

EFECTOS DE LOS IMPUESTOS CORPORATIVOS EN LA INVERSIÓN EXTRANJERA EN AMÉRICA LATINA

Claudio A. Agostini

Ilades-Universidad Alberto Hurtado, Santiago, Chile

Ileana Raquel Jalile

Instituto de Economía y Finanzas, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

Resumen: Durante los últimos años, varios países de América Latina han bajado las tasas de impuesto a las utilidades de las empresas, entre otras razones, con el objetivo de atraer más inversión extranjera. Sin embargo, dicha política sólo puede tener resultados significativos si la inversión extranjera es relativamente sensible a la tasa de impuestos. De lo contrario, el efecto principal se limitaría a una fuerte reducción en la recaudación tributaria. Desafortunadamente, para América Latina no hay evidencia empírica en la literatura económica que indique la magnitud de dicha elasticidad. Una primera contribución de este trabajo consiste precisamente en estimar la magnitud de los efectos tributarios en la inversión extranjera en América Latina. Una segunda contribución consiste en considerar explícitamente en el análisis empírico el hecho de que los inversionistas extranjeros tienen una outside option en sus alternativas de inversión y pueden decidir no invertir en ningún país de América Latina. La evidencia empírica en este trabajo, utilizando un modelo de elección discreta y un panel de once países en Latinoamérica para el período 1990–2002, muestra una elasticidad impuesto de la inversión extranjera entre -0.8 y -1 .

INTRODUCCIÓN

Las últimas décadas han sido testigos de un importante aumento en los volúmenes de inversión extranjera directa (IED) en el mundo. Mientras en 1980 el *stock* de IED en todo el mundo era de aproximadamente 0.7 trillones de dólares, en 1990 esa cifra había aumentado a 1.95 trillones de dólares para llegar en el año 2002 a un monto cercano a los 7.12 trillones de dólares.

En este contexto, América Latina no ha sido la excepción y, tal como se aprecia en la Figura 1, su participación en el destino de la IED entre economías en desarrollo creció en forma importante durante este período. En gran parte, esto se debe a que en los últimos años los países latinoamericanos han abierto más sus economías y liberalizado sus políticas para atraer la inversión de las multinacionales, esperando quizás que éstas

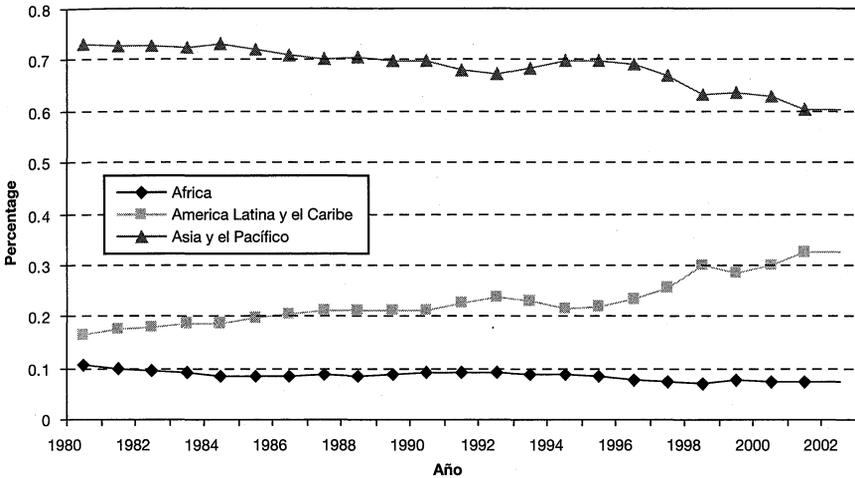


Figura 1 Participación de IED por región de destino entre economías en desarrollo, 1980–2002

Fuente: Elaboración propia en base a datos del UNCTAD 2004.

traigan beneficios expresados en mayor empleo, exportaciones, recaudación tributaria o nuevas tecnologías.

En términos de stock, a principios de los años 80 el stock de IED en América Latina era de aproximadamente 51,000 millones de dólares, en 1990 esa cifra alcanzó el valor de 117,000 millones de dólares y en el año 2000 llegó a 607,000 millones de dólares. Es decir, en diez años el stock de inversión extranjera se sextuplicó.

Si bien la IED también ha crecido en importancia relativa respecto al tamaño de las economías para todos los países en América Latina, el impacto ha sido de diferente magnitud entre las distintas economías de la región. Mientras en Chile la razón IED/producto interno bruto (PIB) se multiplicó por 21.4 entre 1980 y 2004, en Paraguay se multiplicó por 3.4.¹ De igual forma, como se aprecia en la Figura 2, existe una variación importante en la participación de cada país en el total de inversión extranjera en Latinoamérica.

Hay muchas razones que pueden explicar esta alta varianza entre países. La evidencia empírica en la literatura respecto a los determinantes de la decisión de ubicación de la IED entre distintos estados o países ha mostrado que los principales factores son el tamaño del mercado, las características de la fuerza laboral, la dotación de materias primas, algunos aspectos institucionales y los impuestos.

1. En igual período, el stock de IED se multiplicó por 52 en Chile y por 4 en Paraguay.

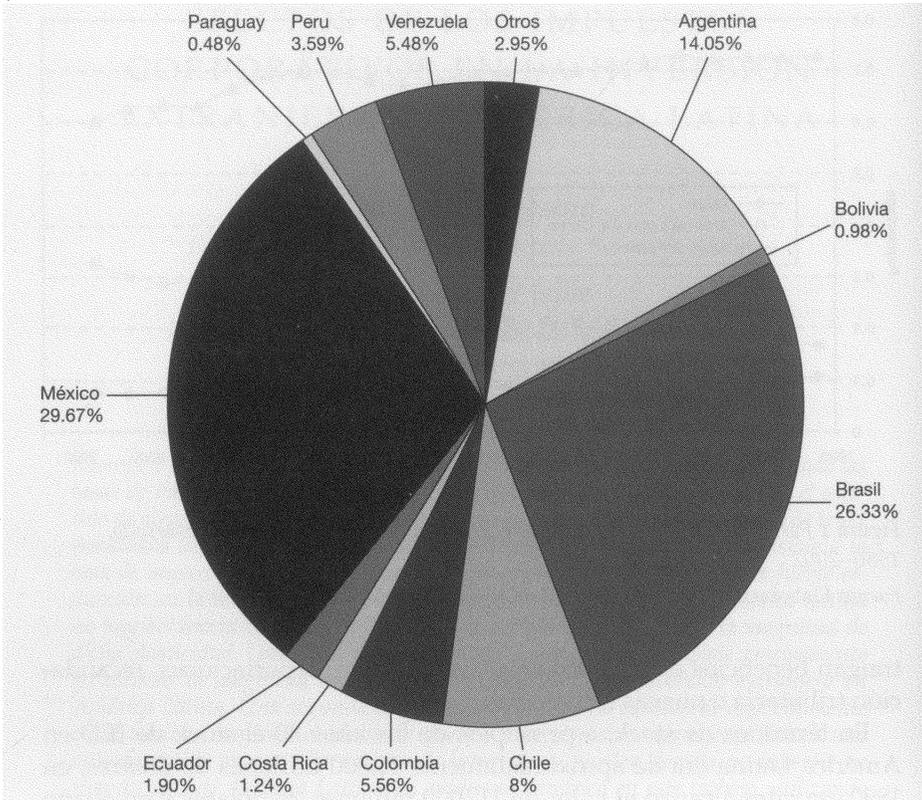


Figura 2 Participación por país del total de IED en América Latina (promedio 1990–2004)

Fuente: Elaboración propia en base a datos del UNCTAD 2004.

Una parte importante de la literatura se ha centrado en analizar los efectos que tienen los impuestos en las decisiones de inversión. En particular, el análisis ha tenido por objetivo estudiar si cambios en los impuestos a las utilidades de las empresas afectan las decisiones de inversión de los inversionistas extranjeros. Al respecto, la evidencia empírica es bastante mezclada. Hay estudios que muestran efectos positivos (Helms 1985; Swenson 1994), otros negativos (Papke 1991; Hines 1996; Swenson 2001; Agostini 2007) y otros cero (Moore, Steece y Swenson 1987; Coughlin, Terza y Arromdee 1991; Woodward 1992; Billington 1999; Desai, Foley y Hines 2004). Incluso dentro de un mismo trabajo la evidencia es mezclada, con signos distintos para distintas industrias o países (Luger y Shetty 1985; Pain y Young 1996; Buttner y Ruf 2004). Si bien es difícil comparar los resultados entre estudios, no sólo por las diferencias metodológicas sino también por las diferencias entre países y períodos de tiempo

considerados, los artículos de Wasylenko (1997), Hines (1999) y De Mooij y Ederveen (2003) entregan un buen análisis de la evidencia empírica existente. De acuerdo a Hines (1999) existe algún grado de consenso en que la elasticidad promedio sería del orden de -0.6 .

Si bien la evidencia empírica es mezclada, hay cada vez más evidencia y consenso respecto a que los impuestos tienen efectos negativos sobre la inversión. Sin embargo, esta conclusión no es suficiente para el diseño de la política tributaria de un país, que requiere información respecto a la magnitud del efecto. Si consideramos la literatura para tener una idea de la magnitud, las elasticidades promedio estimadas se encuentran en un rango entre -10.9 y 1.3 (De Mooij y Ederveen 2003).² El rango anterior no sólo es bastante amplio, sino que adicionalmente estas elasticidades han sido estimadas con datos de países desarrollados, principalmente Estados Unidos, y no existe literatura que estudie estos efectos para América Latina.³

Conocer la magnitud de la elasticidad de la inversión extranjera respecto a la tasa de impuesto a las utilidades de las empresas se hace cada vez más relevante, ya que si bien este impuesto contribuye al funcionamiento del sistema impositivo extendiendo la tributación de los ingresos al sector corporativo o empresarial, en la práctica, los impuestos corporativos también son usados como instrumentos de política.⁴ Una práctica común en este sentido, tal como lo hizo Irlanda, es la de disminuir la tasa de impuestos para intentar atraer IED por sus efectos positivos sobre el crecimiento económico, el empleo y la adopción de nuevas tecnologías en la economía doméstica.

El objetivo de este estudio es analizar los determinantes de las decisiones de ubicación de la IED en América Latina en el período 1990–2002. En particular, el objetivo es determinar los efectos que el impuesto a las utilidades de las empresas puede tener sobre las decisiones de inversión. Para este efecto, y a diferencia de gran parte de la literatura, se considera explícitamente el hecho que los inversionistas tienen una opción externa entre sus alternativas de decisión.

El resto del artículo está organizado de la siguiente forma: en la sección 2 se presenta un modelo de elección discreta para caracterizar las deci-

2. Si se considera la mediana en vez de la media el rango fluctúa entre -10.2 y 2.7 .

3. Una excepción es el trabajo de Biglaiser y DeRouen (2006), que considera los efectos del grado de reformas tributarias, pero encuentran evidencia limitada respecto a que sea un factor importante.

4. En ausencia del impuesto a los ingresos a nivel corporativo, los individuos podrían proteger su ingreso del capital de los impuestos reteniendo e invirtiendo esas ganancias, ya que distribuyéndolas estarían sujetas a los impuestos personales a la renta. De igual forma, este impuesto tiene una función de retención en el caso de inversión extranjera al hacer tributables para los no residentes las ganancias retenidas en el país destino. De otra forma, las utilidades podrían eludir los impuestos a la renta en el país destino dado que los no residentes no están sujetos a impuestos personales domésticos.

siones de inversión, la sección 3 describe los datos utilizados en el análisis empírico, la sección 4 muestra los resultados de las estimaciones y la sección 5 concluye analizando las principales contribuciones de este trabajo, proponiendo extensiones al análisis y sugiriendo recomendaciones de política.

UN MODELO DE DEMANDA DE UBICACIÓN DE LA INVERSIÓN EXTRANJERA

Los inversionistas extranjeros comparan distintas características de cada posible ubicación al decidir donde invertir. En ese sentido, debemos considerar al inversionista como un demandante de lugares dónde realizar la IED.

Si bien el objetivo es modelar la decisión de inversión entre los distintos países de América Latina, es importante considerar que los inversionistas tienen también una alternativa externa (*outside option*) como alternativa de decisión, consistente en invertir en otro país fuera de Latinoamérica o simplemente no invertir.⁵

Los países de América Latina por otro lado, quieren atraer inversión por sus potenciales efectos positivos en sus economías domésticas. Hay varias características que cada país ofrece a los inversionistas, algunas son inherentes a cada país, como sus recursos naturales, y otras son elegidas por cada país de destino, como los impuestos y el nivel de bienes públicos.

De esta forma, para decidir en qué país invertir, un inversionista compara distintas características de éstos, una de las cuales es la tasa de impuesto a las utilidades. Esta tasa es el precio relevante en la demanda por inversión, y dado que los diferentes países tienen diferentes características se puede pensar en las diferentes ubicaciones como en la oferta de productos diferenciados. De esta forma, un inversionista que decide invertir en el país *j*, maximiza sus utilidades eligiendo tanto el nivel de inversión como la cantidad de trabajo contratado en el país *j*.

El problema del inversionista *i* del país de origen *s*, condicional en invertir en el país de destino *j* en el período *t*, puede ser escrito como:

$$\begin{aligned} \max_{L_{isjt}, FD_{isjt}} \pi_{isjt} &= (P_{jt}Q_{isjt} - w_{jt}L_{isjt} - r_{it}IED_{isjt} - F_{jt})(1 - t_{jt}) \\ \text{s.t. } Q_{isjt} &= f(IED_{isjt}, L_{ijt}), \end{aligned} \tag{1}$$

donde

π_{isjt} = utilidades del inversionista *i* del país *s* si invierte en el país *j* en el período *t*

P_{jt} = precio del producto que produce o vende el inversionista

5. La presencia de una *outside option* es extremadamente importante, ya que sin esta un aumento uniforme en la tasa de impuesto de todos los países, al no cambiar los precios relativos, no cambiaría el monto relativo de la IED en cada país.

- Q_{isjt} = cantidad vendida del producto
- w_{jt} = salario en el país de destino j en el período t
- L_{isjt} = cantidad de trabajo contratada por el inversionista en el país de destino j en el período t
- r_{it} = costo de oportunidad del capital para el inversionista i
- IED_{isjt} = cantidad de capital invertido por el inversionista en el país de destino j
- t_{jt} = tasa de impuesto a las utilidades en el país de destino j en el período t
- F_{jt} = costo fijo de producción

Si asumimos una función de producción con retornos constantes a escala, las condiciones de primer orden para este problema de maximización son:

$$L_{isjt} : P_{jt} \frac{\partial f}{\partial L_{isjt}} - w_{jt} = 0. \tag{2}$$

$$IED_{isjt} : P_{jt} \frac{\partial f}{\partial IED_{isjt}} - r_{it} = 0. \tag{3}$$

Es importante aclarar que aunque la tasa de impuestos no afecta los niveles óptimos de inversión, sí afecta las utilidades, afectando entonces dónde el inversionista elegirá invertir. Usando las condiciones de primer orden se puede definir la función de beneficio condicional del inversionista como:

$$\pi_{isjt}^* (P_{jt}, r_{it}, w_{jt}, t_{jt}). \tag{4}$$

Para valores dados de P_{jt} , r_{it} , w_{jt} y t_{jt} la función de beneficios va a determinar las utilidades actuales de un inversionista i del país s de invertir en el país j en el período t . De esta forma, usando las funciones de beneficios condicionales, un inversionista extranjero puede comparar las utilidades que obtendría al invertir en diferentes países. Así, un inversionista elegirá invertir en el país j si y sólo si esa inversión le da el mayor nivel de utilidades posible entre todas la alternativas de inversión. Es decir,

$$\pi_{ist}^* = \max\{\pi_{isnt}^* ; n = 0, \dots, 11\}, \tag{5}$$

donde $n = 0$ representa la outside option.

Finalmente, si se suman todas las elecciones de inversión de cada inversionista obtenemos una demanda agregada por inversión en cada país.

El método más directo para estimar la demanda por un conjunto de productos diferenciados—en este caso una demanda por inversión en los distintos países de América Latina—consiste en especificar un sistema

de ecuaciones de demanda por el producto como función de su precio producto, el precio de los otros productos y otras variables. Esto hace que la estimación de la función de demanda por productos diferenciados sea una tarea compleja, principalmente por el gran número de parámetros a estimar. En el caso de N países diferentes, habría que estimar N elasticidades precio propias y $N \times (N - 1)$ elasticidades cruzadas (se reduciría a $[N \times (N - 1)/2]$ si se asume elasticidades cruzadas simétricas). Esto implica una sobreparametrización del modelo, que hace imposible la estimación en el contexto de los datos disponibles para Latinoamérica.

Una forma de eliminar el problema de sobreparametrización, es utilizar el modelo Logit de demanda propuesto por McFadden (1973), que resuelve el problema de la dimensionalidad proyectando, en este caso, los países en el espacio de sus características, haciendo que el tamaño relevante sea el de las características y no el cuadrado del número de productos países.

Una segunda complejidad en la estimación de la función de demanda bajo productos diferenciados es la heterogeneidad de los inversionistas extranjeros; ya que, a menos que tengan preferencias o funciones de producción diferentes, todos invertirían en el mismo lugar.

Existen distintos enfoques para modelar la heterogeneidad, dependiendo de los supuestos que se hagan con respecto a la distribución de las características individuales. El modelo Logit supone que la heterogeneidad entra como un *shock* aleatorio y asume, adicionalmente, una distribución de esos shocks y un grado de correlación entre ellos.⁶ Aunque este enfoque pone algunas restricciones a las elasticidades de la demanda, que se discuten más adelante, hacen el modelo más manejable y es el enfoque que seguimos en este trabajo.

Adaptando el modelo de demanda por productos diferenciados de Nevo (2000), es posible derivar una demanda agregada por inversión a través de agregar explícitamente las decisiones de inversión de los inversionistas extranjeros. Una ventaja importante de esta metodología, es que no es necesario observar las decisiones individuales de cada inversionista en cada país para estimar los parámetros de la demanda. Tal como se muestra en detalle en el apéndice, de esta forma se obtiene la siguiente ecuación de demanda:

$$\ln(S_{jt}) - \ln(S_{ot}) = -\alpha t_{jt} + X_{jt}\beta + \xi_{jt}, \quad (6)$$

6. Un problema con el modelo Logit es que, debido a la forma restrictiva en que la heterogeneidad es modelada, el patrón de sustitución entre productos se restringe. Existen extensiones a este modelo que relajan estos supuestos, manteniendo la ventaja de hacerse cargo del problema de dimensionalidad, sin embargo, los datos disponibles no permiten implementarlo. La idea esencial es explícitamente modelar la heterogeneidad en la población y estimar los parámetros desconocidos que gobiernan esta distribución.

donde S_{jt} y S_{ot} son las fracciones de IED observadas en el país j y en la outside option respectivamente, X_{jt} es un vector de características observables k -dimensional, ξ_{jt} son características no observables del país j y t_{jt} es la tasa de impuesto a las utilidades del país j .

La elasticidad de las fracciones de la IED con respecto a la tasa de impuesto es entonces:

$$\eta_{jt} = \frac{\partial S_{jt}}{\partial t_{jt}} \frac{t_{jt}}{S_{jt}} = -\alpha t_{jt}(1 - S_{jt}). \quad (7)$$

Esta elasticidad mide el cambio en la participación de inversión extranjera que recibe un país j de un país i en el período t frente a un cambio en la tasa de impuestos del país j . El cálculo de la elasticidad depende de la forma funcional del modelo, por ejemplo, para una forma funcional logarítmica en la tasa impositiva, la elasticidad impuesto sería aproximadamente constante.

DATOS

Para estimar empíricamente el modelo propuesto, se utilizan datos de panel para once países de América Latina durante el período 1990–2002.⁷ Es importante destacar que estos once países representan más del 90 por ciento de la IED que se realiza en la región.

El modelo se estima con datos de stocks de IED por país de origen.⁸ Se consideran en la muestra treinta países de origen como principales fuentes de esas inversiones, la mayoría son países que integran la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE) y algunos países de América Latina, los que en total representan más del 90 por ciento de la IED que llega a cada país.⁹

Hay dos razones para utilizar el stock de inversión extranjera directa en la construcción de la variable dependiente. La primera es una razón empírica, ya que los datos de flujos son medidas de corto plazo que tienden a fluctuar fuertemente, capturan más bien decisiones de financiamiento o repatriación de utilidades, y para el caso de los países latinoamericanos hay varios valores negativos, los cuales no son consistentes con la especificación del modelo. La segunda razón es fundamentalmente teórica,

7. Los países utilizados en la muestra son Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Chile, Ecuador, México, Paraguay, Perú y Venezuela.

8. Se considera inversión extranjera directa a toda empresa en la cual un inversionista directo no residente en el país posee el 10 por ciento o más de la propiedad de la empresa.

9. Los países de origen de la IED considerados son Alemania, Antillas Holandesas, Argentina, Australia, Bahamas, Bélgica, Luxemburgo, Bermudas, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Dinamarca, Estados Unidos, España, Finlandia, Francia, Holanda, Inglaterra, Islas Caimán, Islas Vírgenes Británicas, Italia, Japón, México, Panamá, Portugal, Suecia, Suiza, Uruguay y Venezuela.

ya que los modelos básicos de comportamiento de la firma muestran que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el stock de capital y el nivel del costo de capital—que incluye los impuestos sobre el capital de la firma—y no entre el flujo anual de la nueva inversión (o el cambio en el stock) y el nivel de costo del capital. Por lo tanto, el análisis más apropiado implica estimar una ecuación de stock (Grubert y Mutti 2000).

De igual forma, se utiliza como *outside option* para los inversionistas extranjeros (países) el stock de inversión extranjera que tienen en el resto del mundo cada uno de ellos.¹⁰

Dado el objetivo de este trabajo, la variable explicativa más importante en el análisis es la tasa de impuesto. Por ello es importante discutir qué tasa de impuesto utilizar y que otros aspectos de la estructura tributaria de un país deben ser considerados en el análisis empírico.

Si bien no hay consenso en la literatura respecto a usar tasas medias o tasas marginales de impuesto, en este trabajo usamos la tasa de impuesto a las utilidades marginal máxima de cada país. La razón principal para usar una tasa marginal en vez de una tasa media, se debe a que el efecto de los impuestos en la inversión ocurre a través de una disminución en la tasa de retorno, lo cual es capturado de mejor forma por la tasa marginal de impuesto (Jorgenson 1963; Hall y Jorgenson 1967; De Mooij y Ederveen 2003). Es decir, el nivel de inversión es afectado por los impuestos a través del costo de capital y este efecto depende de medidas marginales de la tasa (Devereaux y Griffith 1998, 1999). Esto es particularmente cierto para empresas que se están expandiendo o están recién instaladas (Hines 1996).

En la Figura 3 podemos observar la evolución promedio de la tasa marginal de impuesto para los países latinoamericanos de la muestra. Es interesante notar que la tasa marginal promedio ha aumentado en los últimos diez años y que al mismo tiempo la desviación estándar ha disminuido, lo cual refleja algún grado de convergencia en las tasas de impuestos.

Detrás de esta evolución de las tasas de impuesto promedio en Latinoamérica existe una gran heterogeneidad entre países, tal como se puede apreciar en la Tabla 1 que muestra un resumen estadístico para cada uno de los países utilizados en el análisis empírico.

Si bien es importante considerar la evolución promedio de la tasa de impuestos en la muestra, más importante es considerar su variación. Una de las dificultades econométricas importantes que se enfrentan cuando se trata de estimar efectos tributarios, es la falta de variación en las tasas de impuestos, ya que en general los países las modifican infrecuentemente.

En la Tabla 2 se presentan los cambios ocurridos en la tasa marginal máxima del impuesto a las utilidades de las empresas para el período de

10. Esto implica que $S_{ijt} = IED_{ijt}/IED_i$ y $S_{ot} = (IED_i - \sum_j IED_{jt})/IED_i$; donde i es el país de origen de la inversión; j es el país en América Latina destino de la inversión realizada por el país i y IED_i es el stock de IED total en todo el mundo del país i .

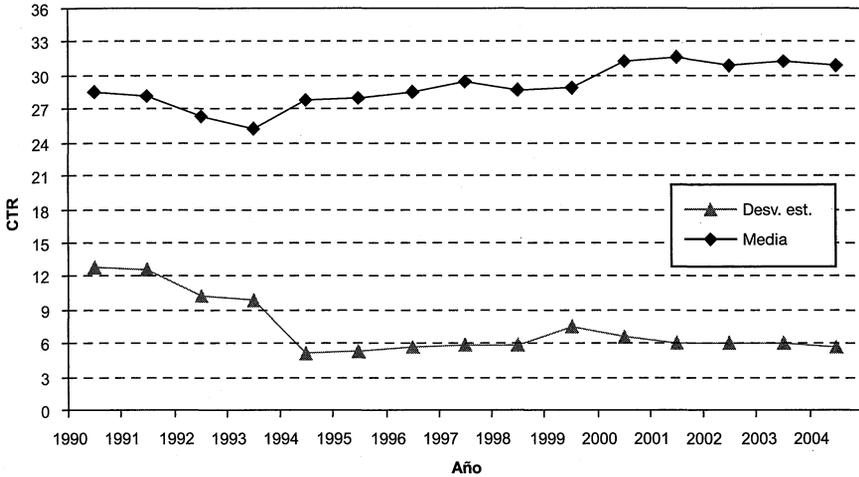


Figura 3 Promedio y desviación estándar de la tasa marginal de impuesto a las utilidades

Fuente: Elaboración propia en base a datos de KPMG (varios años) y PricewaterhouseCoopers (varios años).

Tabla 1 Tasa marginal de impuesto a las utilidades por país

País	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Argentina	33.6	2.4	30.0	36.0
Bolivia	20.5	11.6	2.5	37.0
Brasil	29.7	4.4	25.0	37.0
Chile	14.0	2.6	10.0	17.0
Colombia	33.0	2.5	30.0	35.0
Costa Rica	30.4	1.5	30.0	36.0
Ecuador	27.9	6.2	15.0	36.3
Paraguay	30.0	0.0	30.0	30.0
Perú	30.1	1.6	27.0	35.0
México	34.5	0.6	33.0	35.0
Venezuela	35.3	6.2	30.0	50.0

la muestra. Al considerar el período completo (1990–2002), cinco países tienen una tasa de impuestos mayor en el 2002 de la que tenían en 1990, con un aumento promedio de 9.95 puntos porcentuales, mientras cuatro países tienen una tasa más baja, con una disminución promedio de 6 puntos porcentuales. Por otro lado, tal como se observa en la tabla, hay dos países que no modificaron su tasa de impuestos en todo el período.

Haciendo el mismo análisis pero para distintos subperíodos entre 1990 y 2002 (1990–1994, 1995–1999 y 2000–2002), podemos observar que el mayor

Tabla 2 *Cambios en la tasa marginal de impuesto a las utilidades*

<i>Período</i>	1990–1994	1995–1999	2000–2002	1990–2002
Aumentos	3	5	4	5
Aumento prom.	9.5	5.2	5.5625	9.95
Disminuciones	4	1	5	4
Disminuciones prom.	7.25	17	5	6
Sin cambios	3	5	4	2

Fuente: Elaboración propia en base a datos de KPMG (varios años) y PricewaterhouseCoopers (varios años).

número de alzas en las tasas ocurrió en el quinquenio 1995–1999 con cinco países y un alza promedio de 5.2 puntos porcentuales, mientras que en el periodo 2000–2002 ocurrió el mayor número de baja de tasas, cinco países con una baja de 5 puntos porcentuales en promedio.

El análisis anterior nos muestra, en primer lugar, que hay una variación importante en las tasas de impuestos, tanto entre países como en el tiempo, lo cual facilita la identificación de potenciales efectos tributarios en la inversión extranjera. En segundo lugar, los datos muestran que los países disminuyeron sus tasas en el período de mayor disminución de la IED en América Latina, quizás con el objetivo de convertir a estos países en ubicaciones más atractivas donde invertir. Una política de este tipo y con ese objetivo, sólo puede ser exitosa si la elasticidad de la inversión extranjera respecto a los impuestos es relativamente alta, lo cual refuerza la importancia de estimar dicha elasticidad.

Un aspecto adicional a la tasa de impuesto que debe ser considerado en el análisis, se refiere a las diferentes soluciones que los países han adoptado para evitar la doble tributación de las empresas. Las utilidades de las empresas multinacionales pueden estar sujetas a una doble tributación, ya que una filial extranjera siempre está sujeta al impuesto a las utilidades en el país de destino y sus utilidades pueden ser gravadas adicionalmente en el país de la casa matriz. Para evitar esta doble tributación, los países utilizan generalmente un sistema de crédito tributario o uno de exención tributaria. Bajo el sistema de exención (o imposición territorial), las utilidades de una filial en el extranjero están exentas del impuesto en el país de origen. De esta forma, las utilidades sólo tributan en el país donde la filial está instalada. Por ejemplo, una empresa alemana que invierte en Argentina está sujeta solamente al impuesto que grava las utilidades de la empresa en Argentina y los pagos de dividendos a la casa matriz alemana permanecen no gravados en Alemania. Bajo el sistema de crédito (o imposición mundial), los impuestos por las utilidades de la filial pagados en el país destino son acreditados contra los impuestos a pagar en el país de la casa matriz. Por ejemplo, si la tasa de impuesto en España es de 40 por ciento y en Argentina de 35 por ciento,

una filial española en Argentina que obtiene US\$100 de utilidades, paga un impuesto de US\$35 en Argentina y sólo un adicional de US\$5 en España. En este sistema puede existir un exceso de crédito impositivo extranjero, el que ocurre cuando los impuestos pagados en el país destino son mayores que los que se deben pagar en el país origen. En este caso, los países generalmente otorgan un crédito contra impuesto futuros por la diferencia.

Por último, es importante señalar también que los países que usan el sistema de crédito para evitar la doble tributación también permiten "tax deferrals", con lo que las utilidades de las empresas sean sólo gravadas por el país de origen cuando son repatriadas al país como dividendos. Es decir, si las utilidades se reinvierten en la filial no están sujetas al impuesto (hay un aplazamiento impositivo).

Por todas estas características del sistema, los inversionistas de países con sistema de crédito deberían ser menos sensibles al impuesto en el país destino, lo cual debe ser considerado en el análisis empírico.

En la Tabla 3 se presenta un resumen estadístico de las variables utilizadas en las estimaciones.

La variable *salario mínimo* es un índice elaborado por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) que mide la variación del salario mínimo real urbano y permite indirectamente controlar por el grado de sindicalización o el poder sindical en cada país. La intuición detrás de este indicador es que cuanto mayor sea la presión sindical ejercida sobre empresas y gobierno, mayor es el aumento en el salario mínimo. Al igual que como se considera esta variable en los trabajos de Coughlin y otros (1991) y Moore (1993), empíricamente cuanto menor sea el salario mínimo mayor debiera ser la IED en un país, ya que los costos laborales esperados son menores.

Tabla 3 Resúmenes estadísticos

Variable	Obs.	Media	Desv. est.	Mínimo	Máximo
Tasa impuesto	4510	28.64889	7.955256	2.5	50
Salario mínimo	4510	131.5088	71.44104	47.78481	364.0845
Caminos/área	4510	0.156271	0.1636003	0.0393875	0.7299843
Alfabetismo	4510	90.32188	4.290999	78.10005	96.9908
Salario	4510	174984.5	260816.2	410.292	936744.6
Población (millones)	4510	40	47.3	3.049	174
Investment profile	4510	6.970439	1.776741	3	11.3
Rule of law	4510	3.236077	1.122577	1	5
Credit	4510	0.3	0.4583	0	1
Mercosur	4510	0.1764967	0.3812845	0	1
CAN	4510	0.4512195	0.49767	0	1
Acuerdo libre comercio	4510	0.0354767	0.1850019	0	1

La variable *caminos/área* corresponde a la división de los kilómetros de caminos en cada uno de los países por sus respectivas áreas. Esta es una medida de la infraestructura que el país provee a los inversionistas extranjeros y que tiene efectos positivos sobre la actividad productiva.

Las variables *alfabetismo* y *salario* son el porcentaje de la población que sabe leer y el salario real respectivamente, las cuales permiten controlar el precio y la productividad de la mano de obra.¹¹ La variable *salario* se obtiene de la Organización Internacional del Trabajo y es el salario promedio anual real en dólares estadounidenses, promedio de todas las clasificaciones de actividad económica (ISIC 2).

La variable *población* mide la población total en cada país expresada en millones y es una medida del tamaño del mercado, por lo que debiera afectar positivamente la inversión.

Investment profile es una variable que indica la percepción de los inversionistas respecto a los riesgos de invertir en un país asociados a su institucionalidad, en particular respecto a la viabilidad de los contratos (riesgo de expropiación), la repatriación de utilidades y las demoras en los pagos. Este indicador se obtiene de la International Country Risk Guide (ICRG) y tiene un rango de 0 a 12, donde un menor valor indica que el país es considerado más riesgoso y por lo tanto es menos atractivo para realizar IED. *Rule of law* mide la fortaleza e imparcialidad del sistema legal de un país y el respeto por la ley por parte de la población. Para ello la ICRG utiliza una escala de 0 a 6 puntos, donde un menor valor implica un mayor riesgo. La incorporación de estas dos variables al análisis es importante por dos razones. Primero, porque suelen omitirse en los análisis empíricos en la literatura y la evidencia para Latinoamérica es que la calidad de las instituciones (*good governance*) juega un rol importante en atraer inversión extranjera (Biglaiser y DeRouen 2006; Agosin y Machado 2007). Segundo, porque es probable que exista una relación negativa entre el riesgo institucional o la calidad de las instituciones de un país y la tasa de impuesto que el gobierno de un país impone. Cuanto peor sea la calidad de las instituciones y el gobierno en un país menor será la tasa que tendría que imponer a las utilidades de las empresas multinacionales para compensar y hacer más atractivo el país para la inversión. Por ello, omitir esta variable en el análisis podría generar sesgos importantes en las estimaciones.

Credit es una variable *dummy* igual a 1 si el país origen se adhiere al sistema de imposición mundial o de crédito para evitar la doble imposición internacional de los beneficios de sus multinacionales. Se espera, como se mencionó antes, que inversionistas de estos países sean menos sensibles

11. Lamentablemente no hay indicadores de productividad de la mano de obra de cada país disponibles ni tampoco del grado de escolaridad de la fuerza laboral, por lo que la tasa de alfabetismo es simplemente una *proxy* para controlar el nivel educacional, que está positivamente correlacionado con productividad.

a la tasa de impuestos de los países destino. Para estimar la magnitud de este efecto, en las estimaciones se agrega una dummy multiplicativa (tasa impuesto \times credit).

Las variables *Mercosur* y *CAN* son variables dummy igual a 1 si el país pertenece al Mercosur y a la Comunidad Andina respectivamente. La variable *Acuerdo de Libre Comercio* es una dummy igual a 1 si el país de origen (*source*) y el país receptor (*host*) tienen un acuerdo de libre comercio entre ellos, con el objeto de capturar posibles preferencias de inversionistas que optan por invertir en países con los cuales su país tiene acuerdos comerciales.

Finalmente, las variables *primario*, *secundario* y *terciario* son variables que miden la composición de la IED por sector económico. Estas variables permiten capturar los distintos patrones de inversión en las distintas industrias, ya que es probable, por ejemplo, que los montos en dólares de IED en el sector servicios sean menores que los del sector manufacturero, debido a que este último es más intensivo en capital.

RESULTADOS

Las estimaciones se realizaron utilizando técnicas para un modelo econométrico lineal de datos de panel con efectos no observados. En la Tabla 4 se muestran los resultados de las estimaciones de la Ecuación 7.

El modelo 1 es un modelo base que no considera los efectos de acuerdos comerciales y good governance. El modelo 2 agrega el efecto de acuerdos de libre comercio entre países. El modelo 3 considera el efecto de pertenencia a dos bloques de comercio en Latinoamérica, Mercosur y CAN.¹² El modelo 4 agrega al modelo básico dos variables de good governance. Por último, el modelo 5 incorpora el efecto simultáneo de los efectos de comercio y good governance. Es importante mencionar que en la estimación de todos los modelos se incorporan variables dummy anuales y para cada país fuente de inversión (*source*), junto a las variables que capturan la composición sectorial de la inversión.

Tal como se aprecia en la Tabla 4, los resultados son bastante robustos y los modelos 5 y 2 son los que mejor explican la variación observada en los datos, medido tanto por el R^2 como por el valor para el test de significancia global. Es importante destacar que, en general, no hay cambios de signo en los coeficientes de las distintas variables explicativas al ir introduciendo otras variables explicativas al modelo 1.

El coeficiente de la tasa de impuesto, nuestra variable de mayor interés, es negativo y estadísticamente significativo en todos los modelos. La elas-

12. El grado de correlación entre estas dos variables y la variable Acuerdo de Libre Comercio es bastante alto, lo cual dificulta la identificación de los tres efectos en forma simultánea. Al incorporar las tres variables, la magnitud de los efectos no cambia pero los errores estándar de las tres variables aumentan en forma significativa.

Tabla 4 Resultados de las estimaciones

$\ln(Sjt)-\ln(Sot)$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(tasa impuesto)	-0.9510 (0.1185)***	-0.9288 (0.1144)***	-0.7563 (0.1221)***	-0.9339 (0.1194)***	-0.9396 (0.1152)***
log(camino/área)	1.2444 (0.1487)***	1.0394 (0.1443)***	0.6507 (0.1862)***	1.0442 (0.1877)***	0.7230 (0.1827)***
log(alfabetismo)	4.1030 (0.9368)***	3.5217 (0.9046)***	0.4090 (1.1108)	3.2563 (1.0427)***	2.2298 (1.0090)**
log(salario mínimo)	1.0131 (0.0932)***	1.2128 (0.0912)***	1.1184 (0.0976)***	0.9798 (0.0946)***	1.1650 (0.0923)***
log(salario real)	-0.1187 (0.0220)***	-0.0884 (0.0213)***	-0.0383 (0.0262)	-0.0855 (0.0271)***	-0.0420 (0.0264)
log(población)	0.5900 (0.0836)***	0.6930 (0.0810)***	0.7633 (0.0900)***	0.7268 (0.1077)***	0.8891 (0.1046)***
Credit	-0.8313 (0.6842)	-0.7714 (0.6599)	-0.8953 (0.6791)	-0.9229 (0.6834)	-0.8584 (0.6593)
Credit × log(tasa impuesto)	0.2455 (0.1751)	0.1259 (0.1691)	0.2663 (0.1738)	0.2660 (0.1748)	0.1447 (0.1689)
log(investment profile)				0.4065 (0.1374)***	0.2219 (0.1333)*
log(rule of law)				0.1556 (0.106)	0.2754 (0.1027)***
Mercosur			-0.4304 (0.1101)***		
CAN			-0.6923 (0.1141)***		
Acuerdo libre comercio		2.0315 (0.1530)***			2.0400 (0.1541)***
Wald χ^2	4645.64	5169.47	4753.38	4675.43	5198.63
R ²	0.6649	0.6884	0.6702	0.6665	0.6898
N	2400	2400	2400	2400	2400

*** $p < .01$; ** $p < .05$; * $p < .10$. Las variables dummies anuales y para países sources fueron omitidos.

tividad punto fluctúa entre -0.76 y -0.95 , lo cual implica que en promedio, un aumento en un punto porcentual en la tasa de impuesto a las utilidades está asociado a una disminución de entre 0.76 por ciento y 0.93 por ciento en la proporción de IED (Sjt) que recibe un país latinoamericano, ceteris paribus. Es decir, para los inversionistas extranjeros un país latinoamericano con tasas de impuestos a las utilidades más altas que otros países es menos atractivo y, por lo tanto, la participación que dicho país destino tendrá en el total de inversión que realizan los inversionistas de cada país origen será relativamente menor. Esta elasticidad es mayor a la considerada de consenso según Hines (1999), en torno a -0.6 , y también

superior a la media de las elasticidades de todos los estudios considerados por DeMooij y Ederveen (2003), en torno a -0.7 .

Con respecto a las variables que capturan los efectos del régimen impositivo que adopta el país origen de la IED, las estimaciones no son tan concluyentes. El coeficiente asociado a la variable *crédito* es positivo pero no es estadísticamente significativo. El signo del coeficiente, aunque no significativo, sugiere que países que usan el sistema de crédito, en promedio invierten más en el extranjero que los países que usan el sistema de exención. El coeficiente de la variable que interactúa el sistema de crédito con la tasa de impuesto si bien tiene el signo esperado tampoco estadísticamente significativo. El signo positivo del coeficiente refleja que los inversionistas provenientes de países con un sistema de crédito son menos sensibles a cambios en la tasa de impuesto de los países latinoamericanos destino. La elasticidad impuesto para estos países está entre 0.5 y 0.8 y es estadísticamente significativa,¹³ indicando que un aumento en un punto porcentual en la tasa de impuesto a las utilidades del país destino está correlacionado con una disminución entre 0.5 por ciento y 0.8 por ciento en la fracción de la IED que dicho país recibe, *ceteris paribus*; mientras que si el país de origen de la inversión extranjera utiliza el sistema de exención la elasticidad impuesto está entre -0.8 y -1 .

Los coeficientes asociados a las variables *población* y *camino por área* son estadísticamente significativos y tienen los signos esperados. La variable *población*, como se mencionó anteriormente, es una medida del tamaño del mercado. Un país con un mayor tamaño es más atractivo para un inversionista, por lo que la participación de IED que atrae es relativamente superior a la de países más pequeños. La elasticidad estimada, sugiere que un aumento del 1 por ciento en el tamaño del mercado (población de un país) aumentará la proporción de IED que un país recibe entre 0.6 por ciento y 0.9 por ciento, dejando todo lo demás constante.

Si bien el mercado del país anfitrión es relevante a la hora de determinar la IED en un país, también es necesaria una buena infraestructura para desarrollar adecuadamente la IED. Los resultados de la estimación muestran que la variable *camino por área* (una medida de infraestructura) es estadísticamente distinta de cero y tiene signo positivo. La magnitud de su impacto indica que es importante como determinante de la proporción de IED que recibe un país en América Latina. Un aumento de un 1 por ciento en los kilómetros de caminos por área de un país, está asociado a un aumento de entre 0.7 por ciento y 1.2 por ciento en la proporción de IED que dicho país atrae.

El coeficiente asociado a la variable *investment profile* muestra que, tal como se discutió previamente, en la medida que un país que garantice de mejor forma los derechos de propiedad de un inversionista logra atraer

13. El error estándar para esta elasticidad se calcula usando el método delta.

una mayor proporción de IED relativo a países en donde hay mayor riesgo de expropiación. La estimación punto de este efecto muestra que, en promedio, un aumento de un grado en la escala de percepción de riesgo se asocia a un aumento de entre 0.2 por ciento y 0.4 por ciento de la proporción de IED dirigida al país. De igual forma la variable *rule of law*, muestra un impacto positivo y significativo en la IED, reflejando que la independencia del sistema legal y el respecto a las leyes por parte de la población son relevantes para atraer inversión. La estimación muestra que un aumento de un grado en la escala implicaría un aumento de alrededor de 0.26 por ciento en la proporción de inversión extranjera que recibe un país.

El efecto del *salario real* tiene el signo esperado y es estadísticamente significativa, indicando que un aumento de un 1 por ciento en el salario real en dólares en un país reducirá entre 0.4 por ciento y 0.12 por ciento la proporción de IED que recibe ese país, *ceteris paribus*. Esto simplemente refleja que mayores costos salariales afectan negativamente a los beneficios esperados de la empresa. Sin embargo, no tan sólo los costos salariales tienen efectos importantes sino que también es probable que los costos laborales unitarios lo tengan. Estos costos en general están asociados a costos de despido, salarios mínimos, legislación respecto a negociación colectiva, huelgas y horas extraordinarias, etc. Lamentablemente no existen datos disponibles que permitan construir un set de variables homogéneas que capturen cada uno de estos efectos. Sin embargo, se esperaría que el salario mínimo esté altamente correlacionado con los costos laborales de un país y permita capturar sus efectos. Para nuestra sorpresa, las estimaciones arrojan que el coeficiente asociado a esta variable es positiva y estadísticamente significativa. No es fácil encontrar una explicación del todo satisfactoria para este resultado, pero es importante destacar en primer lugar que en la literatura ya existen resultados de este tipo.¹⁴ Una explicación posible es la que proveen Beeson y Husted (1989), quienes encuentran que altos niveles de sindicalización están asociados con mayor eficiencia productiva en la industria manufacturera en los Estados Unidos. Esto podría llevar a que empíricamente se observe una relación positiva entre esta variable y la IED que recibe un país. Si bien el determinar si esta explicación es válida para América Latina está más allá de los objetivos de este trabajo y es una pregunta relevante que deberá considerarse en futu-

14. Coughlin y otros (1991) encuentran en sus estimaciones que altas tasas de sindicalización están asociadas con incrementos en la IED que un estado en los Estados Unidos recibe. Knight (2002) llega en sus estimaciones a similares resultados, cuanto más alta sea la tasa de sindicalización mayor será la IED que un estado de EE.UU. reciba. Por otro lado Moore (1993), usando un índice de costos laborales para diecisiete países de la OCDE, que el número de días de trabajos perdidos en huelgas está asociado positiva y significativamente con los flujos de IED que reciben estos países.

Tabla 5 Resultados y estimaciones con variables instrumentales

$\ln(\text{Sjt})-\ln(\text{Sot})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log(tasa impuesto)	-1.0741 (0.1641)***	-1.0106 (0.1579)***	-0.8344 (0.1729)***	-1.0540 (0.1652)***	-1.0321 (0.1591)***
Log(caminos/área)	1.1476 (0.1535)***	0.9369 (0.1486)***	0.6235 (0.1888)***	1.0066 (0.1926)***	0.6815 (0.1871)***
Log(alfabetismo)	3.8027 (0.9838)***	3.0147 (0.9482)***	0.2718 (1.1813)	3.0993 (1.1141)***	1.8734 (1.0765)**
Log(salario mínimo)	1.0430 (0.0955)***	1.2550 (0.0933)***	1.1513 (0.1010)***	1.0227 (0.0969)***	1.2159 (0.0944)***
Log(salario)	-0.0989 (0.0227)***	-0.0656 (0.0220)***	-0.0261 (0.0269)	-0.0707 (0.0285)***	-0.0247 (0.0277)
Log(población)	0.6627 (0.0865)***	0.7662 (0.0836)***	0.8106 (0.0919)***	0.7738 (0.1130)***	0.9375 (0.1095)***
Credit	-1.2902 -0.7976	-1.1269 -0.7673	-1.2540 -0.7916	-1.4317 (0.7950)*	-1.3042 (0.7655)*
Credit \times log(tasa impuesto)	0.3675 (0.2105)*	0.2094 (0.2028)	0.3589 (0.2089)*	0.4037 (0.2097)*	0.2559 (0.2022)
Log(investment profile)				0.4114 (0.1410)***	0.2298 (0.1365)*
Log(rule of law)				0.1159 (0.1168)	0.2383 (0.1129)**
Mercosur			-0.4087 (0.1142)***		
CAN			-0.6519 (0.1203)***		
Acuerdo libre comercio		2.0426 (0.1538)***			2.0423 (0.1550)***
Wald chi ²	4456.69	4989.71	4563.72	4486.59	43655.54
R ²	0.6691	0.6939	0.6745	0.6706	0.6948
N	2259	2259	2259	2259	2259

ras investigaciones, nuestras estimaciones indican que un aumento en un 1 por ciento en el salario mínimo se asocia a un aumento de alrededor de 1 por ciento en la proporción de IED que recibe el país, *ceteris paribus*.

Si bien no se dispone de medidas de productividad de la fuerza laboral de cada país para cada año, con el objeto de controlar al menos indirectamente por la calidad de la mano de obra en un país, se incluye en las regresiones la variable *alfabetismo* que tiene un coeficiente positivo y, con la excepción del modelo 3, es estadísticamente significativa. El efecto estimado muestra que un aumento de 1 por ciento en la fracción de la población que sabe leer aumenta la fracción de inversión extranjera que recibe el país entre 2.2 por ciento y 4.1 por ciento, todo lo demás constante.

Las variables que capturan los efectos de acuerdos comerciales son estadísticamente significativas, contrario a los resultados de Tuman y Emmert (2004) que no encuentran efectos significativos de los bloques comerciales existentes en Latinoamérica. Los resultados empíricos muestran un efecto positivo e importante de los acuerdos de libre comercio entre dos países, con una elasticidad de alrededor de 2. Por otro lado, los efectos de pertenecer a Mercosur o a CAN tienen efecto negativo en la inversión extranjera, respecto a los países que no pertenecen a esos bloques comerciales. La magnitud de este efecto es de -0.4 por ciento para los países miembros de Mercosur y -0.7 por ciento para los miembros de la CAN.¹⁵

Finalmente, es importante considerar que potencialmente la tasa de impuesto podría ser endógena. Si bien en ninguno de los modelos especificados el test de Hausman rechaza la hipótesis nula de exogeneidad de la tasa de impuestos, en la Tabla 5 se presentan estimaciones de los tres modelos usando variables instrumentales para la tasa impositiva.

Utilizando la tasa de impuesto del período anterior en cada país como variable instrumental para la tasa de impuesto del período, al igual que Papke (1991), los resultados obtenidos para los cinco modelos no son radicalmente distintos a los presentados en la Tabla 4. En el caso particular de la tasa de impuesto, el efecto estimado es un poco mayor, con una elasticidad de alrededor de -1 . Si bien esto muestra un grado importante de robustez en nuestras estimaciones, en las conclusiones se discuten extensiones a este trabajo que permitan explorar otras alternativas.

CONCLUSIONES

El objetivo principal de este trabajo es estimar los efectos que tiene la tasa de impuesto a las utilidades de las empresas en la IED en los países de América Latina. A pesar de que varios países intentan atraer inversión extranjera reduciendo sus tasas de impuestos, en general, existe muy poca evidencia empírica respecto a estos efectos en Latinoamérica. Una primera contribución de este trabajo consiste precisamente en estimar la magnitud de dichos efectos, que es lo más relevante desde el punto de vista del diseño y evaluación de la política tributaria de un país. Una segunda contribución, consiste en considerar explícitamente en el análisis empírico el hecho de que los inversionistas extranjeros tienen una *outside option* en sus alternativas de inversión y pueden decidir no invertir en ningún país de América Latina.

15. Con el objeto de medir el grado de apertura comercial también se consideró en las regresiones la variable $(\text{exportaciones} + \text{importaciones})/\text{PIB}$ pero nunca fue estadísticamente significativa y el resto de los coeficientes permanece invariable, por lo que fue excluida de la especificación final.

Las estimaciones se realizan adaptando un modelo Logit de demanda de productos diferenciados, utilizando datos de panel para inversión extranjera realizada en once países latinoamericanos por treinta países durante el período 1990–2002.

Los resultados obtenidos muestran que la inversión extranjera sí responde a cambios en las tasas de impuesto a las utilidades de las empresas y dichos efectos no son despreciables. Un aumento de un punto porcentual en la tasa de impuesto a las utilidades se asocia a una disminución de entre 0.75 por ciento y 0.96 por ciento en la proporción de IED que un país recibe, *ceteris paribus*. Una de las implicancias relevantes de este resultado, es que un aumento de impuestos puede generar un aumento en la recaudación tributaria pero a un costo significativo en términos de menor inversión. Adicionalmente, una respuesta importante de la inversión a rebajas tributarias puede llevar a una competencia tributaria entre países por captar inversión (*race to the bottom*), lo cual lleva a un equilibrio con poca recaudación y una subprovisión de bienes públicos.

Por otro lado no se encuentran diferencias significativas respecto a sensibilidad frente a cambios en la tasa de impuestos entre inversionistas extranjeros que pueden pedir crédito sobre los impuestos pagados en los países destino y los que están simplemente exentos.

Si bien en el análisis empírico realizado se controló por la mayor cantidad de determinantes de la inversión extranjera con el objeto de evitar un potencial sesgo de variables omitidas, es posible que existan otras variables no observadas que estén correlacionadas con la tasa de impuestos. Una de ellas es el efecto que tienen las tasas de impuestos de otros países vecinos o que compiten por atraer la misma inversión, en la tasa de impuestos a las utilidades de cada país (Rork 2003). Una extensión natural de este trabajo sería explorar, por ejemplo, los efectos de la competencia tributaria entre países, en la tasa de impuestos de cada país en el tiempo.

Finalmente, es importante destacar que hay otros determinantes de la localización de inversión extranjera en América Latina cuyos efectos son también importantes en magnitud y que, por lo tanto, permiten considerar también otro tipo de políticas públicas destinadas a atraer inversión extranjera. En particular, mayor infraestructura, menores salarios, menor riesgo institucional, acuerdos de libres comercio con países desarrollados y un mayor tamaño del mercado tienen efectos positivos en la fracción de inversión extranjera que logra atraer un país. Especialmente relevante es el efecto que tiene la infraestructura, ya que es de orden de magnitud equivalente al de la tasa de impuestos, por lo que un aumento de impuestos cuya recaudación se utiliza para proveer bienes y servicios públicos que favorecen los sectores productivos donde hay inversión extranjera pueden ser incluso neutrales respecto a atraer inversión, ya que los inver-

sionistas consideran el paquete fiscal que involucra tanto los impuestos pagados como los bienes y servicios públicos que se reciben a cambio.

APÉNDICE 1

La demanda agregada de inversión extranjera puede ser derivada explícitamente a través de la agregación de las decisiones de inversión de los inversionistas extranjeros. Para ello, se define primero la función de beneficios del inversionista i de la combinación país-período t para invertir en el país j como:¹⁶

$$\pi_{ijt}^*(X_{jt}, \xi_{jt}, t_{jt}, v_i; \theta); \theta = (\alpha, \beta), \quad (\text{A1})$$

donde X_{jt} es un vector de características observables k -dimensional, ξ_{jt} es un vector de características no observables del país j , v_i son características individuales del inversionista i y t_{jt} es la tasa de impuesto a las utilidades del país j en el período t .

Para la implementación empírica del modelo, asumimos la siguiente especificación de la función de beneficios:¹⁷

$$\pi_{ijt}^* = -\alpha t_{jt} + X_{jt}\beta + \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt}. \quad (\text{A2})$$

Tal como se mencionó previamente, el modelo también considera la posibilidad de que el inversionista decida no invertir en ningún país en Latinoamérica. En este caso la alternativa externa es invertir en cualquier otro país del mundo. La función de beneficios de la outside option se define como:

$$\pi_{iot}^*(X_{ot}, \xi_{ot}, t_{ot}, v_i; \theta). \quad (\text{A3})$$

La forma funcional de la función de beneficios de la outside option, para efectos de la implementación empírica del modelo, se asume como:¹⁸

$$\pi_{iot}^* = \xi_{ot} + \varepsilon_{iot}. \quad (\text{A4})$$

Las utilidades medias al invertir en la outside option no están identificadas sin hacer más supuestos y para estos efectos se normaliza ξ_{ot} igual a 0.

16. Implícitamente se supone que todos los inversionistas que invierten en un país determinado enfrentan las mismas características, particularmente la misma tasa de impuestos.

17. La forma funcional lineal requiere la ausencia de efectos riqueza, este el caso de la maximización de beneficios pero no siempre en el caso de maximización de la utilidad.

18. Las variables X y t no están definidas en este caso, ya que la outside option consiste en invertir en otros países del mundo fuera de Latinoamérica.

La función de beneficios puede ser definida entonces como:

$$\pi_{ijt}^* = \delta_{jt}(X_{jt}, t_{jt}, \xi_{jt}; \theta) + \varepsilon_{ijt}, \quad (\text{A5})$$

donde

$$\delta_{jt} = -\alpha t_{jt} + X_{jt}\beta + \xi_{jt}. \quad (\text{A6})$$

En este modelo se supone que los inversionistas invierten en un solo país, aquél que les otorgue las utilidades más altas.¹⁹ Un inversionista es definido como un vector de características individuales no observadas y por un vector de shocks específicos de cada país en Latinoamérica más la outside option $(\varepsilon_{i0t}, \varepsilon_{i1t}, \dots, \varepsilon_{i11t})$. Esto define el conjunto de atributos de los inversionistas que llevan a la elección del país donde invertir y que se define como:

$$A_{jt}(\delta_t) = \{\varepsilon_{j,t} \mid \pi_{ijt} \geq \pi_{ilt} \quad \forall i=0, \dots, 11\}, \quad (\text{A7})$$

donde A_{jt} define al inversionista i que elige al país j en el período t .

Asumiendo que la igualdad entre las funciones de beneficios de dos países se da con probabilidad 0, la proporción de la inversión en el país j es simplemente la integral sobre la masa de los inversionistas para los cuales se verifica A_{jt} , que está dada por:

$$s_{jt}(\delta_t) = \int_{A_{jt}} dP(\varepsilon), \quad (\text{A8})$$

donde $P(\cdot)$ denota la función de distribución de la población de inversionistas. La integral de la Ecuación A8 representa la participación del país j en la inversión del país s en el período t .

La estrategia de estimación es elegir parámetros que minimicen la distancia entre la fracción de IED predicha por el modelo y las observadas, lo cual implica resolver el siguiente sistema de ecuaciones implícitas:

$$s_{jt}(X_{jt}, t_{jt}, \delta_{jt}; \theta) = S_{jt}. \quad (\text{A9})$$

Esta estrategia entrega estimaciones de los parámetros que son determinados por la distribución de los atributos de los inversionistas.

19. Este es un supuesto aparentemente restrictivo, por el hecho de que se observa que la mayoría de los inversionistas invierten en distintos países a la vez. Sin embargo, podemos considerar que cada vez que un inversionista decide realizar un proyecto en particular, decide realizarlo generalmente en uno sólo de los posibles países a la vez, lo cual es consistente con el modelo y permite que a lo largo del tiempo se observen inversionistas con inversiones en distintos países.

En resumen, el uso de un modelo Logit para estimar la demanda nos permite resolver el problema de sobreparametrización proyectando a los países en un espacio de características y permitiendo que la heterogeneidad de los inversionistas se incluya a través de un shock aleatorio aditivo separable, ε_{ijt} .

Finalmente, suponemos que el shock aleatorio ε_{ijt} es i.i.d. y está distribuido de acuerdo a una distribución de valor extremo tipo I. Esta última restricción permite calcular la integral en Ecuación A7 en forma explícita, sin embargo, tiene implicancias para las elasticidades de demanda.

Con este último supuesto, la fracción de la IED del país s en el país latinoamericano j en el período t es:

$$s_{jt} = \frac{\exp(-\alpha t_{jt} + X_{jt}\beta + \xi_{jt})}{1 + \sum_{k=0}^{11} \exp(-\alpha t_{kt} + X_{kt}\beta + \xi_{kt})} \quad (\text{A10})$$

Ahora la Ecuación A9 puede ser resuelta analíticamente para obtener

$$\delta_{jt} = \ln(S_{jt}) - \ln(S_{ot}), \quad (\text{A11})$$

donde S_{jt} y S_{ot} son las fracciones observadas en el país j y en la outside option respectivamente.

De esta forma, la ecuación de demanda a ser estimada se puede expresar como:

$$\ln(S_{jt}) - \ln(S_{ot}) = -\alpha t_{jt} + X_{jt}\beta + \xi_{jt}. \quad (\text{A12})$$

APÉNDICE 2

En la Tabla 6 se muestran los resultados de la primera etapa correspondientes a cada modelo estimado con variables instrumentales. Esta primera etapa contiene todas las variables exógenas del modelo, sin embargo, por razones de espacio sólo se reportan los coeficientes para la variable tasa de impuesto rezagada. El estadístico t rechaza fuertemente la hipóte-

Tabla 6 Resultados y estimaciones 1a etapa del modelo con VI para la CTR

$\log(\text{tasa impuesto})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\log(\text{tasa impuestos})_{t-1}$	0.7315 (0.0073)***	0.7316 (0.0073)***	0.7160 (0.0076)***	0.7269 (0.0073)***	0.7270 (0.0073)***
R ² ajustado	0.8437	0.8437	0.8459	0.8458	0.8457
F	400.7700	393.7800	393.5100	399.9500	393.1300

sis nula de que el coeficiente asociado a la tasa de impuesto rezagada es igual de 0. Se observa que la tasa de impuestos determinada en un período depende positivamente de la tasa de impuestos vigente en el período anterior y la relación se encuentra en un rango superior al 70 por ciento.

REFERENCIAS

- Agosin, M., y R. Machado
2007 "Openness and the International Allocation of Foreign Direct Investment". *Journal of Development Studies* 43 (7): 1234–1247.
- Agostini, C. A.
2007 "The Effect of State Taxes on Investment Location". *Public Finance Review* 35 (3): 335–360.
- Barrell, R., y N. Pain
1999 "Trade Restraints and Japanese Direct Investment Inflows". *European Economic Review* 43 (1): 29–45.
- Beeson, P., y S. Husted
1989 "Patterns and Determinants of Productive Efficiency in State Manufacturing". *Journal of Regional Science* 29 (1): 15–28.
- Coughlin, C., J. V. Terza y V. Arromdee
1991 "State Characteristics and the Location of Foreign Direct Investment within the United States". *Review of Economics and Statistics* 73: 675–683.
- De Mooij, R., y S. Ederveen
2003 "Taxation and Foreign Direct Investment, A Synthesis of Empirical Research". *International Tax and Public Finance* 10 (6): 673–693.
- Desai, M.A., C.F. Foley y J.R. Hines
2004 "Foreign Direct Investment in a World of Multiple Taxes". *Journal of Public Economics* 88: 2727–2744.
- Deveraux, M., y R. Griffith
1998 "Taxes and the Location of Production: Evidence from a Panel of U.S. Multinationals". *Journal of Public Economics* 68 (1): 335–367.
1999 "The Taxation of Discrete Investment Choices". Working Paper No. W98/16, Institute for Fiscal Studies.
- Grubert, H., y J. Mutti
2000 "Do Taxes Influence Where U.S. Corporations Invest?" *National Tax Journal* 53 (4): 825–839.
- Hall, R., y D. W. Jorgenson
1967 "Tax Policy and Investment Behavior". *American Economic Review* 57: 391–414.
- Helms, J.
1985 "The Effect of State and Local Taxes on Economic Growth: A Time Series Cross-Section Approach". *Review of Economics and Statistics* 67 (4): 574–582
- Hines, J., Jr.
1996 "Altered States: Taxes and the Location of Foreign Direct Investment in America". *American Economic Review* 86 (1): 1075–1094.
1999 "Lessons from Behavioral Responses to International Taxation". *National Tax Journal* 52 (2): 305–322.
- Jorgenson, D. W.
1963 "Capital Theory and Investment Behavior". *American Economic Review* 53 (2): 247–259.
- Knight, B.
2002 "State Capital Taxes and the Location of Investment: Empirical Lessons from Theoretical Models of Tax Competition". Finance and Economics Discussion Series No. 59, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- KPMG
varios años "Corporate Tax Surveys" (<http://www.kpmg.com>).

- Luger, M., y S. Shetty
1985 "Determinants of Foreign Plant Start-Ups in the United States: Lessons for Policymakers in the Southeast". *Vanderbilt Journal of Transnational Law* (Spring): 223–245.
- Moore, M. O.
1993 "Determinants of German Manufacturing Direct Investment: 1980–1988". *Weltwirtschaftliches Archiv* 129 (2): 120–138.
- Moore, M., B. Steece y C. Swenson
1987 "An Analysis of the Impact of State Income Rates and Bases on Foreign Investment". *Accounting Review* 62: 671–685.
- Nevo, A.
2000 "A Practitioner's Guide to Estimation Random Coefficients Logit Models of Demand". *Journal of Economics and Management Strategy* 9 (1): 513–548.
- Papke, L.
1991 "Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location: Evidence from Panel Data". *Journal of Public Economics* 45 (1): 47–68.
- Pain, N., y G. Young
1996 "Tax Competition and the Pattern of European Foreign Direct Investment". Mimeo. National Institute of Economic and Social Research.
- PricewaterhouseCoopers
varios años "Corporate Taxation: A Worldwide Summary", (<http://www.pwcglobal.com>).
- Rork, J.
2003 "Coveting Thy Neighbors' Taxation". *National Tax Journal* 56 (4): 775–787.
- Slemrod, J.
1990 "Tax Effects on Foreign Direct Investment in the United States: Evidence from a Cross-Country Comparison". En *Taxation in the Global Economy*, editado por Assaf Razin and Joel Slemrod, pp. 79–122. Chicago: University of Chicago Press.
- Swenson, D.
1994 "The Impact of US Tax Reform on Foreign Direct Investment in the United States". *Journal of Public Economics* 54 (2): 243–266.
2001 "Transaction Type and the Effect of Taxes on the Distribution of Foreign Direct Investment in the United States". En *International Taxation and Multinational Activity*, editado por J. R. Hines, pp. 89–108. Chicago: University of Chicago Press.
- Tuman, J. P., y C. F. Emmert
2004 "The Political Economy of U.S. Foreign Direct Investment in Latin America". *Latin American Research Review* 39 (3): 9–28.
- UNCTAD
2004 *World Investment Directory: Latin American and the Caribbean*, 2 vols. New York: United Nations Press.