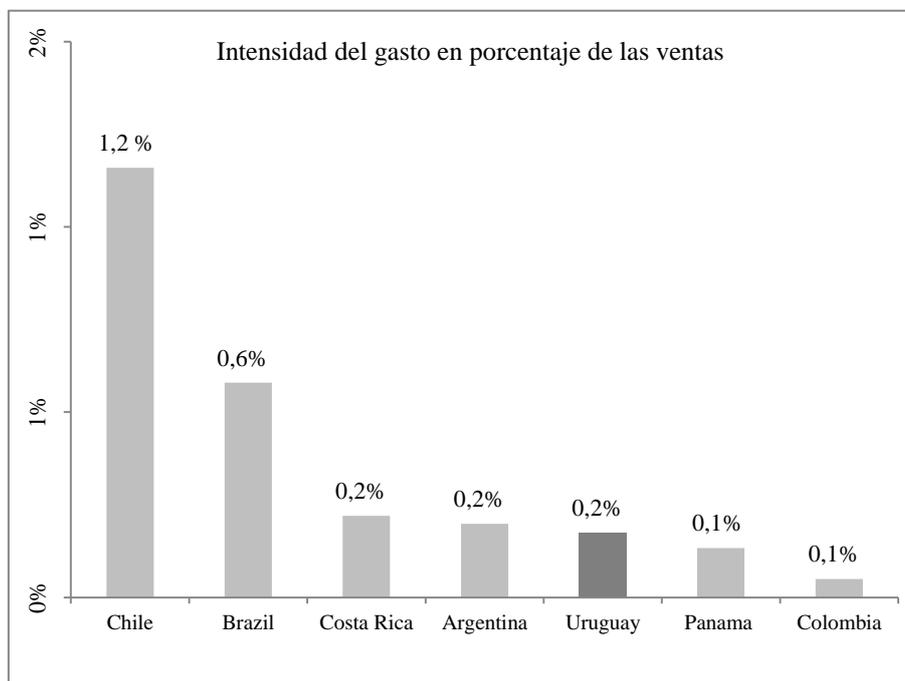
Adicionalmente, cabe destacar que en todas las ecuaciones se controló por dummies por sectores de actividad correspondientes a la industria manufacturera. Se incluyeron 7 grupos de industrias relevantes dentro del total de las industrias manufactureras. Esto permite recoger los efectos fijos explicados por un conjunto de características diferenciales a nivel sectorial.

### 3.4.3 Análisis descriptivo de la muestra

En esta subsección se realiza un análisis descriptivo de la muestra de la encuesta de innovación seleccionado en el trabajo para las distintas olas consideradas en el estudio, y de las principales características de las empresas de la encuesta y del perfil innovador de las mismas. A los efectos de poder caracterizar la muestra de empresas seleccionadas en este trabajo se comparó con el comportamiento de la muestra original de la encuesta, es decir considerando a todas las empresas que respondieron a la encuesta.

En relación al gasto de innovación de las empresas, medido como el gasto en términos de las ventas realizadas, el gasto promedio de las 400 empresas de la submuestra consideradas en este trabajo se ubica en 0,3% en 2001-2003, 0,2% en 2004-2006 y 0,3% en 2006-2009. A su vez, como se puede apreciar en la gráfica 1, si se compara el comportamiento de Uruguay en términos del gasto en innovación respecto a países de América Latina, como se desprende del siguiente gráfico Uruguay junto con Colombia y Panamá está entre los países que menos gasto en innovación realizan.

Gráfica 1. Intensidad del gasto en innovación por países según encuesta de innovación



Fuente: BID, Science, Technology, and Innovation in Latin America and the Caribbean. Encuesta de Innovación (Argentina: 1998-2001; Brasil: 2005; Colombia: 2003-2004; 2008; Uruguay: 2004-2006; Paraguay: 2004-2006).

Considerando la muestra de empresas con la que finalmente nos quedamos, aproximadamente el 33% reportan la realización de actividades de I+D en 2001-2003, el 26% durante 2004-2006 y 28% durante 2007-2009. Sin embargo, si se compara en relación al total de empresas encuestadas originalmente en cada ola y que declaran haber realizado alguna actividad de I+D, la participación baja a 24%, 18% y 17% respectivamente (ver Tabla A.2 y A.3 del anexo).

Respecto al tipo de innovación que realizan, es decir si son innovaciones de proceso o de producto, se observa que el 56%, 50% y 54% de las empresas manufactureras de la muestra reportan haber realizado innovaciones tecnológicas es decir de producto o de proceso durante los periodos 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009 respectivamente, mientras que este porcentaje se reduce al 44%, 42% y 41% respectivamente si consideremos el total de empresas encuestadas en cada ola (ver Tabla A.2 y A.3 del anexo).

Analizando las características de las empresas que participan de la encuesta, se puede observar que en promedio entre las tres olas, aproximadamente el 50% de las empresas reportan realizar actividades de exportación y por tanto, tienen relaciones en los mercados internacionales. El porcentaje de empresas exportadoras es levemente superior al porcentaje de empresas exportadoras de la muestra original de la Encuesta de Innovación, donde la participación de las empresas exportadoras se ubica en promedio en 40% del total.

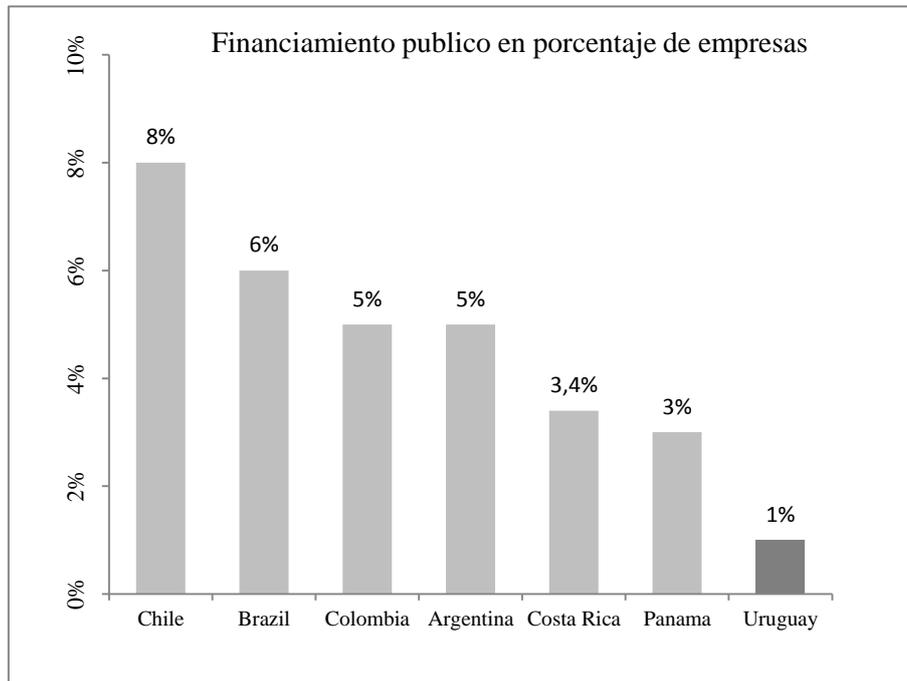
Respecto a la presencia de capital extranjero en el capital de las empresas, se observa una tendencia creciente en el tiempo con un 15% de empresas que reciben capital extranjero en 2001-2003, 17% en 2004-2006 y finalmente 19% en 2007-2009. Si se analiza al total de las empresas encuestadas el porcentaje baja al 12% en promedio entre las tres olas. Esta diferencia se puede explicar porque la muestra está sesgada hacia las empresa de mayor tamaño que son a su vez las que más capital extranjero suelen recibir.

Por otro lado, un porcentaje muy reducido de las empresas reportan solicitar patentes. Considerando la muestra de empresas del trabajo, en las olas 2001-2003 y

2004-2006 tan solo un 4,5% de las empresas solicitaron patentes. Este porcentaje baja al 1,7% en 2007-2009. La participación de empresas que solicitan patentes en el total de la muestra de cada ola es similar a la que se observa en la muestra del trabajo, 3% en 2001-2003, 3,7% en 2004-2006 y 1% en 2007-2009 (ver Tabla A.2 y A.3 del anexo).

En relación al apoyo con financiamiento público para realizar innovaciones, un porcentaje muy bajo de las empresas cuentan con alguna ayuda de este tipo para realizar innovaciones. En particular, en el periodo 2001-2003 el 1% de las empresas reciben financiamiento público, el 2% en el 2004-2006 y finalmente en la última ola el 10% de las empresas cuentan con algún tipo de ayuda pública, con lo cual el financiamiento público a la innovación ha ido incrementándose en el tiempo. El porcentaje es similar si se analiza el total de las empresas encuestadas originalmente (ver tabla A.2 y A.3 del anexo). Cabe destacar que este resultado, es decir baja presencia de ayudas públicas para innovar en los primeros años está influenciado por el ciclo económico, ya que durante 2002 Uruguay atravesó una de las peores crisis económica y financiera del país. Este resultado es interesante si se compara en relación a la conjunto de los países de América Latina ya que como muestra el gráfico 2 Uruguay según datos del BID (datos correspondientes a la ola 2006) es de los países en que las empresas menos financiamiento público presentan.

Gráfica 2. Financiamiento público en porcentaje de empresas por países.



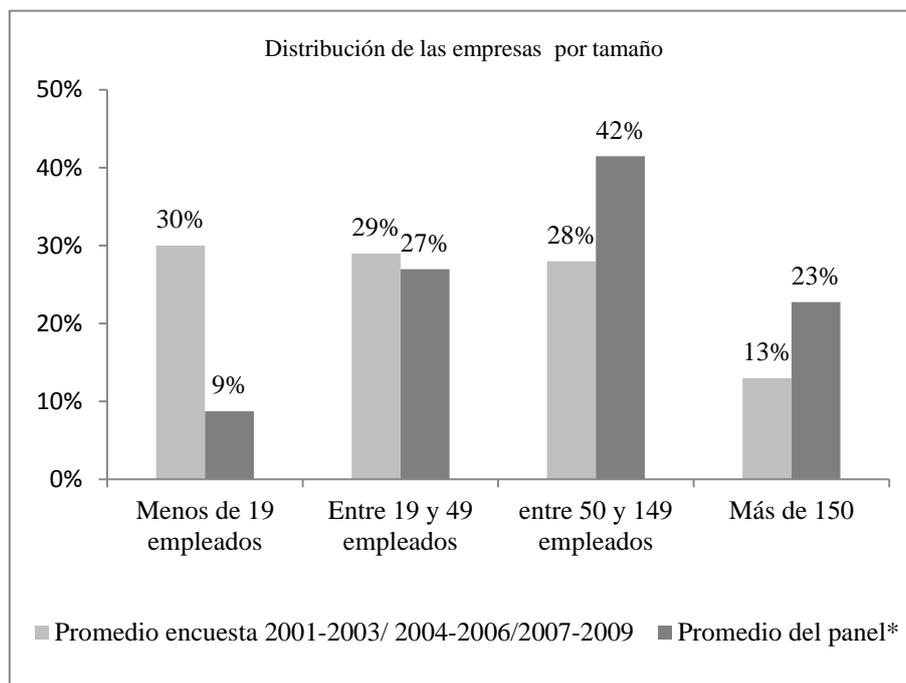
Fuente: BID, Science, Technology, and Innovation in Latin America and the Caribbean. (\*) Encuesta de Innovación (Argentina: 1998-2001; Brasil: 2005; Colombia: 2003-2004; 2008; Uruguay: 2004-2006; Paraguay: 2004-2006).

Analizando la importancia que otorgan las empresas a las fuentes de información, cerca del 87% de las empresas consideran muy importantes las fuentes de mercado, como fuentes provenientes de proveedores y competidores. El 79% consideran muy importantes fuentes de información públicas, como fuentes internet, revistas, base de datos externas y un 30% consideran relevantes las fuentes de información científicas. Este comportamiento es similar al de la muestra en su conjunto.

Con respecto a la distribución de las empresas por tamaño (gráfica 3), en promedio entre las tres olas consideradas en el trabajo, se observa que casi dos tercios de las empresas tienen entre 20-49 empleados (27%) y 50-149 empleados (41%). El restante se explica fundamentalmente por las empresas grandes de más de 150 empleados con un 23% del total, mientras que las pequeñas empresas de menos de 19 empleados representan tan solo un 9%. Si se compara con respecto a la distribución de las empresas por tamaño para el promedio de las tres olas de la encuesta considerando el total de

empresas, se observa que la sub muestra de nuestro trabajo esta concentrada hacia las empresas de mayor tamaño. Esto se debe al diseño de la muestra de la encuesta, donde las empresas que se encuentran obligadas a responder la encuesta año a año son las empresas de tamaño grande, mientras que las empresas pequeñas no necesariamente responden en todos los años. Esto significa un sesgo hacia las empresas de mayor tamaño (ver Tablas A.5 y A6 del anexo).

Gráfica 3. Distribución de empresas por tamaño



Fuente: elaboración propia en base a datos de la encuesta de innovación de la ANII. (\*) El promedio del panel corresponde con el promedio de las tres olas consideradas en este trabajo.

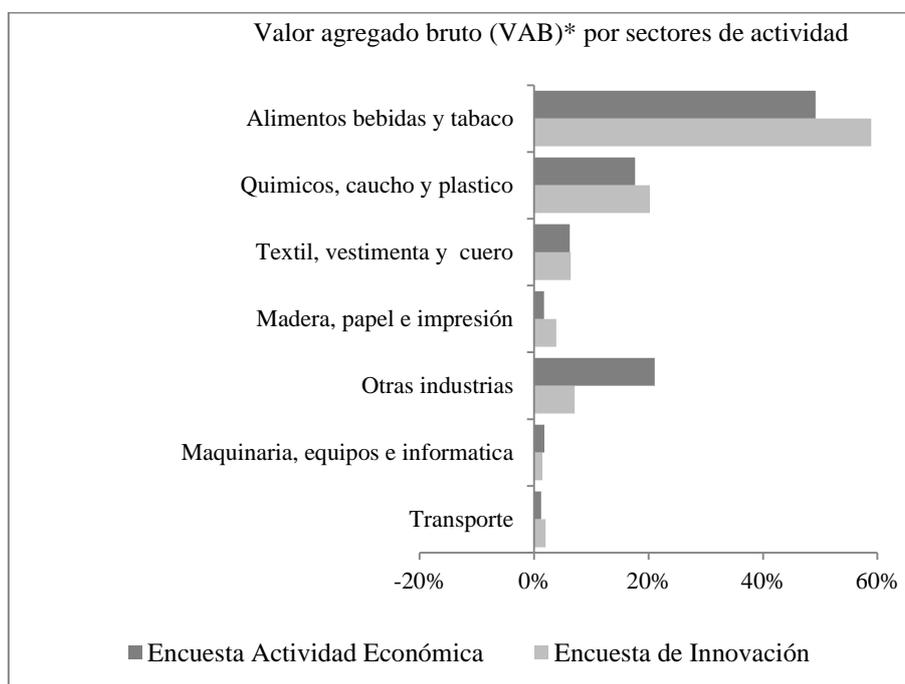
Finalmente, a efectos de trabajar con una agregación sectorial más reducida pero acorde con la economía de Uruguay y a la clasificación industrial CIIU<sup>17</sup> (tercera revisión) se agruparon los sectores industriales en 7 subgrupos. Los grupos con los que finalmente nos quedamos son los siguientes: 1-Alimentos, bebidas y tabaco; 2-Químicos, caucho y plástico; 3-Textil, vestimenta y cuero; 4-Madera, papel e impresión; 5-Maquinaria, equipos eléctricos e informáticos; 6-Transporte y 7-Otras industrias.

Analizando la distribución sectorial de la muestra, se observa que en promedio entre las tres olas, las ramas Alimentos, bebidas y tabaco (35%), Productos químicos, de caucho y de plástico (19%) y Textiles, vestuario y productos de cuero (16%), comprenden el 70% de las empresas manufactureras de la muestra. Los restantes sectores (Papel, pasta y cartón; máquinas y equipamientos; Máquinas y aparatos electrónicos y Transporte) rondan con una participación del 4-5%. Con el fin de conocer si la distribución de los segmentos industriales era la correcta, se comparó con la distribución por ramas industriales del total de la economía en base a la Encuesta de Actividades Económicas realizada por Instituto de Estadísticas (INE). Como resultado se puede observar en los gráficos 4 y 5 que la muestra de empresas consideradas en este trabajo es bastante representativa de la estructura productiva de la industria manufacturera en Uruguay tanto en términos de producción como de empleo.

---

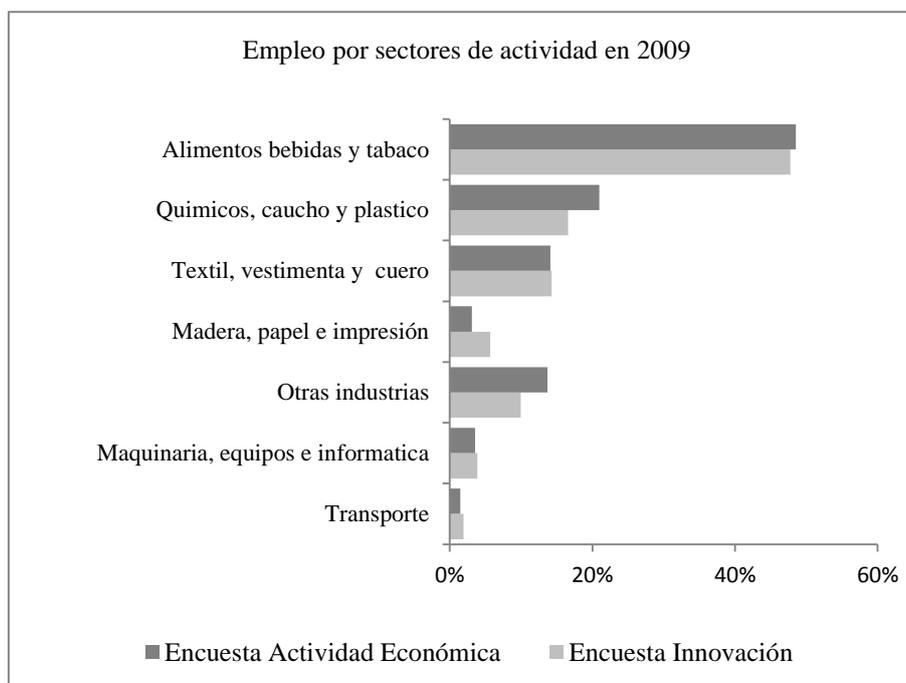
<sup>17</sup> La Clasificación Internacional Industrial Uniforme (siglas: CIIU) o, en inglés, International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (abreviada como ISIC), es la clasificación sistemática de todas las actividades económicas cuya finalidad es la de establecer su codificación armonizada a nivel mundial. La Clasificación Internacional Industrial Uniforme de todas las Actividades Económicas (CIIU) permite que los países produzcan datos de acuerdo con categorías comparables a escala internacional.

Gráfica 4. Distribución del Valor agregado bruto (VAB) por sectores de actividad (Encuesta de Actividades Económicas 2009)



Fuente: elaboración propia en base a datos de la encuesta e actividades económicas de 2009 publicada por el INE y la encuesta de Innovación de la ANII 2007-2009. (\*) En el caso de la Encuesta de Innovación se utilizó como proxy del VAB a las ventas declaradas por las empresas.

Gráfica 5. Distribución del empleo por sectores de actividad económica en 2009



Fuente: elaboración propia en base a datos de la encuesta e actividades económicas de 2009 publicada por el INE y la encuesta de Innovación de la ANII 2007-2009.

### **3.5 Resultados**

En esta sección se presentan, por un lado, los principales resultados de estimar el modelo CDM de manera dinámica, a través de un sistema de ecuaciones secuenciales para las tres últimas olas de la encuesta (2000-2003, 2004-2007, 2007-2009). Y por otro lado, se presentan los resultados de estimar el mismo modelo pero con datos de sección cruzada para la última ola disponible de la encuesta (2007-2009) como método de robustez.

#### **3.5.1 Decisión de inversión en innovación e intensidad del gasto**

En la Tabla 1 se presentan los resultados de estimar las ecuaciones (1) y (2) del modelo CDM. En la columna 1 de la Tabla 1 se muestran los resultados de la ecuación (1) que se corresponde con la ecuación de selección del modelo, es decir de las empresas que declaran haber participado en actividades de I+D. La segunda columna se corresponde con la ecuación (2), es decir los resultados de estimar la intensidad de la inversión condicionada a la decisión de innovar de las empresas (ecuación (1)).

La intensidad del gasto se mide como el gasto o monto dedicado a actividades de innovación internas y/o externas por empleado. Estas ecuaciones se estiman en un sistema conjunto mediante un modelo Tobit tipo II, conocido también como el modelo de selección muestral de Heckman. La ecuación (1) y (2) se estimaron utilizando la información de la ola de la encuesta correspondiente al periodo 2001-2003, lo que permitirá ver como esta decisión afectó en los resultados de las mismas empresas en los siguientes periodos.

Como se puede observar en la Tabla 1, la variable exportaciones que recoge la presencia en el mercado internacional de las empresas presenta signo positivo y es estadísticamente significativa tanto para la ecuación que recoge la decisión de realizar actividades de innovación de las empresas (ecuación (1)) como para la que recoge la intensidad del gasto en innovación (ecuación (2)), lo cual se encuentra en línea con los principales resultados de la literatura para América Latina. Así por ejemplo, Braga y Willmore (1991) y Alvarez (2001) presentan evidencia de que las empresas brasileras y chilenas exportadoras tienden a invertir más en innovación.

La presencia de fuentes de financiamiento público tiene un efecto positivo y es estadísticamente significativa en ambas ecuaciones, es decir el financiamiento público influye en las decisiones de innovación de las empresas así como en el gasto en innovación. En este sentido cabe señalar que existe evidencia por parte de otro trabajo que demuestra que la falta de acceso al financiamiento público es uno de los obstáculos más importantes en la determinación de la innovación en los países de América Latina (Anlló y Suárez, 2009; Navarro *et al.*, 2010). Esto último cobra más relevancia en el caso de Uruguay si se tiene en cuenta que es uno de los países de América Latina de los cuales las actividades innovación menos financiamiento público reciben<sup>18</sup>, con lo cual este es un resultado relevante desde el punto de vista de política económica.

La variable solicitud de patentes también presenta signo positivo y es estadísticamente significativa, es decir es una variable relevante en determinar las decisiones de innovación en I+D aunque no lo es para la determinación del gasto en innovación.

Como se explicó en la sección anterior, esta variable suele ser un proxy de los esfuerzos que realizan las empresas para proteger su propiedad intelectual así como para determinar el nivel de conocimiento que tiene la empresa actualmente o en el pasado. Es importante tener en cuenta que en las economías de América Latina la adopción de medidas de protección intelectual, tales como las solicitudes de patentes suele ser escasa (Crespi y Zúñiga, 2012; Aboal y Garda, 2016). En el caso particular de Uruguay esto se refleja en una escasa e incluso en algunas olas de la encuesta casi insignificante número de solicitudes de patentes por parte de las empresas.

Las variables que recogen el grado de importancia que las empresas le otorgan a las fuentes de información de mercado (proveedores, clientes, competidores, etc), y a las fuentes científicas (universidades, centros tecnológicos., etc), son estadísticamente significativas y tienen un efecto positivo en las decisiones de gasto en actividades de I+D (ecuación 2). Mientras que para la decisión de las empresas a innovar (ecuación 1) únicamente es relevante las fuentes de información de mercado. Este resultado apunta en la misma dirección que el obtenido para Uruguay por Aboal y Garda (2016).

---

<sup>18</sup> Este aspecto se puede contrastar en el gráfico 2 de la sección 4.3

Por último, el tamaño de la empresa tiene un efecto positivo respecto a las decisiones de innovación de las empresas (ecuación (1)), lo que está en línea con los principales resultados de la literatura. De hecho, la evidencia muestra que para el caso de las empresas de América Latina, existe una clara asociación positiva entre el tamaño y la propensión a invertir (ver por ejemplo, Benavente, 2006; Crespi y Zuñiga, 2012). La variable tamaño como se explicó en la sección anterior, no se incluyó en la ecuación de intensidad porque no existe evidencia de dicha relación, y a nivel empírico por que el modelo de selección muestral exige una restricción de exclusión que implica que al menos uno de los represores considerados en la ecuación (1) no se incluya en la ecuación (2)<sup>19</sup>.

Tabla1. Determinantes de la decisión de realizar actividades de I+D e intensidad del gasto (2001-2003)

Variable dependiente	Ecuación 1 Realziar o no I+D en 2001-2003	Ecuación 2 Intensidad en I+D = log(monto en I+D por trabajador 2001-2003)
Exp	0.294** (0.152)	1.090*** (0.347)
IED	0.016 (0.190)	0.275 (0.364)
Pat	0.572** (0.267)	0.360 (0.499)
Finp	0.918* (0.569)	1.916* -1.078
Info1	0.487** (0.250)	1.418** (0.722)
Info2	-0.035 (0.147)	0.569* (0.303)
Info3	0.250 (0.183)	-0.078 (0.453)
Tam	0.338*** (0.081)	-
Constante	-2.840*** (0.522)	-2.648** (1.370)
Dummies por sectores	si	si
Número de observaciones	400	400
Wald $\chi^2$		43.11***
Log pseudo likelihood		-443.706
Wald test de independencia (q = 0)		17.34***
rho		0.894 (0.069)

Notas: se muestran las desviaciones típicas robustas a heteroscedasticidad entre paréntesis . El término Rho da el valor de probabilidad del test de significación del término de correlación entre los residuos de ambas ecuaciones. \* Significación a 10%, \*\* Significación a 5%, \*\*\*Significación a 1 %.

<sup>19</sup> Ver capítulo 16 de Cameron y Trivedi “Microeconometrics. Methods and applications”..

### 3.5.2 Impacto de la inversión en innovación

Siguiendo a Crespi y Zúñiga, (2012), se estimó el modelo para una variable dependiente única que indica si la empresa realizó innovación tecnológica, es decir si innovó en proceso y/o en producto. Por lo tanto, se estimó una única función de producción en función de una serie de determinantes detallados en la sección anterior. La ecuación de la función de producción de innovaciones se estimó por un modelo probit bivariado, por lo tanto los coeficientes de las variables reflejan los efectos marginales de las variables. En este caso la función de producción fue estimada para la ola de la encuesta 2004-2006, es decir el segundo periodo.

Tal como se muestra en la Tabla 2 la variable predicha de la ecuación (2), es decir la intensidad en el gasto estimada en el sistema de ecuaciones (1) y (2) para la ola de la encuesta 2001-2003, es estadísticamente significativa y presenta signo positivo. Por lo tanto, esto significa que una mayor intensidad en la innovación conduce a una mayor probabilidad de realizar una innovación de producto y/o de proceso. Este resultado está en línea con los principales resultados de la literatura internacional (Giffith 2006, Mohan y Hall, 2013) y en particular con los resultados para Uruguay, donde la variable predicha del gasto en innovación afecta positivamente en el output de la innovación (ver Cassoni y Ramda 2010; y Aboal y Garda, 2016). Cabe destacar que este resultado aporta elementos novedosos a los resultados que existen para Uruguay, por un lado realizar un enfoque secuencial pero además dinámico, y así permite ver el efecto de las decisiones de gasto en innovación en el pasado sobre la función de producción presente de la empresa.

Con respecto a las restantes variables explicativas, se destaca la variable inversión extranjera directa que indica si existe presencia de capital extranjero en la firma de la empresa, con un efecto positivo en la propensión a innovar tecnológicamente. Crespi y Zúñiga (2012) también encuentran evidencia de impacto positivo de la IED para el caso de Argentina, Chile, Colombia y Panamá. Este es un resultado importante ya que implica que las empresas en presencia de capital extranjero presentan una probabilidad más elevada de desarrollar innovaciones tecnológicas en la industria. Existen un conjunto de efectos positivos de la IED en las economías en desarrollo que la literatura reconoce, asociados fundamentalmente a la transferencia de tecnología, las transferencias

de conocimiento y el incremento de la productividad de las economías receptoras de IED. Por lo que es esperable que las empresas en presencia de IED muestren una ventaja relativa con respecto a las empresas sin IED, mostrando una mayor propensión a innovar. También la variable solicitud de patentes presenta signo positivo y es significativa, es decir que las empresas que solicitan patentes tienen una probabilidad más alta de realizar innovaciones tecnológicas. Este resultado está en línea con los encontrados por Aboal y Garda, 2016 para Uruguay.

Por último, el tamaño de la empresa surge como otro determinante relevante en explicar el impacto en la innovación de la empresa. Así la variable presenta signo positivo y es estadísticamente significativa. Es decir, como es esperable, las firmas más grandes tienden a innovar más tanto en proceso como en producto, porque tienen ventajas de distribuir los costos fijos en grandes producciones, (economías de escala) y se pueda apropiar mejor de las externalidades del conocimiento (Cohen y Levinthal, 1989; Crespi y Zuñiga, 2010).

Tabla 2. Funciones de producción de innovaciones (2004-2006)

Ecuación 3	
Variable dependiente	Innovación tecnológica (proceso y/o producto) 2004-2006
IE_p	0.111** (0.044)
Exp	-0.056 (0.073)
IED	0.157** (0.071)
Pat	0.332** (0.123)
Tam	0.137*** (0.031)
Dummies por sectores	si
Número de observaciones	400
Wald $\chi^2$	57.93***
Log pseudo likelihood	-239.57
Pseudo R2	0.13
Probabilidad observada	0.50
Predicción de la probabilidad (valores en media)	0.51

Notas: se muestran las desviaciones típicas robustas a heteroscedasticidad entre paréntesis. \* Significación a 10%, \*\* Significación a 5%, \*\*\* Significación a 1 %.

### 3.5.3 Impacto de la innovación en la productividad

Finalmente se presentan los efectos de la innovación en la productividad de las empresas (ecuación (4)) en la Tabla 3, los coeficientes reflejan las elasticidades o semi-elasticidades por tratarse de variables en logaritmos.

Siguiendo la lógica del modelo dinámico secuencial esta ecuación se estimó para la última ola de la encuesta, es decir 2007-2009 tomando en cuenta la predicción de la ecuación (3), que se estimó para la ola 2004-2006, como variable explicativa. Esta ecuación (4) se estimó como una regresión lineal simple en que la productividad es función de la inversión en capital físico por trabajador, la probabilidad de realizar innovaciones tecnológicas, y el tamaño de la empresa siguiendo la forma funcional de la función de producción Cobb-Douglas.

Así, se confirma el impacto positivo de la innovación tecnológica en la productividad de las empresas con una elasticidad de 1.6. Este último resultado confirma los encontrados tanto a nivel de Uruguay (Cassoni y Ramanda, 2010; Garda y Aboal ,2016) como para las economías desarrolladas en los cuales se encuentra que las innovaciones tecnológicas tienen un efecto positivo en incrementar la productividad de las empresas. Adicionalmente, siguiendo a Crespi y Zuñiga (2012), se estimó el efecto de la intensidad del gasto en la productividad, resultado que se reporta en la columna 2 de la Tabla 3. Los resultados son similares a los obtenidos por dichos autores, es decir a mayor intensidad del gasto en actividades de innovación mayor la productividad de la empresa.

Como se puede observar el impacto de las innovaciones tecnológicas en la productividad (las semi-elasticidades) es muy elevado, al igual que los obtenidos en los trabajos existentes para Uruguay (1,2 en el trabajo de Aboal y Garda, 2016, y de 0,8 en Crespi y Zuñiga, 2012). De acuerdo con Crespi y Zuñiga (2012), esto se puede explicar por dos factores: por un lado, debido a que la variable que recoge la innovación es una variable ficticia y, por tanto los impactos suelen ser mayores que cuando se utilizan variables continuas como sucede al estimar el efecto de la intensidad del gasto<sup>20</sup>. Por otro lado, hay que tener en cuenta que las brechas de productividad en los países en

---

<sup>20</sup> Mairesse, Mohnen y Kremp (2005) también reportan una semi-elasticidades elevadas para las empresas europeas.

desarrollo respecto a la frontera tecnológica son muy pronunciadas y la introducción de la innovación tecnológica puede impulsar la productividad de las empresas. De hecho, existe evidencia empírica de que las tasas de retorno social de las innovaciones en economías en desarrollo son mucho más elevadas que en economías desarrolladas (Lederman y Maloney, 2003).

En relación a las restantes variables explicativas, la intensidad en capital físico por trabajador presenta un efecto positivo significativo mostrando que a mayor intensidad del capital mayor productividad en línea con los modelos tradicionales. Con respecto a la variable tamaño de la empresa, los resultados encontrados permiten concluir que sea una variable determinante en la productividad de la empresa una vez hemos controlado tanto por intensidad en el capital como por efectos fijos por sectores. Sin embargo, cuando se estima el efecto de la intensidad del gasto en innovación respecto a la productividad la variable tamaño es significativa y con signo positivo.

Tabla 3. Función de Productividad media (2007-2009)

Ecuación 4		
Variable dependiente	Productividad 2007-2009	Productividad 2007-2009
Intensidad del capital	0.086*** (0.0226)	0.085*** (0.023)
IT_p	1.625*** (0.489)	- -
IE_p	- -	0.122** (0.049)
Tam	-0.106 (0.098)	0.109** (0.055)
Constante	6.780*** (0.276)	6.815*** (0.289)
Número de Observaciones	400	400
R2	0.21	0.20

Notas: entre paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas a heteroscedasticidad. \* Significación a 10%, \*\* Significación a 5%, \*\*\*Significación 1%

### **3.6 Robustez**

Para contrastar la robustez de los resultados estimados y también para que sean comparables con los obtenidos por otros trabajos existentes para el caso de Uruguay, se estimó el mismo modelo, es decir las cuatro ecuaciones del modelo CDM, con las mismas variables explicativas pero utilizando únicamente la ola de la encuesta 2007-2009. Este modelo de sección cruzada tiene la ventaja de permitir la inclusión de un mayor número de empresas (más de 900 empresas). Sin embargo, el estimar un modelo de sección cruzada tiene la desventaja de estimar un modelo de estructura sin poder tener en cuenta los efectos de retroalimentación al utilizar únicamente un enfoque estático.

#### **3.6.1 Decisiones de inversión en innovación e intensidad del gasto**

Al igual que con el modelo anterior se estimó la ecuación (1) y (2) con un modelo Tobit tipo II. Los principales resultados se resumen en la tabla 4. Los resultados de la ecuación (1) se presentan en la columna 1 de la Tabla 4 y los resultados de la ecuación (2) en la columna 2.

Con respecto a la ecuación (1), es decir la decisión de realizar actividades de I+D, la variable financiamiento público presenta signo positivo y es significativo en explicar dicha decisión, es decir que en presencia de financiamiento público las empresas deciden invertir más en I+D. Asimismo, al igual que en el modelo anterior, la solicitud de patentes presenta efectos positivo y es significativa, y dentro de las fuentes de información se destaca el efecto positivo en la decisión de inversión de las fuentes científicas. Por último, el tamaño de la empresa es significativo y su efecto es positivo (a mayor tamaño mayor probabilidad de innovar).

Con respecto a la intensidad del gasto en I+D (ecuación (2)), la única variable que presenta signo positivo y significativa, es el financiamiento público. Estos resultados apuntan exactamente en la misma dirección que los resultados obtenidos en el ejercicio anterior, en el cual se estimó un modelo secuencial dinámico, y están en línea con los principales resultados obtenidos en la literatura.

Tabla 4. Determinantes de la decisión de realizar actividades de I+D e intensidad del gasto (2007-2009)

Variable dependiente	Ecuación 1 Realizar o no I+D en 2007-2009	Ecuación 2 Intensidad en I+D = log(monto en I+D por trabajador 2007-2009)
Exp	0.113 (0.129)	0.367 (0.247)
IED	-0.072 (0.162)	0.195 (0.349)
Pat	0.768** (0.379)	0.709 (0.674)
Finp	0.742*** (0.174)	0.755** (0.363)
Info1	-0.044 (0.177)	0.423 (0.406)
Info2	0.258** (0.116)	0.219 (0.267)
Info3	0.218 (0.157)	0.557 (0.402)
Tam	0.256*** (0.051)	
Constante	-2.612*** (0.251)	-1.946*** (0.906)
Dummies por sectores	si	si
Número de observaciones	924	924
Wald $\chi^2$		22.56**
Log pseudo likelihood		-645.173
Wald test de independencia (q = 0)		20.11***
rho		0.732 (0.096)

Notas: se muestran las desviaciones típicas robustas a heteroscedasticidad entre paréntesis. El término Rho da el valor de probabilidad del test de significación del término de correlación entre los residuos de ambas ecuaciones. \* Significación a 10%, \*\* Significación a 5%, \*\*\*Significación a 1 %.

### 3.6.2 Impacto de la inversión en innovación

Una vez se estimó la intensidad del gasto (ecuación (2)) se estimó el impacto en la innovación tecnológica, para lo cual se siguió la misma estrategia que en el caso anterior. La ecuación se estimó mediante una regresión probit bivalente, pero en este caso para la última ola, 2007-2009.

Como muestra la Tabla 5, la intensidad del gasto en innovación (variable predicha en la ecuación (2)) presenta un efecto positivo y es estadísticamente significativa confirmando que a mayor esfuerzo o gasto por trabajador, mayor es la probabilidad de realizar una innovación tecnológica. Por último, la variable tamaño es significativa y presenta signo positivo es decir que el tamaño de la empresa es un determinante relevante en la innovación.

Tabla 5. Funciones de producción de innovaciones (2007-2009)

Ecuación 3	
Variable dependiente	Innovación tecnológica (proceso y/o producto) 2007-2009
IE_p	0.235*** (0.417)
Exp	-0.018 (0.043)
IED	-0.064 (0.049)
Pat	0.120 (0.202)
Tam	0.118*** (0.017)
Dummies por sectores	si
Número de observaciones	924
Wald $\chi^2$	158.51***
Log pseudo likelihood	-515.87
Pseudo R2	0.14
Probabilidad observada	0.35
Predicción de la probabilidad (valores en media)	0.33

Notas: los coeficientes son los efectos marginales. Se muestran las desviaciones típicas robustas a heteroscedasticidad entre paréntesis . \* Significación a 10%, \*\* Significación a 5%, \*\*\*Significación a 1 %.

### 3.6.3 Productividad

La última ecuación del modelo recoge el efecto de las innovaciones en la productividad del trabajo. Como indica la columna 1 de la Tabla 6 la innovación tecnológica mejora la productividad de la empresa (variable predicha de la ecuación (3)) aunque la semi-elasticidad es bastante inferior a la obtenida en el modelo secuencial dinámico. Por lo tanto, esto último puede sugerir que el modelo de sección cruzada subestima el efecto de la innovación en la productividad.

Respecto a las restantes variables, la inversión en capital físico por trabajador y el tamaño de la empresa presentan signo positivo y son significativas, lo que está en línea con los principales resultados obtenidos en el modelo dinámico.

Los resultados de controlar la productividad por la intensidad del gasto predicho en la ecuación (2) se resumen en la columna 2 de la Tabla 6.

Como se puede apreciar, el gasto en innovación presenta signo positivo y es significativa como en el modelo anterior. Esto implica que el gasto en innovación tiene un efecto positivo en la productividad de las empresas. Al igual que en el caso anterior, tanto la intensidad en capital como la variable tamaño son positivas y significativas en explicar la productividad.

Tabla 6. Función de Productividad media (2007-2009)

Ecuación 4		
Variable dependiente	Productividad 2007-2009	Productividad 2007-2009
Intensidad del capital	0.121*** (0.0209)	0.113*** (0.0203)
IT_p	0.790** (0.371)	- -
IE_p	- -	0.313*** (0.076)
Tam	0.135** (0.0634)	0.196*** (0.036)
Constante	5.990*** (0.214)	5.989*** (0.211)
Número de Observaciones	924	924
R2	0.24	0.25

Notas: entre paréntesis se muestran las desviaciones típicas robustas a heteroscedasticidad. \* Significación a 10%, \*\* Significación a 5%, \*\*\* Significación a 1%

### 3.7 Conclusiones

Este trabajo estudia la relación entre la inversión en I+D, la innovación y la productividad de las empresas manufactureras de Uruguay. Estimando el modelo estructural de Crepon *et al.* (1998) de manera secuencial y dinámica para las tres últimas olas de la Encuesta de Innovación para la industria manufacturera (2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009) se encontró evidencia en favor de un efecto positivo del gasto en I+D sobre la propensión a introducir innovaciones tecnológicas, y de un efecto positivo de las innovaciones tecnológicas en la productividad de las empresas. Así, este resultado está en línea con los principales resultados de la literatura en general (por ejemplo Loof *et al.*, 2003; Griffith *et al.*, 2006; Crespi y Zúñiga, 2012) y para Uruguay en particular (Cassoni y Ramada, 2010; Aboal y Garda, 2016), donde las empresas que

invierten en I+D son más propensas a adoptar innovaciones tecnológicas y presentan mayores ratios de productividad. Los resultados son robustos ya que se mantienen cuando se estiman el modelo con datos de sección cruzada para la última ola de la encuesta (2007-2009).

Los resultados apuntan a que la mayor presencia de la empresa en el mercado exportador, el acceso al financiamiento público, la solicitud de patentes intelectuales, el tamaño y las fuentes de información de mercado son los principales determinantes de las decisión de invertir en I+D. Mientras que la intensidad del gasto en I+D se correlaciona positivamente con el mercado exterior, la solicitud de patentes y las fuentes de información de mercado y científicas.

La propensión de la empresa a introducir innovaciones tecnológicas, es decir de proceso o de producto, está determinada por la intensidad del gasto en actividades de I+D decidido en el periodo anterior, la presencia de capital extranjero en el capital de la empresa, la solicitud de patentes y el tamaño. Esto implica que las empresas que mayor gasto realizan en I+D, que presentan mayor porcentaje capitales extranjeros y son de mayor tamaño tienden a introducir más innovaciones tecnológicas que las empresas nacionales y pequeñas. Finalmente, la productividad de la empresa se correlaciona positivamente con las innovaciones tecnológicas introducidas en el periodo anterior y la intensidad del capital físico. Asimismo aparece como relevante la intensidad del gasto realizado en el pasado con un efecto positivo en la productividad.

Cabe destacar, que si bien se reconocen ciertas limitaciones fundamentalmente provenientes de la base de datos utilizada, tanto por el bajo número de empresas de la muestra así como porque existe cierto sesgo hacia las empresas de mayor tamaño, los resultados son robustos e implican un importante aporte con la literatura en dos sentidos. En primer lugar aporta evidencia empírica respecto a la relación de la innovación y la productividad para el caso específico de la industria en Uruguay. Y en segundo lugar, contribuye con la literatura que aplica el modelo CDM ya que es la primera vez que el modelo se estima de manera secuencial y dinámica. Esta nueva metodología a diferencia de los análisis de sección cruzada y análisis de panel, permite

estudiar el comportamiento innovador de la misma empresa a lo largo del tiempo, es decir cómo afectan las decisiones de invertir en innovación de una empresa en la productividad de esta misma empresa en el siguiente periodo. Hasta el momento no se conocen estudios que apliquen este modelo bajo este enfoque.

A su vez, estos resultados tienen implicancias desde una perspectiva de política económica si consideramos el importante rol que juega la innovación en las economías de América Latina como determinante de la productividad y por esta vía del desarrollo económico. Así, la mejora del acceso al financiamiento público, otorgar ayudas para fomentar la inversión en I+D, facilitar los procesos de solicitud de patentes y facilitar el acceso a mercados internacionales como la participación de capitales extranjeros aparecen como instrumentos de política económica efectivos para estimular las decisiones de innovación de las empresas y fomentar la generación de nuevas innovaciones tecnológicas en la industria manufacturera.

## Referencias

- Aboal, D y P. Garda (2016), “Technological and Non-technological Innovation and Productivity in Services vis a vis Manufacturing in Uruguay”, *Journal of Economics of Innovation and Techonology*, Forthcoming.
- Acemoglu, D., P. Aghion y F. Zilibotti (2006). “Distance to frontier, selection, and economic growth”, *Journal of the European Economic Association*, vol 4(1), pp. 37–74.
- Almeida, R. y A. M. Fernandez (2007), “Openness and Technological Innovations in Developing Countries - Evidence from Firm-level Survey data“, IZA, Discussion Paper, No. 2907.
- Alvarado, A. (2000), “Dinámica de la estrategia de innovación: el caso de Colombia” ,*Coyuntura Económica. Fedesarrollo*, vol 30(3), pp. 25–41
- Alvarez, R. (2001), “External sources of technological innovation in the Chilean manufacturing industry”. *Estudios de Economía*, vol 28(1), pp. 53–68.
- Alvarez, R., C. Bravo y L. Navarro (2010), “Innovation and productivity in Chile”, IDB working paper no. 190. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank.
- Anlló, G. y D. Suarez (2009), “Innovación: Algo más que I+D. Evidencias Iberoamericanas a partir de las encuestas de innovación: Construyendo las estrategias empresarias competitivas”, Buenos Aires, Argentina:CEPAL-REDES [unpublished].
- Arza, V., y A. López (2010), “Innovation and productivity in the argentine manufacturing sector”, IDB working paper no.187. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank.
- Aw, B.Y., M.J. Roberts, y D.Yi Xu (2011), "R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics, *American Economic Review*, vol 101(4), pp. 1312-44.
- Braga, H., y L. Willmore (1991), “Technological imports and technological effort”, *Journal of Industrial Economics*, vol 39(4), pp. 421–432.

- Benavente, J. M. (2006), “The Role of Research and Innovation in Promoting Productivity in Chile”, *Economics of Innovation and New Technology*, vol 15(4-5), pp. 301-315.
- Cameron, A.C., y P.K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge, Cambridge University Press .
- Cassoni, A., y M. Ramada (2010), “Innovation, R&D investment and productivity: Uruguayan manufacturing firms”, IDB working paper no. 191. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank.
- Chudnovsky, D., A. López y G. Pupato (2006), “Innovation and Productivity in Developing Countries: A Study of Argentine Manufacturing Firms Behavior (1992- 2001)”, *Research Policy*, vol 35, pp. 266-288
- Cohen, W. M., y S. Klepper (1996), “Firm size and the nature of innovation within industries: The case of process and product R&D”, *The Review of Economics and Statistics*, vol 78(2), pp. 232–243.
- Cohen, W., y D. Levinthal (1989), “Innovation and learning: The two faces of R&D”, *The Economic Journal*, vol 99(397), pp. 569–596.
- Correa, P., I.G. Sánchez, y H. Singh (2005), “Research, innovation and productivity: Firm level analysis for Brazil”, Mimeographed Document.
- Crépon, B., E. Duguet y J. Mairesse (1998), “Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level”, *Economics of Innovation and New Technology*, vol 7, pp. 115-158.
- Crespi, G., y P. Zúñiga (2012), “Innovation and productivity: Evidence from six Latin American countries”, *World Development* . vol 40 ( 2), pp. 273–290.
- Criscuolo, C. (2009), “Innovation and productivity: Estimating the core model across 18 countries”, chapter 3 in *Innovation in Firms: A Microeconomic Perspective*, OECD.
- De Negri, J. A., L. Esteves y F. Freitas (2007), “Knowledge production and firm growth in Brazil”, Working paper IPEA, no. 21.

- Daude, C. (2010), “Innovation, productivity and Economic Development in Latin America and the Caribbean”, OECD Development Centre , Working Paper No. 288.
- Goedhuys, M. (2007), “The impact of innovation activities on productivity and firm growth: Evidence from Brazil”, UNU-MERIT working paper-002.
- Griffith, R., E. Huergo, J. Mairesse y B. Peters (2006), “Innovation and Productivity Across Four European countries”, *Oxford Review of Economic Policy*, vol 22(4), pp. 483-498.
- Griliches, Z. (1979), “Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth”, *Bell Journal of Economics*, vol 10, pp. 92–116.
- Griliches, Z. (1998), R&D and Productivity the econometric Evidence, National Bureau of Economic Research Books, University of Chicago Press, edition 1, September.
- Hall, B., y A. Maffioli (2008), “Evaluating the impact of technology development funds in emerging economies: Evidence from Latin America”, *European Journal of Development Research*, vol 202, pp. 172–198.
- Hall, B., y J. Mairesse (2006), “Empirical studies of innovation in the knowledge-driven economy”, *Economics of Innovation and New Technology*, vol 15(4–5), pp. 289–299.
- Hall, R., y C. Jones (1999), “Why do some countries produce so much more output per worker than others? ”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol 114(1), pp. 83–116.
- Hall, B. H., F. Lotti y J. Mairesse (2009), “Innovation and Productivity in SMEs: Empirical Evidence for Italy”, *Small Business Economics*, vol 33, pp. 13-33.
- Hegde, D., y P. Shapira (2007), “Knowledge, technology trajectories, and innovation in a developing country context: Evidence from a survey of Malaysian firms”, *International Journal of Technology Management*, vol 40(4), pp. 349–370.
- Helpman, E., M. J. Melitz y S. R. Yeaple (2004), “Export versus FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, vol 94(1), pp. 300-316.

- IDB (2010a). *Development in the Americas: The age of productivity: Transforming economies from the bottom up*. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank, Palgrave MacMillan.
- IDB (2010b). *Science, technology and innovation in Latin America and the Caribbean: A statistical compendium of indicators*. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank.
- Janz, N., H. Lööf, y B. Peters (2004), "Firm level Innovation and Productivity – Is There a Common Story across Countries", *Problems and Perspectives in Management*, vol 2, pp. 184-204.
- Jefferson, G., H. Bai, X. Guan y X. Yu (2006), "R&D Performance in Chinese Industry", *Economics of Innovation and New Technologies*, vol 15(4/5), pp. 345-366.
- Le Bas, C. y C. Sierra (2001), "Location versus home country advantages in R&D activities: some further results on multinationals' location strategies". *Research Policy*, vol 1312, pp. 1-21.
- Lee, K., y S. M. Kang (2007), "Innovation types and productivity growth: Evidence from Korean manufacturing firms", *Global Economic Review*, vol 36(4), pp. 343–359.
- Lofts, C. y J. Loundes (2000), "Foreign Ownership, Foreign Competition and Innovation in Australian Enterprises". Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research Working Paper No. 20/00, University of Melbourne.
- Lööf, H., A. Heshmati, R. Apslund y S.O. Nåås (2003), "Innovation and Performance in Manufacturing Firms: A Comparison of the Nordic Countries", *International Journal of Management Research*, vol 2, pp. 5-36.
- Lööf, H. y A. Heshmati (2006), "On the Relationship between Innovation and Performance: A Sensitivity Analysis", *Economics of Innovation and New Technology*, vol 15(4/5), pp. 317-344.
- Love, J. H., B. Ashcroft y S. Dunlop (1996), "Corporate structure, ownership and the likelihood of innovation", *Applied Economics*, vol 28, pp. 737-746.

- Mairesse, J. y P. Mohnen, (2010), Using innovation surveys for econometric analysis, in the *Handbook of the Economics of Innovation*, B. H. Hall and N. Rosenberg (editors), Elsevier, Amsterdam, pp. 1130-1155.
- Mairesse, J., P. Mohnen y E. Kremp (2005), “The Importance of R&D and Innovation for Productivity: A Reexamination in Light of the 2000 French Innovation Survey”, *Annales d’Économie et de Statistique*, vol 79/80, pp. 489-529.
- Mairesse, J. y S. Robin (2009), “Innovation and productivity in France: a firm level analysis for Manufacturing and Services, 1998-2000 and 2002-2004”, mimeo, CREST-ENSAE.
- Masso, J. y P. Vahter (2008), “Technological innovation and productivity in latetransition Estonia: Econometric evidence from innovation surveys”, *European Journal of Development Research*, vol 20, pp. 240-261.15
- Mohnen, P. y B.H. Hall (2013), “Innovation and productivity. An update”, *Eurasian Business Review*, vol 3 (1), pp. 47-65
- Mohnen, P., J.Mairesse y M. Dagenais (2006), “Innovativity: A comparison across seven european countries”, NBER working papers 12280. Washington, DC, United States: National Bureau of Economic Research, Inc.
- Muinelo, L (2012) “Productividad, innovación e investigación a nivel de empresa un análisis empírico del sector manufacturero español”, *Economía industrial*, vol 385, pp. 149-160.
- Musolesi, A. y J.P. Huiban (2009), “Innovation and productivity in knowledgeintensive business services”, *Journal of Productivity Analysis*, Organization for Economic Co-operation and Development (1992, 1996, 2005), *Oslo Manual*, Paris, 1st, 2nd, 3rd edition.
- Navarro, J. C., J.J. Llisterri y P. Zúñiga (2010), The importance of ideas: innovation and productivity in Latin America. In C. Page’s, (Ed.). *The age of productivity: transforming economies from the bottom up. Development in the Americas Report*. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank/Palgrave-McMillan.
- OECD (2009), *Innovation in firms: A microeconomic perspective*. Organization for Economic Cooperation and Development.

- Pakes, A. y Z. Griliches (1984), "Patents and R&D at the firm level: A first look. In R&D, Patents, and Productivity", pp 55-72. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Pantel, P. y M.Vega (1999), "Patterns of internationalising and corporate technology: location versus home country advantages", *Research Policy*, vol 28, pp. 41-47.
- Parisi, M.L., F. Schiantarelli, y A. Sembenelli (2006), "Productivity, Innovation Creation and Absorption, and R&D: Micro Evidence for Italy", *European Economic Review*, vol 50, pp. 2037-2061.
- Perez, P., G. Dutrenit y F. Barceinas (2005), "Actividad innovadora y desempeño económico: Un análisis econométrico del caso Mexicano. Indicadores de Ciencia y Tecnología en Iberoamérica". Buenos Aires. Argentina: RICYT.
- Raffo, J., S. L'huillery y L. Miotti (2008), "Northern and Southern Innovativity: a Comparison across European and Latin American Countries", *European Journal of Development Research*, vol 20(2), pp. 219-239.
- Raymond, W., J. Mairesse, P. Mohnen, y F. Palm (2013), "Dynamic models of R&D, innovation and productivity: Panel data evidence for Dutch and French manufacturing", CIRANO Working Papers 2013s-12, CIRANO.
- Roper, S., J. Du y J.H. Love (2008), "Modelling the innovation value chain", *Research Policy*, vol 37, pp. 961-977.
- Rouvinen, P. (2002), "R&D-productivity dynamics: Causality, lags, and dry holes", *Journal of Applied Economics*, vol 5(1), pp. 123-156.
- Siedschlag, I. y X. Zhang (2014), "Internationalization of firms on innovation and productivity", *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 24 (3), pp. 183-203.
- Stiebale J, y R.Frank (2011), "The impact of FDI through mergers and acquisitions on innovation in target firms", *International Journal of Industrial Organization*, vol 29(2), pp. 155-167.

- Van Leeuwen, G. y L. Klomp (2006), "On the Contribution of Innovation to Multi-Factor Productivity Growth", *Economics of Innovation and New Technologies*, vol 15(4/5), pp. 67-390.
- Veugelers, R. y B. Cassiman (2003), "Foreign Subsidiaries as a Channel of International Technology Diffusion: Some Direct Firm Level Evidence from Belgium", *European Economic Review*, vol 48, pp. 455-476.
- Wagner, J. (2006a), "International Firm Activities and Innovation: Evidence from Knowledge Production Functions of German Firms", Working Paper No. 25, Universität Lüneburg.

## Anexo estadístico

Tabla A1. Definición de variables

VARIABLES DEPENDIENTES	NOMBRE	DESCRIPCIÓN
Actividades de I+D	I+D	Dummy igual a 1 si la empresa declara haber realizado actividades de I+D interna y/o externa en el período de la encuesta
Innovación tecnológica	IT	Dummy igual a 1 si la empresa introduce una innovación de proceso y/o de producto en el período de la encuesta
Gasto en actividades de innovación por empleado	IE	Logaritmo de gasto en actividades de innovación interna y/o externa en términos de los empleados al final del año de la encuesta
Productividad	Y	Logaritmo de las ventas por empleado al final del año de la encuesta
VARIABLES EXPLICATIVAS		
Tamaño	Tam	Logaritmo del número de empleados al final del año de la encuesta
Exportaciones	Exp	Dummy igual a 1 si la empresa reporta haber realizado exportaciones en el período al final del año de la encuesta
Inversión extranjera directa	IED	Dummy igual a 1 si la empresa declara tener al menos 10% de capital extranjero al final del año de la encuesta
Patentes	Pat	Dummy igual a 1 si la empresa declara haber solicitado patentes en el período de la encuesta
Financiamiento Público	Finp	Dummy igual a 1 si la empresa recibió financiamiento público para realizar las actividades de innovación en el período de la encuesta
Intensidad del capital	lntk	Logaritmo de adquisición de capital fijo en términos de los empleados al final del año de la encuesta
Fuentes de información de mercado	Info1	Dummy igual a 1 si la empresa le da importancia las fuentes de información de mercado (proveedores, clientes, competidores etc) en el período de la encuesta
Fuentes de información científicas	Info2	Dummy igual a 1 si la empresa le da mucha importancia las fuentes de información científicas (universidades, investigaciones públicas, institutos tecnológicos) en el período de la encuesta
Fuentes de información públicas	Info3	Dummy igual a 1 si la empresa le da mucha importancia las fuentes de información públicas (internet, base de datos, revistas etc) en el período de la encuesta

Tabla A2. Estadísticas Descriptivas Encuesta de Innovación (Panel de 400 empresas)

Encuesta 2001- 2003					
Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gasto en I+D por empleado	400	4.95	25.51	0	425.8
Actividades de I+D	400	0.3375	0.47	0	1
Innovación tecnológica	400	0.5625	0.49	0	1
Productividad (en pesos uruguayos)	400	2.094	5876.84	0	106777
Intensidad del capital (capital por empleados)	400	26	73.66	0	642.1
Exportaciones	400	0.55	0.49	0	1
IED	400	0.15	0.35	0	1
Patentes	400	0.0475	0.21	0	1
Financiamiento público	400	0.0075	0.09	0	1
Info1	400	0.8675	0.34	0	1
Info2	400	0.31	0.46	0	1
Info3	400	0.795	0.40	0	1
Tamaño ( número de ocupados promedio)	400	106.11	180.40	5	1849
Encuesta 2004- 2006					
Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gasto en I+D por empleado	400	3.24	14.94	0	224.44
Actividades de I+D	400	0.2625	0.44	0	1
Innovación tecnológica	400	0.5025	0.50	0	1
Productividad (en pesos uruguayos)	400	2427.15	5473.73	24.65	86460
Intensidad del capital (capital por empleados)	400	30.02	95.83	0	8.757
Exportaciones	400	0.56	0.49	0	1
IED	400	0.17	0.37	0	1
Patentes	400	0.045	0.20	0	1
Financiamiento público	400	0.017	0.13	0	1
Info1	400	0.87	0.33	0	1
Info2	400	0.25	0.44	0	1
Info3	400	0.77	0.41	0	1
Tamaño ( número de ocupados promedio)	400	131.99	212.96	2	2232
Encuesta 2007- 2009					
Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gasto en I+D por empleado	400	4.83	23.05	0	323.07
Actividades de I+D	400	0.28	0.45	0	1
Innovación tecnológica	400	0.54	0.49	0	1
Productividad (en pesos uruguayos)	400	2805.90	6000.32	43.89	95710
Intensidad del capital (capital por empleados)	400	53.79	184.48	0	2362.6
Exportaciones	400	0.54	0.49	0	1
IED	400	0.19	0.39	0	1
Patentes	400	0.017	0.13	0	1
Financiamiento público	400	0.1	0.30	0	1
Info1	400	0.87	0.33	0	1
Info2	400	0.31	0.46	0	1
Info3	400	0.81	0.39	0	1
Tamaño ( número de ocupados promedio)	400	146.99	229.45	5	2316

Fuente: elaboración propia en base a la encuesta de innovación de la industria manufacturera de Uruguay, olas 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009.

Tabla A3. Estadísticas Descriptivas Encuesta de Innovación  
(muestra original de empresas)

Encuesta 2001- 2003					
Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gasto en I+D por empleado	814	3.49	20.83	0	4258.11
Actividades de I+D	814	0.24	0.43	0	1
Innovación tecnológica	814	0.44	0.49	0	1
Productividad (en pesos uruguayos)	814	1525.28	4370.68	0	106777
Intensidad del capital (capital por empleados)	814	16.46	59.88	0	642.19
Exportaciones	814	0.40	0.49	0	1
IED	814	0.11	0.31	0	1
Patentes	814	0.03	0.17	0	1
Financiamiento público	814	0.006	0.07	0	1
Info1	814	0.85	0.35	0	1
Info2	814	0.28	0.45	0	1
Info3	814	0.77	0.42	0	1
Tamaño ( número de ocupados promedio)	814	72.38	140.01	3	1849
Encuesta 2004- 2006					
Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gasto en I+D por empleado	839	5.72	87.74	0	2.500
Actividades de I+D	839	0.18	0.38	0	1
Innovación tecnológica	839	0.36	0.48	0	1
Productividad (en pesos uruguayos)	839	2202.79	7825.79	24.64	158734
Intensidad del capital (capital por empleados)	839	17.76	71.60	0	875.79
Exportaciones	839	0.42	0.49	0	1
IED	839	0.13	0.33	0	1
Patentes	839	0.037	0.18	0	1
Financiamiento público	839	0.013	0.113	0	1
Info1	839	0.84	0.37	0	1
Info2	839	0.24	0.43	0	1
Info3	839	0.71	0.45	0	1
Tamaño ( número de ocupados promedio)	839	88.73	165.38	1	2232
Encuesta 2007- 2009					
Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gasto en I+D por empleado	924	3.44	19.65	0	323.07
Actividades de I+D	924	0.17	0.38	0	1
Innovación tecnológica	924	0.41	0.49	0	1
Productividad (en pesos uruguayos)	924	2287.62	6687.46	14.8	102823
Intensidad del capital (capital por empleados)	924	36.34	173.61	0	3043.47
Exportaciones	924	0.35	0.48	0	1
IED	924	0.12	0.33	0	1
Patentes	924	0.010	0.10	0	1
Financiamiento público	924	0.07	0.25	0	1
Info1	924	0.85	0.35	0	1
Info2	924	0.26	0.44	0	1
Info3	924	0.755	0.43	0	1
Tamaño ( número de ocupados promedio)	924	84.52	170.02	5	2316

Fuente: elaboración propia en base a la encuesta de innovación de la industria manufacturera de Uruguay, olas 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009.

Tabla A4. Sectores de actividad promedio (promedio de las tres olas del panel)

Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Alimentos, bebidas y tabaco	1200	0,35	0,47	0	1
Textiles, vestuario y prod. de cuero	1200	0,16	0,37	0	1
Madera, corteza y sus obras/papel pasta cartón	1200	0,078	0,22	0	1
Productos químicos, de caucho y de plás	1200	0,19	0,39	0	1
Máquinas y equipamientos/maquinaria y aparatos electricos	1200	0,08	0,19	0	1
Materiales de transporte	1200	0,04	0,2	0	1
Otras industrias	1200	0,09	0,15	0	1

Fuente: elaboración propia en base a la encuesta de innovación de la industria manufacturera de Uruguay, olas 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009.

Tabla A5. Tamaño de las empresas (promedio de las tres olas del panel)

Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
De 0-19 empleados	1200	0.09	0.28	0	1
De 20-49 empleados	1200	0.27	0.44	0	1
De 50- 149 empleados	1200	0.41	0.49	0	1
Más de 150 empleados	1200	0.23	0.42	0	1

Fuente: elaboración propia en base a la encuesta de innovación de la industria manufacturera de Uruguay, olas 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009.

Tabla A6. Tamaño de las empresas (promedio de las tres olas, muestra original de empresas)

Variable	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
De 0-19 empleados	2577	0.30	0.46	0	1
De 20-49 empleados	2577	0.29	0.45	0	1
De 50- 149 empleados	2577	0.28	0.45	0	1
Más de 150 empleados	2577	0.13	0.34	0	1

Fuente: elaboración propia en base a la encuesta de innovación de la industria manufacturera de Uruguay, olas 2001-2003, 2004-2006 y 2007-2009.



## Conclusiones

En esta tesis se han realizado tres estudios de manera independiente respecto al impacto de la IED en el desarrollo económico de América Latina. En un primer estudio se analizó la relación de la IED con el crecimiento económico y con la desigualdad de ingresos de América Latina durante las últimas décadas. En un segundo estudio se investigó la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos identificando los sectores de actividad en los que se localiza la IED y como condiciona los resultados encontrados en el capítulo 1. Y finalmente, en un tercer capítulo se estudió la relación que existe entre las actividades de I+D, la innovación tecnológica y la productividad para el caso particular de la industria manufacturera en Uruguay. A continuación se detallan los principales resultados de la tesis.

Los resultados obtenidos en el **Capítulo 1** mediante el análisis de un panel aplicado a 18 economías de América Latina para el periodo comprendido entre 1980-2009 confirman, por una parte, los efectos positivos de la IED sobre el crecimiento económico y por otra parte, la existencia de una relación positiva entre la IED y la desigualdad de ingresos, lo que implica que si bien la IED contribuye con el crecimiento económico aumenta la desigualdad de ingresos en la región.

Otro importante resultado a destacar es que se constata la existencia de una relación no lineal entre la IED y la desigualdad de ingresos para el caso de la muestra de países analizados. Así, los resultados muestran que existe un cierto nivel umbral de IED (entre el 4 y el 5,5% del PIB) a partir del cual la IED pasaría a reducir la desigualdad; es decir que si bien en la mayoría de las economías de América Latina consideradas en este trabajo la desigualdad aumentaría en presencia de IED, en aquellos países que presenten altos niveles de IED el efecto sería el contrario y se lograría reducir la desigualdad. Por tanto, los resultados muestran que aquellas economías que logren elevadas tasas de IED no solo generarán mayor crecimiento económico sino también una mayor igualdad de ingresos. Con respecto a las variables de control, se destaca la variable capital humano con signo negativo, resultado importante en cuanto que permite identificar al capital humano como un canal efectivo para reducir la desigualdad en la región.

En el **capítulo 2** y siguiendo una aproximación metodológica similar a la implementada en el capítulo 1, se estudió la relación entre la IED y la desigualdad de ingresos pero analizando el posible papel diferencial de la IED según el sector en el que esta se localiza. Con este objetivo, se construyó una base de datos de IED por sectores de actividad por países en base a diversas fuentes de información ya que no existe una base homogénea para América Latina. En el análisis se consideraron los tres principales sectores de actividad de la economía: sector primario, industria y servicios. El estudio se llevó a cabo para una muestra de 13 economías de América Latina y para el periodo 1980-2009. Los principales resultados obtenidos confirman por un lado, la existencia de una relación positiva entre la IED y la desigualdad de ingresos (en línea con los resultados del capítulo 1), y además se demuestra que es la IED realizada en el sector servicios (y en menor medida en la industria manufacturera) la que genera aumentos en la desigualdad de ingresos, mientras que la IED en el sector primario no produciría tal efecto. Los resultados son robustos para las dos muestras utilizadas (con datos anuales y trianuales), y al igual que para los resultados encontrados en el capítulo 1, se constata la importancia potencial de la inversión en capital humano como instrumento eficiente en reducir la desigualdad de ingresos en la región. Desde el punto de vista de la política económica estos resultados aportan evidencia empírica de las implicancias distributivas asociadas a la IED.

En relación a los principales resultados del **capítulo 3**, aplicando el modelo CDM de manera secuencial para las últimas tres olas de la encuesta de innovación de la industria manufacturera de Uruguay (2001-2003, 2004-2006, 2007-2009), se obtiene evidencia en favor de un efecto positivo del gasto en I+D en la propensión a realizar innovaciones tecnológicas, y de un efecto positivo de las innovaciones en la productividad de las empresas. Dichos resultados son robustos cuando se estima el modelo con datos de sección cruzada para la última ola de la encuesta (2007-2009), incorporando un número de empresas considerablemente más elevado. Dentro de los factores determinantes de las decisiones de innovar de la empresa se destaca el financiamiento público, la solicitud de patentes y el tamaño de la empresa.

Mientras que en relación a la propensión a introducir innovaciones tecnológicas, se destaca el efecto positivo de la IED en la propiedad de las empresas, la solicitud de patentes y también el tamaño de las empresas. Los resultados en términos de productividad, ponen de relieve la importancia de la innovación para permitir a las empresas mejorar su desempeño económico y por esta vía, impulsar un mayor crecimiento. Asimismo, el gasto en I+D aparece como un determinante relevante de la productividad.

Estos resultados significan un importante avance respecto a la literatura ya que se aporta evidencia de la relación de largo plazo (casi una década) entre las actividades en I+D, la innovación y la productividad en la industria de Uruguay mediante un modelo secuencial y dinámico para el cual no existe evidencia empírica. A su vez, estos resultados tienen implicancias de política económica fundamentalmente porque se demuestra la relevancia del financiamiento público como determinante de las decisiones de inversión en I+D de las empresas.