

EFFECTOS DE LAS INVERSIONES DE EMPRESAS
ESPAÑOLAS EN LATINOAMÉRICA

*EFFECTS OF THE SPANISH COMPANIES
INVESTMENTS IN LATIN AMERICA*

Santos Miguel Ruesga Benito
Universidad Autónoma de Madrid
ruesga@uam.es

Julimar da Silva Bichara
Universidad Autónoma de Madrid
julimar.dasilva@uam.es

Recibido: junio de 2009; aceptado: octubre de 2009

RESUMEN

Este estudio tiene por objetivo estimar los factores condicionantes y los impactos macroeconómicos generados por la IED españolas en América Latina durante el periodo 1993-2003. Con respecto a las causas se identifica cómo el movimiento de entrada de inversiones españolas en Latinoamérica puede ser explicado por el tamaño de las economías destino y por el proceso de privatización en la región. Por otro lado, y en contraste con lo anterior, la relación estadística, entre las inversiones españolas y el funcionamiento de la vertiente real de las economías latinoamericanas es bastante débil, lo que ha de interpretarse a la luz de trabajos anteriores que sugieren que cuando se registra una elevada concentración de la IED en sectores de productos no-comercializables (servicios), como es el caso, se genera un impacto tenue sobre las variables macroeconómicas que determinan el crecimiento y el equilibrio macroeconómico nacional.

Palabras clave: Inversión Extranjera Directa; Determinantes; Impactos; España; América Latina.

ABSTRACT

This study aims to estimate the determinants and macroeconomic impacts generated by Spanish FDI in Latin America during 1993-2003. With regard to the causes identified as the input motion of Spanish investment in Latin America can be explained by the size of the economies and the process of privatization in the region. Furthermore, in contrast to the above, the statistical relationship between Spanish investors and the functioning of the real side of Latin American economies is quite weak, which is to be interpreted in the light of previous work suggesting that when recorded a high concentration of FDI in sectors of non-tradable (services), as is the case, it creates a tenuous impact on macroeconomic variables that determine growth and domestic macroeconomic balance.

Keywords: Foreign Direct Investment; Determinants; Macroeconomics Impacts; Spain; Latin America.

Clasificación JEL: F21.



1. INTRODUCCIÓN¹

Como paso previo al análisis en detalle del objeto de este trabajo conviene hacer referencia a varios hitos económicos recientes que caracterizan y contextualizan el fenómeno en estudio, las inversiones extranjeras directas, en el marco de los países de la región latinoamericana.

A este respecto, es preciso recordar como a lo largo de los años noventa del siglo pasado se observa una significativa transformación en las relaciones económicas entre España y los países de América Latina, lo que se pone de manifiesto, entre otros aspectos, a través de un voluminoso flujo de inversiones directas (IDE) de empresas españolas en los principales países de la región. Tales inversiones se concentraron en algunos sectores clave, especialmente en servicios, y fueron liderados por un reducido número de grandes grupos empresariales². Concretamente, en el sector de servicios financieros por los grupos Santander Central Hispano (SCH) y Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA); en el sector de telefonía, por el grupo Telefónica; en el sector de energía por Endesa, Iberdrola y Unión Fenosa; y por el sector de petróleo por Repsol. El arranque inicial de ese proceso lo constituye la adquisición de las empresas nacionales de telefonía de Argentina y Chile, el año de 1990, aunque la mayor parte de las inversiones españolas en Latinoamérica ocurrieron en la segunda mitad de la década referenciada.

La mayor parte de las inversiones españolas y europeas en América Latina se concentró en el periodo 1992-2000, lo que coincidió con la fase inicial de liberalización económica y de reformas estructurales en el continente. La Comisión Económica para América Latina, de Naciones Unidas (Cepal, 2002) estimó en 144 miles de millones \$ US los flujos de IED europeos acumulados en aquel periodo, siendo la mitad (72 mil millones \$ US) procedentes de empresas españolas. Entre 1990 y 1994, Gran Bretaña lideró las inversiones

¹ Los autores desean mostrar su agradecimiento a André Cunha, profesor de la Universidad de Rio Grande do Sul, por el trabajo conjunto desarrollado en la investigación en la que se apoya este trabajo.

² Véase, entre otros: Cepal (2002 y 2006a), Ruesga y Bichara (2004), Casilda Béjar & Calderón (2000) y Chislett (2003).

europas en América Latina, con un 40 por ciento del total, seguido de España con un 16 por ciento; sin embargo, en el periodo 1995-2000 España tomó la delantera con un 44 por ciento de las inversiones totales frente al 13 por ciento de Gran Bretaña.

Con datos de la Conferencia de Naciones Unidas para el Comercio y el Desarrollo (UNCTAD, 2005), se observa como Argentina, Brasil y México recibieron más del 60 por ciento de los flujos de IED hacia la región en el periodo 1991-2004. En estos países España ha sido un inversor destacado durante el periodo de intensas privatizaciones de los años noventa. De acuerdo con estimativas de la Cepal (2006a) para los flujos acumulados entre 1996 y 2005, la participación española ha sido del 14 por ciento en Brasil, un 10 por ciento en México y un 44 por ciento en Argentina. En Chile la participación ha sido del 30 por ciento, en Colombia del 18 por ciento y en Venezuela del 8 por ciento. Estos datos muestran una mayor relevancia si se considera que hubo una aceleración en la entrada de IED en la región en ese período, de modo que el stock de IED con respecto al PIB pasó del 9 por ciento los años 1980 a un 32 por ciento en el comienzo del siglo XXI. Por otra parte, en el informe anual de la Cepal (2006a) también desarrolla un mapa del comportamiento de las 50 mayores empresas transnacionales no-financieras que operan en América Latina, se muestra que del total de facturación de estas empresas, en 2000 de 259 miles de millones \$ US, el 14 por ciento correspondió a las empresas españolas, porcentaje solo superado por las de Estados Unidos, que acumularon un 45 por ciento de tal volumen de facturación.

Conviene insistir también en cómo el entorno macroeconómico de ambas regiones, receptora y emisora del flujo de IED, es decir, Latinoamérica y España, a lo largo de la década de los 90, se caracterizaron por la materialización de profundas transformaciones estructurales. Por una parte, España se enfrentaba a los intensos desafíos institucionales y económicos de su adhesión a la Unión Europea. Una de cuyas primeras consecuencias fue el aumento de la competencia externa y la saturación de los mercados locales. Estos factores impulsaron a las empresas españolas a la búsqueda de nuevos mercados para ampliar o, por lo menos, mantener su cuota de mercado. En esta misma línea de interpretación, también habría que destacar la bonanza macroeconómica de España, caracterizada por un círculo virtuoso de crecimiento y estabilidad, tras la adhesión a la UE³. Bajo esta perspectiva, el espacio económico latinoamericano se presentaba como una oportunidad destacada para la internacionalización de las mayores empresas españolas.

Los países latinoamericanos, por su parte, llevaban a cabo en estos años profundos y acelerados programas de privatización y desregulación de sus economías, poniendo a la venta activos en diversos sectores económicos, previamente dominados por empresas estatales o, en menor medida, por empresas privadas nacionales. A esto se añade la finalización de los procesos

³ Exceptuando el episodio cíclico de depresión de los años 1992-95, acompañando a la crisis internacional de esos años.

de renegociación de la deuda externa y la consolidación de una acusada estabilidad monetaria, después de años (o décadas) de descontrol inflacionario. La liberalización comercial y financiera y las reformas en los marcos legales que antes caracterizaban el modelo de sustitución de importaciones, culminaron en la conformación de un ambiente de negocios más atractivo para los inversores extranjeros.

Descritas de forma sucinta las premisas básicas del contexto económico e institucional, este estudio tiene por objetivo estimar los factores condicionantes y los impactos macroeconómicos generados de y por la IED españolas en América Latina durante el periodo 1993-2003.

Este trabajo se inicia con una breve revisión sobre la literatura internacional que trata de evaluar los impactos de la IED sobre las economías receptoras. Y teniendo en cuenta los resultados alcanzados en la revisión anterior, se desarrolla a continuación un ejercicio econométrico para evaluar los condicionantes de la inversión directa española en América Latina y sus impactos sobre el crecimiento económico, las inversiones, las exportaciones, la productividad y el empleo de las economías receptoras. Con respecto a las causas se identifica como el movimiento de entrada de inversiones españolas en Latinoamérica puede ser explicado, en buena medida, por el tamaño de las economías de origen y destino y por el proceso de privatización en la región. Estos resultados son bastante consistentes con los que muestran una buena parte de la literatura especializada, en particular en estudios de tipo sectorial. Por otro lado, y en contraste con lo anterior, la relación estadística, entre las inversiones españolas y el funcionamiento de la vertiente real de las economías latinoamericanas es bastante débil, lo que ha de interpretarse a la luz de trabajos anteriores que sugieren que cuando se registra una elevada concentración de la IED en sectores de productos no-comercializables (servicios), como es el caso, se genera un impacto tenue sobre las variables macroeconómicas que determinan el crecimiento y el equilibrio macroeconómico nacional.

2. ¿QUÉ DICE LA LITERATURA ECONÓMICA ACERCA DE LOS IMPACTOS DE LA IED?

La literatura especializada sugiere que la IED puede afectar de forma positiva al crecimiento económico. Además de ser una fuente relativamente estable de financiación externa, la inversión extranjera directa puede arrastrar consigo nuevas tecnologías, capacidades gerenciales y canales de acceso a mercados externos (finales, para los bienes de consumo, y de producción): En la modalidad *greenfield investment* la IED significa la instalación de nuevas unidades productivas, lo que crearía empleos y rentas adicionales en las economías receptoras (Mencinger, 2003): Se concluye, adicionalmente, que mientras más integradas están las unidades de las empresas transnacionales, con respecto al tejido productivo previamente existente en los países receptores, mayores serán los efectos de trasvase (*spill-over effects*) (Aitken and Harrison, 1999): La

propia competencia entre empresas transnacionales y locales podría estimular esas últimas y acelerar sus procesos de capacitación tecno-productiva, en la medida en que hubiera una elevación de los patrones de calidad en los productos y procesos introducidos por las transnacionales (Blomström and Kokko 2003): La intensidad de tales efectos dependerá sustancialmente de las características específicas de la inversión extranjera – sea horizontal o vertical – y de la naturaleza de los sectores económicos⁴ considerados en la absorción de las inversiones (su grado de complejidad y encadenamiento con otras actividades económicas): Así, la formación de *clusters* de empresas transnacionales en sectores que establecen pocos encadenamientos hacia atrás y hacia adelante –por ejemplo, el procesamiento de recursos naturales orientaba a los mercados externos– puede generar efectos netos negativos para el conjunto de la economía (Machinea y Vera, 2006):

Por otro lado se constata como las inversiones directas han constituido en las últimas décadas una contribución creciente en el montante total de inversiones de las economías receptoras. Tal proporción es particularmente mayor en los países latino-americanos. Sin embargo, en línea con la tradicional argumentación de Feldstein y Horioka (1980), esa modalidad de ahorro externo puede tener una contribución marginal en el total de las inversiones domésticas realizada. Es importante destacar que estudios empíricos⁵ de análisis transversal vienen encontrando relaciones positivas condicionales entre IED y crecimiento, donde la primero tendería a estimular al segundo a partir del momento en que los países receptores son capaces de rellenar algunos requisitos previos, tales como: un nivel mínimo de renta por habitante (Blömstrom, 1994), un cierto patrón previo de desarrollo humano, especialmente en educación (Borensztein, 1998), un mayor grado de apertura comercial (Blasubramanyam, 1996; Basu, 2003) y de profundidad de los mercados financieros (Alfaro, 2003).

En otra dimensión, los efectos potenciales de la inversión directa exterior sobre el comercio internacional no pueden ser asumidos como obvios *a priori*. Inversiones del tipo “horizontal”, que enfatizan la atención de los mercados locales, bien sea bajo el patrón de industrialización por sustituciones de importaciones, que estuvo en vigor entre los años 1950 y 1970, o bien bajo la perspectiva de la localización de las inversiones en los sectores de no “comercializables”, como lo ocurrido en los años noventa del siglo pasado, tienden a crear pocos vínculos directos con el comercio exterior. En el caso de la sustitución “de importaciones” la IED podría estar sustituyendo a importaciones previas sin, obligatoriamente, desembocar en una especialización exportadora. Tal patrón tendería a reducir el grado de apertura comercial. Por el contrario,

⁴ Alfaro (2003) en un análisis de datos de panel para 47 países muestra evidencias de que la IED en el sector primario tiene efectos negativos sobre el crecimiento. En la industria, el efecto sería positivo y en el sector de servicios, sin embargo, sería ambiguo.

⁵ Véase, para una revisión de la literatura pertinente, OECD (2002), Hansen y Rand (2004) y Machinea y Vera (2006).

la IED “vertical”, que vincula de forma más estrecha los países receptores con redes internacionales de producción, estaría más asociada a una hipotética ampliación del comercio exterior (Machinea y Vera, 2006).

Un estudio reciente de la OCDE (OECD, 2002), ahonda en este sentido, mostrando vínculos positivos entre la IED y el comercio exterior, en las economías avanzadas, pero sin establecer una evidencia estadísticamente significativa de causalidad entre ambas variables. En el plano teórico cabría esperar una causalidad directa entre la IED y el comercio exterior, en la medida en que los países receptores tenderían a apropiarse de las ventajas derivadas de pertenecer a las redes de producción previamente internacionalizadas, reduciendo los costes de acceso a los mercados externos.

Aizenman y Noy (2005), han desarrollado un análisis de datos de panel para 83 países entre los años 1982 y 1993, en el cual separan dos grupos de países –desarrollados y en desarrollo– con el objetivo de verificar eventuales especificidades asociadas al grado de desarrollo de los países y el tipo de inversión directa, sea horizontal o vertical. Para los países en desarrollo si se ha podido verificar un resultado inicial aparentemente contra-intuitivo, según el cual los flujos de comercio en el pasado afectarían positivamente las inversiones en el presente. Pero entre los países desarrollados no ha sido posible establecer ese mismo patrón de relación entre aquellas dos variables. Adicionalmente, ese mismo trabajo ha encontrado una relación positiva y significativa entre la IED realizada en el pasado y el comercio exterior en el presente, para los dos grupos de países. Esa segunda relación era estadísticamente más significativa que la primera.

3. ¿QUÉ FACTORES HAN ANIMADO A LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS A INVERTIR EN AMÉRICA LATINA

En este epígrafe se pretende evaluar la importancia relativa que diferentes variables macroeconómicas han tenido en la dinámica de la inversión extranjera directa española (IED) en los países de América Latina entre los años 1993 y 2003. Los datos se refieren a una muestra de 11 países (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) para el periodo considerado. Dada esta estructura de información el ejercicio empírico se desarrollará bajo las hipótesis de datos de panel⁶.

De esta forma, siguiendo a Arellano y Bover (1990) se puede delimitar un modelo de datos de panel a partir de la siguiente forma funcional:

⁶ Estos tipos de modelos ofrecen un cierto número de ventajas cuando son comparados con modelos de cross-section puro o de series temporales, destacándose, entre otras, el beneficio derivado de un número bastante mayor de observaciones (Balestra, 1992: 22). Para el caso en estudio desarrollado la ventaja se hace patente, toda vez que se trabaja con once países, (el número de observaciones en el corte transversal -cross-section-) observados durante once años (serie temporal), lo que permite realizar un total de 121 observaciones. Para una revisión sobre Datos de Panel, véase, entre otros: Arellano y Bover (1990).

$$y_{it} = X_{it} \beta + \alpha_i + v_{it}$$

en donde y_{it} es el vector de la variable dependiente; X_{it} es el vector $K \times 1$ de variables explicativas; α_i es un efecto individual y v_{it} es un término de perturbación. El componente α_i puede ser modelizado de tres formas distintas: i) *con coeficiente único* (un mismo valor para todos los cross-section), ii) *con efecto fijo* (α_i está correlacionado con alguna variable explicativa del modelo propuesto, o sea, $\text{cov}(\alpha_i, X_{it}) \neq 0$), y iii) *con efectos aleatorios* (no se espera una correlación entre α_i y una de las variables explicativas, $\text{cov}(\alpha_i, X_{it}) = 0$).⁷ En otras palabras, y considerando el estudio que se realiza en este artículo, un modelo con coeficiente único llevaría a la hipótesis de que no existen individualidades entre los países de la muestra, es decir, que el inversor español no observaría diferencia entre los diferentes países de América Latina cuando decidiese el destino de sus inversiones, el bloque latino-americano sería uno en sí mismo. Las opciones por efectos fijo o aleatorio indicarían que las empresas observarían diferencias específicas entre los países latinoamericanos y que estas influirían su decisión de dónde invertir.

Las variables utilizadas en el ejercicio de determinación de la IED española en América Latina, definidas en el recuadro adjunto, son las siguientes:

- (A) Inversión extranjera directa española (IED),
- (B) Renta de los países de América Latina (Y^{al}),
- (C) Grado de apertura de los países de América Latina (CC^{al}),
- (D) Inflación media de los últimos cinco años de los países de América Latina (IN^{al}),
- (E) Renta de España (Y^e),
- (F) Tasa de absorción interna de los países de América Latina (AB^{al}) y
- (G) Tasa de absorción interna de España (AB^e).

Definidas las variables utilizadas, sus respectivas fuentes y los signos esperados, se llega a la siguiente ecuación para ser estimada:

$$IEDS_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{it}^{al} + \beta_2 Y_{it}^e + \beta_3 AB_{it}^{al} + \beta_4 AB_{it}^e + \beta_5 CC_{it}^{al} + \beta_6 IN_{it}^{al} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Es importante destacar que en la ecuación (1) el término individual es definido como único para todos los países (β_0): Lo que significa, en este primer momento, que se asume que no hay diferencias de comportamiento de los flujos de inversión directa española entre los diferentes países de América Latina considerados en el modelo.

La Tabla 1 presenta una primera aproximación de los determinantes de la IED española hacia América Latina. Se constata que las únicas variables estadísticamente no significativas, cuando se considera un nivel de significación del 5 por ciento, son la *tasa de absorción interna de España* (AB^e) y la *Inflación media de los últimos cinco años de los países de América Latina* (IN^{al}): El

⁷ El contraste de Hausman es utilizado para determinar si el modelo es de efectos fijos o aleatorios. Sin embargo, el resultado encontrado es simplemente un indicador, no caracterizando un resultado definitivo. (Johnston y Dinardo, 1997, p. 458).

parámetro asociado a la variable que representa el grado de apertura de las economías latino-americanas, presenta un signo, *a priori*, no esperado, es decir, cuanto mayor es la apertura comercial menor sería el flujo de entradas de inversión directa española. Además, el estadístico Durbin-Watson indica autocorrelación serial en los residuos; AIC representa el criterio de información de Akaike y CSC el de Schwarz.

RECUADRO 1

(A) Inversión extranjera directa española (IED): en dólares estadounidenses (\$ US) a precios de 2000. Como los datos originales están denominados en dólares, se ha utilizado el deflactor de la formación bruta de capital, sub-sector de máquinas y equipamientos, de la economía estadounidense. Además, se ha aplicado una transformación logarítmica en los datos originales. La fuente de datos primarios de la IED es el *Registro de Inversiones Exteriores* (RIE) del Ministerio de Industria, Turismo y Comercio - Secretaría de Estado de Turismo y Comercio y la *International Financial Statistic Database* (IFSDB) del Fondo Monetario Internacional.

(B) Renta de los países de América Latina (Y^{al}): \$ US a precios de 2000. La Y^{al} , teóricamente, influye en la IED de manera positiva, es decir, se espera que cuanto mayor sea el tamaño de la economía del país receptor mayor será el flujo de inversiones extranjeras absorbido. Se ha hecho una transformación logarítmica en este indicador. La fuente de datos primarios es World Bank (2005b):

(C) Grado de apertura de los países de América Latina (CC^{al}): obtenido al dividirse la suma de las exportaciones e importaciones de mercancías y servicios no financieros por el valor del producto interior bruto (PIB): Se espera que cuanto mayor sea el CC^{al} mayor será el flujo de inversión española. Los datos primarios fueron tomados de World Bank (2005b).

(D) Inflación media de los últimos cinco años de los países de América Latina (ln^{al}): variación de los precios al consumidor en unidades porcentuales, siendo caracterizada como una *proxy* del nivel de estabilidad del país. es decir, cuanto mayor sea este indicador, mayor será la incertidumbre económica de la región, disminuyendo el potencial de absorción de inversiones extranjeras. Se emplea el promedio de los últimos cinco años para obtener una observación que refleje el largo plazo. La fuente de datos del ln^{al} ha sido también World Bank (2005b):

(E) Renta de España (Y^e): en \$ US a precios de 2000. Teóricamente la relación entre Y^e y la IED es positiva, es decir, cuanto mayor el tamaño de la economía de origen de las inversiones mayor será este flujo. En el análisis econométrico esta variable se presenta en logaritmo. La fuente de datos ha sido World Bank (2005b):

(F) Tasa de absorción interna de los países de América Latina (AB^{al}): la suma del consumo total y de la inversión de cada país, indica el nivel de actividad económica interna de cada región, siendo construido a partir de valores en \$ US de 2000. Se trabaja con el número índice de la tasa de variación y se caracteriza como una variable diferente del tamaño de la economía de la región. Se espera que su efecto sobre la IED sea positivo. La fuente de los datos primarios es World Bank (2005b):

(G) Tasa de absorción interna de España (AB^e): similar a AB^{al} especificada para el país de origen de la inversión.

Antes de realizar cualquier corrección del modelo representado por la ecuación (1) se ha de comprobar si el comportamiento de la IED está caracterizado de forma diferente para cada unidad nacional y para cada año del período considerado. A tales efectos, se incluyen, de entrada, variables *dummies* especificadas para cada país e inmediatamente después, para cada año, probando, a continuación, su significación estadística conjunta.

TABLA 1: RESULTADOS ESTADÍSTICOS DEL MODELO (1): TÉRMINO INDIVIDUAL ÚNICO; COEFICIENTE COMÚN (OLS)

VARIABLE		Desviación típica	p-valor
constante	-71,41	17,45	0.000
Y^{al}	1,275	0,131	0.000
Y^e	11,778	3,099	0.000
AB^{al}	10,953	2,822	0.000
AB^e	-0,806	9,303	0.931
CC^{al}	-0,834	0,423	0.051
IN^{al}	-0,025	0,022	0.264

R²: 0,6458

AIC: 2,3385

CSC: 2,5003

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 2: CONTRASTE DE SIGNIFICACIÓN DE CONJUNTO PARA LAS DUMMIES POR PAÍSES Y AÑOS

Estimador	Estadístico-F	p-valor
<i>Coefficiente común (OLS) – dummies países</i>	3,13	0,001
<i>Efecto fijo – dummies años</i>	3,09	0,002

Fuente: Elaboración propia.

El resultado del contraste conjunto expuesto en la Tabla 2 indica que no se rechaza la significación conjunta de las *dummies* por país, para el estimador con coeficiente común, es decir, las *dummies* en conjunto son diferentes de cero. Por lo tanto, se puede afirmar que, estadísticamente, existen diferencias en el comportamiento de la IED entre los países. La consecuencia de este resultado es la necesidad de estimar el término individual de la ecuación (1) con valores diferentes para cada país. Como ya se ha señalado anteriormente, es preciso definir la relación entre el componente no observable α_i y las variables explicativas del modelo ya formulado para la IED. Considerando como hipótesis la existencia de correlación entre α_i (indicando, por ejemplo, institucionalidad de los países de la región) y AB^{al} , o IN^{al} , o la propia Y^{al} , lo más adecuado sería utilizar estimadores de efecto fijo⁸.

Con respecto a la significación conjunta de las *dummies* anuales, se rechaza la hipótesis de que éstas en conjunto son diferentes de cero, con un nivel de significación del 5 por ciento. Es decir, se constata que, estadísticamente, existen alteraciones en el comportamiento de la IED entre los diferentes años del período considerado. Motivado por este resultado se incluye una variable dicotómica que representa los años en que los flujos de inversión dirigidos hacia las privatizaciones tuvieron un valor relevante, considerando como tal porcentaje superior al 10 por ciento del flujo total de la inversión extranjera de cada país. Y, además, se diseñan variables *dummies* individualizadas para cada

⁸ Se espera que existan diferencias institucionales entre cada país, sin embargo, a lo largo del tiempo, los cambios institucionales ocurrirían de forma suave. Además, considerando este resultado, todos los ejercicios estadísticos utilizan el estimador de efectos fijos.

país. La fuente de datos utilizada para los valores anuales de privatización de los países de América Latina ha sido el informe Privatization Toolkits – Private Sector Development – The World Bank Group.

De esa forma, la nueva estructura es representada en la ecuación (2), donde DU^{al} representa la variable dicotómica, que recoge los años de fuerte entrada de inversiones españolas dirigidas a las privatizaciones.

$$IDES_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 Y_{it}^{al} + \beta_2 Y_{it}^e + \beta_3 AB_{it}^{al} + \beta_4 AB_{it}^e + \beta_5 CC_{it}^{al} + \beta_6 IN_{it}^{al} + \beta_6 DU_{it}^{al} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Al contrastar la presencia de heterocedasticidad en los residuos del modelo estadístico representado por la ecuación (2), se rechaza la hipótesis de igualdad entre estos, a un nivel de significación del 5 por ciento para las tres especificaciones propuestas (Tabla 3):

TABLA 3: CONTRASTE DE IGUALDAD DE VARIANZA PARA EL MODELO (2)

Método	Estadístico-F	p-valor
Bartlett	37,695	0.000
Levene	3,876	0.000
Brown-Forsythe	3,075	0.002

Fuente: Elaboración propia.

Esta respuesta indica una fuerte tendencia de que los residuos no presentan una distribución homocedástica. Objetivando la ponderación de esa implicación, se incluye una matriz de *White* para los términos del *cross-section*. La Tabla 4 muestra los resultados estadísticos del modelo representado por la ecuación (2), considerando la presencia de heterocedasticidad, ya señalada.

TABLA 4: RESULTADOS ESTADÍSTICOS DE LA ECUACIÓN (2) – ESTIMADOR DE EFECTO FIJO Y MATRIZ DE WHITE EN CROSS-SECTION

VARIABLE	β_x	Desviación típica	p-valor
Constante	-58,64	21,384	0,007
Y^{al}	4,344	2,229	0,054
Y^e	6,787	3,464	0,052
AB^{al}	2,939	1,881	0,121
AB^e	1,651	11,68	0,887
CC^{al}	1,634	0,769	0,036
IN^{al}	-0,037	0,034	0,285
DU^{al}	0,299	0,144	0,040

R^2 : 0,7514

AIC: 2,2174

CSC: 2,6333

Fuente: Elaboración propia.

Por el valor de los estadísticos R^2 y AIC se observa, en esta nueva formulación, un mejor ajuste del modelo que estima los condicionantes macroeconómicos de la IED española en América Latina. Además, el estadístico DW no revela la presencia de autocorrelación en los residuos. Las variables que presentan significación estadística son las siguientes: la renta de los países latinoamericanos (Y^{al}) con signo positivo, cuanto mayor el tamaño de la economía de la región latino-americana mayor sería la entrada de inversiones españolas; el tamaño de la economía española (Y^e), con relación positiva con la IED; el grado de apertura de los países latinoamericanos (CC^{al}), mostrando una correlación positiva con las inversiones españolas, es decir, cuanto mayor la apertura comercial del país, más elevado sería el volumen de inversión directa española; por último, la *dummy* de privatizaciones, DU^{al} , con signo positivo, lo que sugiere que los años de privatización influyen de forma positiva en la explicación de la IED españolas.

En este contexto, caben destacar dos resultados estadísticos: (1) el nivel de actividad interna de los países latinoamericanos o de España (medido por la tasa de absorción interna) no es estadísticamente relevante en el proceso de atracción de inversión directa española; (2) la inflación media de los últimos cinco años de los países de América Latina tampoco tiene una significación estadística relevante en la determinación de la IED procedente de empresas españolas. Estas dos respuestas indican que ni factores relacionados con la coyuntura económica del momento, ni condiciones asociadas con la estabilidad de las economías receptoras parecen tener relevancia en la explicación de la internacionalización de las empresas españolas. Esta última respuesta puede estar asociada al proceso y reestructuración de las economías latinoamericanas, presentándose como una nueva perspectiva para las economías de la región. En consecuencia con lo anterior, se podría afirmar que la inestabilidad registrada en las economías latinoamericanas, en los periodos anteriores, habría tenido poca significación en la llegada del flujo de capitales españoles en la década de análisis.

Por contraste con la poca importancia relativa estimada para variables de tipo coyuntural (AB^{al} y AB^e) o de estabilidad económica (IN^{al}), los factores conectados con la estructura de las economías (Y^{al} , Y^e , CC^{al}) y con el proceso de privatización de América Latina (DU^{al}), muestran una incidencia estadística bastante significativa en la explicación de los movimientos de capital español hacia Latinoamérica; evidencia que coincide con lo extraído de buena parte de la literatura sobre la dinámica de internacionalización de la economía española hacia América Latina⁹. Así pues, este movimiento ha sido impulsado, básicamente, por las transformaciones derivadas del proceso de globalización productiva asociado a la internacionalización de las economías europeas, ya que para sobrevivir en el camino de la consolidación de la Unión Europea, ha sido fundamental que las empresas españolas adquiriesen fuerza económica

⁹ Véase, entre otros: Cepal (2002 y 2006a), Ruesga y Bichara (2004), Casilda Béjar & Calderón (2000) y Chislett (2003).

con el fin de mantener su posición tanto en el mercado nacional como mejorarla en el europeo. Y, adicionalmente, la privatización de numerosas empresas estatales de los países latino-americanos abrió un camino de oportunidades para las inversiones que permitiesen elevar la escala productiva de los grupos empresariales españoles.

En resumen, los condicionantes macroeconómicos de la IED hacia América Latina en los años 1990 fueron el tamaño de las economías de origen (España) y receptoras (el tamaño del mercado interno) y el grado de apertura comercial (bienes y servicios) de éstas. Este movimiento tuvo como escenario la dinámica de las privatizaciones ocurridas en esta región, además de la necesidad de internacionalización de la economía española.

RECUADRO 2

(A) Tasa de inversión de las economías **latino-americanas (I^{al})**: participación de la formación bruta de capital fijo en el PIB de cada país de América Latina, en términos porcentuales. Fuente de datos originales: World Bank (2005b):

(B) **Tasa de crecimiento real de la renta de las economías latino-americanas (TY^{al})**: en moneda nacional, en valores porcentuales. Se espera una relación positiva entre la I^{al} y esta variable, una vez que, un aumento en el nivel de actividad impulsa la formación bruta de capital fijo. La fuente de datos primarios es World Bank (2005b):

(C) **Tasa de inflación de los países latino-americanos (INF^{al})**: inflación anual de los países de América Latina. Se espera que la dinámica de la formación bruta de capital fijo sea diferente de la de los flujos de inversión directa extranjeros. La sensibilidad de la I^{al} respecto a la estabilidad interna del país es menor, pues, el conjunto de alternativas del inversor nacional es menor. La expectativa es que exista una relación inversa entre el I^{al} y la INF^{al} . La fuente de datos primarios: World Bank (2005b):

(D) **Tasa real de interés de los países de América Latina (TX^{al})**: tasa nominal de interés descontado el índice de precios al consumidor. Se espera una relación negativa entre la TX^{al} y la I^{al} . La fuente de datos primarios para la tasa real de interés ha sido la IFSD FMI.

4. ¿CÓMO HAN IMPACTADO LAS INVERSIONES DIRECTAS ESPAÑOLAS EN LAS ECONOMÍAS LATINOAMERICANAS RECEPTORAS?

Cambiando la orientación del análisis, definidas y estimadas ya las variables de orden macroeconómico que ayudan a explicar el porqué del flujo de inversión directa española hacia América Latina, se procede ahora a investigar en la cuestión de cómo estas inversiones han influido en la dinámica interna de las regiones receptoras, en términos de inversión, exportaciones, productividad y tasa de desempleo.

En una primera etapa se estima la relación entre la IED española y la tasa de inversión de los países latino-americanos. Las variables consideradas en este ejercicio son las siguientes, descritas en el recuadro 2:

(A) Tasa de inversión de las economías latino-americanas (I^{al}).

(B) Tasa de crecimiento real de la renta de las economías latino-americanas (TY^{al}).

(C) Tasa de inflación de los países latino-americanos (INF^{al}).

(D) Tasa real de interés de los países de América Latina (TX^{al}).

En primer lugar, se procede a estimar una ecuación con la tasa de inversión de los países latino-americanos como variable independiente, en la se incluye también la IED como variable explicativa¹⁰. La ecuación a ser estimada asume la siguiente forma funcional:

$$I_{it}^{al} = \beta_{i0} + \beta_1 TY_{it}^{al} + \beta_2 TX_{it}^{al} + \beta_3 INF_{it}^{al} + \beta_4 IDEs_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

En esta ecuación (3) no es posible rechazar la hipótesis de presencia de heterocedasticidad en los residuos del modelo estadístico (Tabla 5). Además, también se observa la presencia de autocorrelación en los términos no observables.

TABLA 5: CONTRASTE DE IGUALDAD DE LA VARIANZA PARA EL MODELO (3)

Método	Estadístico-F	p-valor
Bartlett	28,393	0,001
Levene	4,8611	0.000
Brown-Forsythe	3,4872	0,001

Fuente: Elaboración propia.

Se incluye, por lo tanto, un término auto-regresivo de 1^{er} orden y una matriz de *White* en el *cross-section*. Los resultados de esta nueva especificación son presentados en la Tabla 6.

TABLA 6: RESULTADOS ESTADÍSTICOS DEL MODELO 5 – ESTIMADOR DE EFECTOS FIJOS Y MATRIZ DE WHITE EN CROSS-SECTION

VARIABLE	β_k	Desviación-Típica	p-valor
Constante	17,19	1,414	0,000
TY^{al}	0,341	0,078	0,000
TX^{al}	6,830	3,956	0,088
INF^{al}	0,001	0,001	0,329
IDES	0,253	0,307	0,410
AR(1)	0,639	0,121	0,000

R²: 0,8076

AIC: 4,3816

CSC: 4,80

Fuente: Elaboración propia.

¹⁰ Para este ejercicio se excluye el año 1993, toda vez que se produjo un cambio de moneda en la economía brasileña a partir del año 1994, que produjo distorsiones en la tasa de interés real para toda la región.



La estructura estadística indicada en la Tabla 5 presenta el término auto-regresivo estadísticamente significativo y con signo positivo. Asociado a éste, se presentan dificultades en rechazar la hipótesis nula del estadístico-t, a un nivel del 5 por ciento, asociada a los parámetros de TX^{al} , INF^{al} y IED. En consecuencia, la única variable, además del término AI, que presenta relevancia estadística en la explicación de las variaciones de la tasa de inversión ha sido el nivel de actividad¹¹. Se puede suponer, no obstante, que la IED, de alguna forma, estará influyendo en la actividad económica de los países receptores y, de manera indirecta en la I^{al}. Sin embargo, como se señala con anterioridad, no se tiene relevancia estadística suficiente para la relación entre IED y AB^{al} , dificultando por tanto la verificación de la afirmación previa.

En segundo lugar, en la tasa de inversión de los países de América Latina, se pretende estimar la influencia de la IED en las exportaciones de las regiones receptoras de la inversión. En la definición del correspondiente modelo se consideran las siguientes variables, definidas en el recuadro 3:

RECUADRO 3

(A) Exportaciones de bienes y servicios de las economías latino-americanas (EX^{al}): ventas externas de los países seleccionados en valores constantes (\$ US) de 2000. World Bank (2005b)

(B) Importaciones mundiales de bienes y servicios (IM^{al}): demanda mundial por bienes y servicios latino-americanos, en \$ US constantes de 2000. La fuente de datos también ha sido World Bank (2005b): Se espera una relación positiva entre las EX^{al} y la demanda mundial.

(C) Índice del tipo de cambio real de las economías de América Latina (CA^{al}): tipo de cambio real calculado a partir de la multiplicación del tipo de cambio nominal por la relación precios internacionales sobre los precios internos de cada país; y se expresa en logaritmo. Para el precio internacional se ha utilizado el índice de precios al por mayor de la economía estadounidense y, para los precios internos, el índice de precio al consumo de cada país. World Bank (2005b) y IFSD FMI. Teóricamente la relación entre CA^{al} y ventas externas es positiva, es decir, cuanto menor el tipo de cambio menor serían las ventas externas de la región.

(D) Tasa de absorción interna de los países de América Latina (AB^{al}): se empleó este agregado con la misma especificación del ejercicio de determinación de las variables macroeconómicas que influyeron en la IED. En este caso, la relación entre EX^{al} y el nivel de actividad interno de la región no está definido con antelación: si la relación es negativa, se concluye que las ventas externas ocurrían en momentos de enfriamiento del mercado interno; si, por otro lado, es positiva, las EX^{al} dinamizaría la economía interna de la región.

(A) Exportaciones de bienes y servicios de las economías latino-americanas (EX^{al}).

(B) Importaciones mundiales de bienes y servicios (IM^{al}).

(C) Índice del tipo de cambio real de las economías de América Latina (CA^{al}).

(D) Tasa de absorción interna de los países de América Latina (AB^{al}).

¹¹ Esta conclusión coincide con el trabajo de Blomstrom, Lipsey y Zejan (1996) para un panel de 101 países.

Obviamente, la IED también ha sido utilizada como variable dependiente de las EX^{al} . A igual que el ejercicio anterior, la estimación ha utilizado datos del periodo comprendido entre 1994 y 2003¹²; La ecuación (4) representa la estructura a ser estimada:

$$EX_{it}^{al} = \beta_{i0} + \beta_1 CA_{it}^{al} + \beta_2 IM_t^{al} + \beta_3 AB_{it}^{al} + \beta_4 IDEs_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Dos problemas han sido encontrados en la estimación estadística de la ecuación (4): El estadístico DW indica la presencia de autocorrelación serial en los residuos y se observa dificultad para no rechazar la hipótesis de heterocedasticidad (Tabla 7):

TABLA 7: CONTRASTE DE IGUALDAD DE LA VARIANZA PARA EL MODELO (4)

Método	Estadístico-F	p-valor
Bartlett	28,393	0,001
Levene	4,8611	0.000
Brown-Forsythe	3,4872	0,001

Fuente: Elaboración propia.

Para solucionar el problema de la autocorrelación en los residuos se incluyen en la estructura de la ecuación (4) dos términos autoregresivos AR (1) y AR(2)), mostrando la presencia de autocorrelación de segundo orden en los términos no observables. Ya particularizada, la ponderación de la heterocedasticidad ha sido obtenida del mismo modo que en la ecuación anterior, incluyendo una matriz de *White* en el *cross-section*. El resultado estadístico de esta nueva caracterización de la función se presenta en la Tabla 8.

TABLA 8: RESULTADOS ESTADÍSTICOS DEL MODELO (4): ESTIMADOR DE EFECTOS FIJOS Y MATRIZ DE WHITE EN CROSS-SECTION

VARIABLE	β_k	Desviación Típica	p-valor
constante	4,424	1,8699	0,020
CA ^{al}	0,016	0,0502	0,745
IM ^{al}	0,441	0,1492	0,004
AB ^{al}	-0,001	0,0004	0,892
IDEs	0,001	0,0059	0,963
AR(1)	1,114	0,0918	0,000
AR(2)	-0,386	0,1002	0,001

R²: 0,9972

AIC: -3,7258

CSC: -3,2472

Fuente: Elaboración propia.

¹² La alteración del patrón monetario de la economía brasileña, causó, como se ha señalado más arriba, distorsiones en el valor del tipo de cambio real de 1993

Los dos términos autoregresivos son estadísticamente significativos, el primero presenta una relación positiva para EX^{al} y el segundo el contrario¹³. Además, sólo las IM^{al} se caracterizan como estadísticamente relevantes en la explicación de las variaciones de las ventas externas de las economías latino-americana. Es decir, no se obtuvo una relación significativa entre la IED y las EX^{al} .

La tercera función a estimar relaciona la IED y la productividad del trabajo. A tales efectos, se utilizan cinco variables, definidas en el recuadro 4, en el modelo econométrico propuesto:

(A) Productividad de las economías latino-americanas (PRO).

(B) Tasa de crecimiento real de la renta de las economías latino-americanas (TY^{al}).

(C) Grado de apertura de los países de América Latina (CCal).

(D) Inversión extranjera directa total (IDT).

(E) Inversión extranjera directa (IED). Las observaciones ya apuntadas para la relación entre la IDT y la PRO se mantienen para el caso de la IDE. Es decir, se espera una relación positiva entre la PRO y la IED. Así, la ecuación a ser estimada se identifica de la siguiente forma:

$$PRO_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 TY_{it}^{al} + \beta_2 CC_{it}^{al} + \beta_3 IDT_{it} + \beta_4 IED_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Como en los casos anteriores, en la formulación econométrica caracterizada anteriormente se observan problemas de autocorrelación residual y heterocedasticidad (Tabla 9):

TABLA 9: CONTRASTE DE IGUALDAD DE LA VARIANZA PARA EL MODELO (5)

Método	Estadístico-F	p-valor
Bartlett	41,926	0,000
Levene	3,912	0,000
Brown-Forsythe	2,274	0,019

Fuente: Elaboración propia

El problema de la varianza no constante de los residuos ha sido minimizado por la imposición de una matriz de *White* en el *cross-section* del modelo. Por su parte, la autocorrelación residual ha sido tratada con la aplicación de dos términos AI. Como consecuencia, se obtienen los siguientes resultados, presentados en la Tabla 10.

¹³ Este comportamiento indica un patrón cíclico en la dinámica de la serie de EX^{al} .

TABLA 10: RESULTADOS ESTADÍSTICOS DEL MODELO (5): ESTIMADOR DE EFECTOS FIJOS Y MATRIZ DE WHITE EN CROSS-SECTION

VARIABLE	β_k	Desviación Típica	p-valor
constante	3,935	0,0249	0,000
TY ^{al}	0,002	0,0003	0,000
CC ^{al}	-0,005	0,0183	0,786
IDT	-0,010	0,0047	0,033
IDEs	0,001	0,0010	0,301
AR(1)	1,407	0,1426	0,000
AR(2)	-0,559	0,1197	0,000

R²: 0,9991

AIC: -6,2963

CSC: -5,8177

Fuente: Elaboración propia.

RECUADRO 4

(A) Productividad de las economías latino-americanas (PRO): calculada a partir de la división del PIB, en \$ US de 2000, y la población efectivamente ocupada. Las fuentes de datos primarios de las dos series son World Bank (2005b) y la Cepal (2006b)

(B) Tasa de crecimiento real de la renta de las economías latino-americanas (TY^{al}): igual que el ejercicio de determinación de la IED. Se espera una relación positiva entre la productividad y la TY^{al}, una vez que, la elevación del nivel de actividad induce una mejor ocupación de los factores de producción.

(C) Grado de apertura de los países de América Latina (CC^{al}): igual que la definida Recuadro 1, variable (C). Se espera una relación positiva con la productividad, lo que significaría que una mayor apertura comercial posibilita la importación de equipamientos más baratos y, por extensión, de productividad más elevada.

(D) Inversión extranjera directa total (IDT): definida igual que en la serie de la IED, aunque ahora se emplea el deflactor de la formación bruta de máquinas y equipos de la economía estadounidense, estableciendo el IDT en \$ US de 2000. Con respecto a la relación de esta variable y la PRO se espera que sea positiva, es decir, cuanto mayor es la participación del capital extranjero en las economías de la región latino-americana mayor habría de ser su nivel de productividad.

(E) Inversión extranjera directa (IED): definida como en el recuadro 1 variable (A)

Dos agregados macroeconómicos, en el modelo establecido, influyen en la PRO de los países seleccionados. El primero de ellos sería el nivel de actividad, relacionado con el signo esperado. El otro agregado estadísticamente significativo para explicar las variaciones de la PRO de las economías de América Latina ha sido la IDT, pero con signo diferente a lo imaginado, esta variable presenta una relación negativa, es decir, la elevación del IDT contribuya a disminuir la PRO de la región. Este resultado, asociado a la no significación estadística de la IED, lleva a pensar que esta relación entre IDT y la PRO sea

espuria, pues la parte mayoritaria de la inversión directa externa (inclusive la española) en América Latina, para los años de la muestra trabajada, se ha dirigido hacia el sector de servicios. A diferencia de lo observado para el sector industrial, existe una dificultad importante para establecer, de modo preciso, el comportamiento de la productividad del trabajo en el sector de servicios. En este sentido, se prefiere no considerar la relación encontrada entre el IDT y la PRO. Es destacable, también, el comportamiento de los términos AI, que muestran un comportamiento cíclico para las ganancias de productividad. De esta forma, las relaciones encontradas no revelan una relación estadística relevante entre la IED y la productividad del trabajo de las economías latino-americanas.

Las variables macroeconómicas utilizadas en el ejercicio anterior serán las mismas empleadas para el ejercicio de la tasa de paro. En consecuencia, las observaciones hechas anteriormente continúan siendo válidas. Por otro lado, una objeción importante se debe considerar en la relación entre la tasa de paro y el grado de apertura de las economías, es decir, se puede esperar tanto una relación positiva como una negativa. Para el primer caso se espera que la inserción de las economías latino-americanas en el comercio mundial pueda tener un impacto positivo en el empleo de la región. Para el segundo caso, la apertura comercial puede generar un aumento de la tasa de paro en esta región. La variable tasa de paro de los países de América Latina (TXD) se obtiene de la Cepal (2006b): La relación a ser estimada es indicada por la ecuación 8.

$$TXD_{it} = \beta_0 + \beta_1 TY_{it}^{al} + \beta_2 CC_{it}^{al} + \beta_3 IDT_{it} + \beta_4 IDEs_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Como en los otros ejercicios, los problemas de la autocorrelación residual y de heterocedasticidad (Tabla 11) persisten. Se emplea el mismo método de corrección anteriormente utilizado.

TABLA 11: CONTRASTE DE IGUALDAD DE LA VARIANZA PARA EL MODELO (6)

Método	Estadístico-F	p-valor
Bartlett	31,6406	0,000
Levene	3,7477	0,000
Brown-Forsythe	2,8894	0,003

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 12: RESULTADOS ESTADÍSTICOS DEL MODELO (6): ESTIMADOR DE EFECTOS FIJOS Y MATRIZ DE WHITE EN CROSS-SECTION

VARIABLE	β_k	Desviación Típica	p-valor
constante	21.101	1.9944	0,000
TY ^{al}	-0.126	0.0316	0,000
CC ^{al}	-8.356	2.5593	0,020
IDT	-1.633	0.6404	0,013
IDEs	0.019	0.1908	0,920
AR(1)	0.669	0.0528	0,000

R²: 0,9246

AIC: 3,3750

CSC: 3,7944

Fuente: Elaboración propia.

Corregidos los problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad, se observa que las variables estadísticamente significativas en la explicación de la TXD de los países de América Latina son la TY^{al}, el CC^{al} y el IDT, todas con el signo negativo (Tabla 12); un incremento en cualquiera de ellas lleva a una reducción de la TXD. Semejante a los ejercicios anteriores, la IED no presentó relación estadísticamente significativa con la TXD. Este resultado puede estar asociado al hecho de que las inversiones españolas en la región latino-americana se desarrollaron, en su mayoría, a través de las privatizaciones. En consecuencia, no hay una elevación significativa en el nivel empleo, puesto que, no implica una ampliación del stock de capital de las economías y, por lo tanto, un incremento del empleo.

Los resultados obtenidos en el trabajo econométrico sintetizado en las páginas precedentes, sobre la incidencia de la IED española en diversos países de Latinoamérica, se pueden resumir en las siguientes aportaciones:

- (i) Los principales determinantes de los flujos de inversiones español hacia América Latina han sido el tamaño de las economías de los países de origen y destino considerados (España y las economías latino-americanas) y las reformas estructurales que llevaron a una apertura comercial y a un proceso de privatización en los países de América Latina.
- (ii) Este resultado coincide en buena medida con los mostrados en la literatura analizada, en la cual se enfatiza cómo la internacionalización de la economía española ha sido la respuesta a factores estructurales vinculados a la dinámica de integración europea. Las empresas españolas visualizaron en la pasada década, en el espacio económico latino-americano estimulado a efectos inversores por las privatizaciones, una importante oportunidad de crecimiento.
- (iii) Por último, el hecho de que los capitales españoles en Latinoamérica se hayan concentrado en el sector de servicios, a través de la

adquisición de activos pre-existentes, parece explicar la ausencia de relaciones estadísticas significativas entre inversiones españolas y las variables macroeconómicas consideradas, que representan crecimiento y equilibrio, en los países de destino: inversión, exportaciones, productividad y empleo. La literatura internacional estudiada obtiene evidencias en la misma dirección sugiriendo que tales resultados son los esperados en este contexto de predominio de inversiones en sectores no-comercializables.

5. CONCLUSIONES

En el contexto de la literatura analizada a lo largo del presente trabajo, ha sido posible encontrar evidencias de que las inversiones españolas que se dirigieron hacia América Latina a partir de los años 1990 han estado condicionadas por la interacción entre los llamados *push-factors* (en este caso, el tamaño de la economía española) y los *pull-factors* (tamaño de las economías latino-americanas, apertura comercial y privatizaciones). Los resultados del ejercicio econométrico realizado sobre los condicionantes de la IED españolas en América Latina pueden ser interpretados considerando cómo que las privatizaciones habidas en la región han creado oportunidades de inversión, que han sido incorporadas en las estrategias de las corporaciones españolas las cuales, por su parte, venían experimentando estímulos positivos derivados del propio fortalecimiento de la competitividad de la economía española a resultas de su integración a la Unión Europea y de la expansión de los límites potenciales de su propio crecimiento en este espacio de integración económica.

Por otro parte, tras diversos análisis econométricos la relación estadística estimada entre aquellas inversiones y el comportamiento macroeconómico de las economías latino-americanas en términos de crecimiento de la renta, exportaciones, formación bruta de capital, productividad y empleo no resulta suficientemente robusta. Tal resultado también encuentra respaldo en la literatura, en la medida en que las inversiones directas españolas se concentraron en los sectores de bienes no-comercializables. Los resultados encontrados llevan a considerar que son necesarias nuevas investigaciones para profundizar la comprensión sobre la importancia del impacto de los flujos de inversiones españolas en América Latina. Un desafío en particular sería el de establecer análisis sectoriales que permitan contrastar con más precisión los efectos microeconómicos de la IED española.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aizenman, J. y Noy, A. (2005): "FDI and Trade: Two Way Linkages?", NBER Working Paper, 11403, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

- Alfaro L. (2003): *Foreign Direct Investment and Growth: does the sector matter?*, Harvard Business School, Boston. Disponible en: www.grips.ac.jp/teacher/oono/hp/docu01/paper14.pdf.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): *La econometría de datos de panel*. Fundación SEPI, Madrid, 14, (1), 3-45
- Balestra, P. (1992): "Introduction to Linear Models for Panel Data", in Matyas, L. and Sevestre, P. (eds.): *The Econometrics of Panel Data: Handbook of Theory and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht and Londres.
- Bhagwati, J. (1998): "The Capital Myth: The Difference between Trade in Widgets and Trade in Dollars", *Foreign Affairs*, 77, 7-12.
- Blomstrom, M.; Lipsey, R.E. y Zejan, M.(1996): *Is Fixed Investment the Key to Economic Growth?* Quarterly Journal of Economics, vol. 111, 1, feb., 269-276.
- Casilda Béjar, R. (2003): *La Década Dorada: economía e inversiones españolas en América Latina (1990-2000)*, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Alcalá de Henares, Madrid.
- Casilda Béjar, R., Calderón, A. (2000): "The Spanish Banks Strategies Latin America", *Review of Cepal*, 70.
- Cepal (2004): *Desarrollo Productivo en Economías Abiertas*, Comisión para América Latina y Caribe, Santiago de Chile.
- Cepal (2002): *Globalización y desarrollo*, Comisión para América Latina y Caribe, Santiago de Chile.
- Cepal (2002b): *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe 2001*, Comisión para América Latina y Caribe, Santiago de Chile.
- Cepal (2006) *La inversión extranjera en América Latina y el Caribe 2005*, Comisión para América Latina y Caribe, Santiago de Chile.
- Chislett, W. (2003): *Spanish Direct Investment in Latin America: challenges and opportunities*, Real Instituto Elcano, Madrid.
- Feldstein, M. y Horioka, C. (1980): "Domestic Saving and International Capital Flows", *The Economic Journal*, vol. 90, 314-329.
- Hansen, H. y Rand, J. (2004): *On the Causal Links between FDI and Growth in Developing Countries*, University of Copenhagen Development Economics Research Group (DERG), Copenhagen. Disponible en: <http://www.econ.ku.dk/wpa/pink/2004/0430.pdf>.
- Johnston, J. y Dinardo, J. (1997): *Econometric Methods*, McGraw-Hill.
- Machinea, J. L. y Vera, C. (2006): *Comercio, Inversión Directa e Políticas Productivas*, Serie, Informes y Estudios Especiales, 16, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Santiago de Chile.

- OECD (2002): *Foreign Direct Investment for Development: Maximising Benefits, Minimising Costs*, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Prasad, E.; Rogoff, K.; Wei, S. y Kose, M. A. (2003): *Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence*, International Monetary Fund, Washington, DC, Sept.
- Rodríguez F. y Rodrik, D. (2000): *Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Crossnational Evidence*, NBER Working Paper n° 7081, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Rodrik, D. (2005): "Growth Strategies", in Aghion, P. y Durlauf, S. (eds): *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, Cambridge.
- Rodrik, D. (1998): *Who needs Capital Account Convertibility?*, Harvard University, February. Disponible en: <http://ksghome.harvard.edu/~drodrik.academic.ksg/papers.html>.
- Ruesga, S. y Bichara J.S. (2004): *Direct Spanish Foreign Investment in Latin America: determinants and company strategy*, Canadian Journal of Development Studies, 25, 2, 2004, 321-334.
- UNCTAD (2004): Trade and Development Report, 2004, *United Nations Conference on Trade and Development*, Genève.
- UNCTAD (2005b): Trade and Development Report, 2005, *United Nations Conference on Trade and Development*, Genève.
- UNCTAD (2005): World Investment Report, 2005, *United Nations Conference on Trade and Development*, Genève.
- Winters, A. (2004): "Trade Liberalization and Economic Performance: an Overview", *The Economic Journal*, vol. 114, February, 4-21.
- Wooldridge, J. M. (2001): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge.
- World Bank (2005): *Economic Growth in the 1990s: Learning from a Decade of Reform*, World Bank, Washington, DC.
- World Bank (1993): *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford University Press, Nueva York.

