



Grado de inversión y flujos de inversión directa extranjera a economías emergentes

ELMER SÁNCHEZ LEÓN*

Esta investigación emplea métodos microeconómicos para estimar el efecto de la primera obtención del grado de inversión sobre los flujos de inversión directa extranjera en economías emergentes. Se considera la obtención del grado de inversión como un tratamiento, para lo cual se busca replicar las condiciones de aleatoriedad propias de un experimento natural, con el fin de calcular los contrafactuales de las economías emergentes que obtuvieron el grado de inversión en el periodo 1996 - 2011. Se encuentra que la obtención del grado de inversión incrementa los flujos de inversión directa extranjera en los tres años siguientes a ese tratamiento. Sin embargo, no se encuentra evidencia a favor de un efecto tratamiento permanente o de largo plazo.

Palabras Clave : Propensity score, efecto tratamiento, inversión directa extranjera.

Clasificación JEL : C22, C52, F21, G24.

Si bien los principales receptores de flujos de capitales han sido tradicionalmente los países avanzados, se han registrado grandes incrementos en las entradas de capital hacia las economías emergentes, sobre todo desde la década anterior al presente estudio. En este contexto, los flujos de inversión directa extranjera son de especial interés debido a que incrementan tanto las tasas de crecimiento de largo plazo y como la productividad total de las economías receptoras. Además, en economías emergentes, en donde el ahorro es escaso, permiten el financiamiento de la formación de capital.

Una mayor entrada de flujos de inversión directa extranjera refleja no sólo factores como diferenciales de tasas de interés y el nivel de liquidez internacional, sino también mejoras estructurales de las economías receptoras, como la implementación de políticas macroeconómicas prudentes, mejores perspectivas de crecimiento, una posición financiera tanto del sector privado como del público más favorable y una menor vulnerabilidad ante choques externos. Diversos autores, donde destacan Cantor y Packer (1996), señalan que éstos y otros indicadores macroeconómicos son sintetizados en las calificaciones crediticias soberanas otorgadas por las agencias calificadoras de riesgo (ACR). Esto último supone una asociación entre una mayor entrada de flujos de inversión directa extranjera y calificaciones crediticias soberanas más altas.

* Departamento de Economía Mundial, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú, Teléfono: +511 613-2000 (email: elmer.sanchez@bcrp.gob.pe).

El autor agradece a Diego Winkelried por su asesoría, a participantes de los seminarios de investigación del BCRP por sus comentarios y a Youel Rojas por la ayuda brindada. Todas las opiniones presentadas en este artículo son de exclusiva responsabilidad del autor.

Determinar el efecto de una mejora en la calificación crediticia sobre los flujos de inversión directa recibidos no es un tema trivial, pues ambas variables podrían estar determinadas por los mismos factores. Adicionalmente, una corriente de la literatura señala que las calificaciones crediticias no generan, de manera independiente, efectos sobre otras variables económicas. Según este enfoque, los cambios de las calificaciones son reactivos y procíclicos. Sin embargo, no hay consenso sobre esto. Las calificaciones crediticias soberanas, al entenderse como indicadores de riesgo de crédito que reducen los costos de monitoreo creados por la asimetría y escasez de información, podrían estimular la entrada de capitales, especialmente en las economías emergentes donde estos costos son más relevantes. Entonces, ¿podría una mejora en la calificación crediticia soberana, por sí sola, incrementar los flujos de inversión directa extranjera recibidos? Si esto es cierto, ¿es tal efecto permanente?

A lo largo de la evolución de la calificación crediticia de una economía emergente, la obtención del grado de inversión es quizá la mejora más relevante que ésta puede alcanzar (descartando la obtención de la máxima calificación). El objetivo de esta investigación es cuantificar el efecto de la primera obtención del grado de inversión (cambio en la calificación soberana de deuda de largo plazo denominada en moneda extranjera) sobre los flujos de inversión directa extranjera y determinar si este efecto es de corto o largo plazo. Para tal propósito se utilizará el método de *propensity score matching*, usualmente empleado en investigaciones cuasi-experimentales. De igual forma, el trabajo contribuye al análisis en torno al comportamiento de los flujos de capitales hacia economías emergentes, que han cobrado relevancia por sus efectos sobre el crecimiento, tipo de cambio, sistema financiero y formación de burbujas especulativas en los mercados de activos.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 1 se presenta una revisión de la literatura sobre la relación entre las calificaciones crediticias soberanas y los flujos de capitales, así como de las investigaciones que han aplicado el método de *propensity score matching* al estudio de variables macroeconómicas. En la sección 2 se discuten aspectos metodológicos. En la sección 3 se muestran los datos empleados y los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección 4 se presentan conclusiones y una agenda de investigación futura.

1 REVISIÓN DE LA LITERATURA

Diversos autores (Cantor y Packer, 1996; Sy, 2002; Choy, 2007; Kim y Wu, 2008; Pukthuanthong-Le y otros, 2007) señalan que, además de varias consideraciones cualitativas, las calificaciones crediticias soberanas resumen información contenida en los principales indicadores económicos. Específicamente, Cantor y Packer (1996) indican que las calificaciones crediticias sintetizan la información de diversas variables macroeconómicas y miden el riesgo de crédito de países, empresas y activos.

La relación entre las calificaciones crediticias soberanas y los flujos de capitales ha sido estudiada por Pukthuanthong-Le y otros (2007), quienes sostienen que las calificaciones soberanas aumentan los flujos de capitales y mejoran el acceso de las empresas a los mercados financieros locales. Asimismo, Reinhart y Rogoff (2004) muestran que los flujos de capital están influenciados, entre otros factores, por el riesgo de *default* soberano. Por su parte, Rajan y Zingales (2003) indican que las calificaciones crediticias pueden impulsar, indirectamente, la demanda de activos al otorgar señales de transparencia, menor percepción de riesgo y mayor protección al inversionista. Kim y Wu (2008) señalan que una mayor transparencia, control de la información, menores costos de financiamiento y mejores calificaciones crediticias están asociados a un aumento de los flujos de capital y al grado de desarrollo de los mercados financieros. Finalmente, Boyd y Smith (1998) indican que debido a la escasez de capital de esos países, el costo de monitoreo incurrido por las entidades de sus sistemas financieros es menor al costo de capital, por lo que la banca suele ser intensiva en monitoreo. Es así como las calificaciones crediticias, como instrumentos usados por

los inversionistas para la evaluación y construcción de sus portafolios, pueden estimular las entradas de capitales, reduciendo el costo de monitoreo, además del costo del capital.

Por otro lado, [Ferri y otros \(1999\)](#) señalan que las ACR mejoran las calificaciones crediticias durante periodos de expansión (cuando las economías muestran buenos fundamentos), mientras que degradan durante recesiones. Según estos autores, esta prociclicidad es un mecanismo importante de amplificación del ciclo económico. En la misma línea, [Reinhart y Rogoff \(2004\)](#) señalan que las calificaciones soberanas son reactivas, especialmente con las economías emergentes. No obstante, no existe consenso respecto a esta visión. Por ejemplo, [Kraeussl \(2003\)](#) concluye que los *spreads* de bonos soberanos en dólares y la posición de liquidez internacional de corto plazo varían ante mejoras inesperadas en las calificaciones soberanas. De igual forma, [Cantor y Packer \(1996\)](#) señalan que los cambios en las calificaciones de riesgo originan, de forma independiente, cambios en los rendimientos de bonos soberanos.

Este trabajo cuantifica los cambios en los flujos de entrada de inversión directa extranjera inducidos por la obtención del grado de inversión. Es decir, se busca determinar si obtener el grado de inversión tiene algún efecto permanente sobre el flujo de capitales. El método usado es el *propensity score matching*, desarrollado por [Rosenbaum y Rubin \(1983\)](#). Esta metodología permite replicar las condiciones de aleatoriedad de un experimento natural, y construir contrafactuales para las economías que han recibido un tratamiento (obtención del grado de inversión) sobre la base de unidades de control y condiciones observables.

En un contexto macroeconómico, el *propensity score matching* es atractivo porque permite enfrentar el problema de endogeneidad en la determinación del efecto tratamiento. [Vega y Winkelried \(2005\)](#), [Lin y Ye \(2007, 2009\)](#), [de Mendoça y de Guimarães e Souza \(2012\)](#) y [Yamada \(2013\)](#) aplican el método para el estudio de los efectos de la adopción de un esquema de metas de inflación sobre el comportamiento de la inflación. [Tapsoba \(2010\)](#) analiza el efecto de la adopción de este esquema sobre la disciplina fiscal, mientras que [Lucotte \(2012\)](#) estudia los efectos de este esquema sobre los ingresos tributarios. [Hutchison y Noy \(2003\)](#) evalúan los efectos de los programas de estabilización del Fondo Monetario Internacional sobre el crecimiento económico y la balanza de pagos. [Baier y Bergstrand \(2009\)](#) emplean una variante del método para estimar el efecto de los tratados de comercio internacional sobre los flujos de comercio. [Glick y otros \(2006\)](#) estudian el efecto de tal liberalización sobre la probabilidad de una crisis cambiaria. [Bergstrom \(2012\)](#) cuantifica el efecto de la liberalización de la cuenta de capitales sobre las tasas de crecimiento. Finalmente, [Dinga y Dingová \(2011\)](#) evalúan el efecto de la unión monetaria europea sobre los flujos de inversión directa extranjera. Hasta el momento no se ha utilizado el *propensity score matching* para estudiar los efectos de la obtención del grado de inversión sobre los flujos de entrada de inversión directa extranjera.

2 METODOLOGÍA

Para la aplicación del *propensity score matching*, se utilizará una muestra amplia de países. El cambio en los flujos de entrada de inversión directa extranjera debido a la obtención del grado de inversión será llamado efecto tratamiento. Para identificar tal efecto, se precisa imitar las condiciones de aleatoriedad necesarias para reproducir un experimento. Se trabajará con las calificaciones crediticias de economías de características distintas. Por ejemplo, las economías de América Latina y Asia no sólo presentan características diferentes, sino que también obtuvieron el grado de inversión en momentos distintos. El método de *propensity score matching* cobra relevancia en este caso, pues permite obtener una mayor comparabilidad entre unidades distintas, sobre la base de características observables.

La investigación se realiza sobre una muestra de 23 economías emergentes pertenecientes a cuatro

CUADRO 1. Escala lineal para calificaciones y perspectivas crediticias

| | Moody's | Standard & Poor's | Fitch | Escala Lineal |
|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|---------------|
| Grado de inversión | Aaa | AAA | AAA | 21 |
| | Aa1 | AA+ | AA+ | 20 |
| | Aa2 | AA | AA | 19 |
| | Aa3 | AA- | AA- | 18 |
| | A1 | A+ | A+ | 17 |
| | A2 | A | A | 16 |
| | A3 | A- | A- | 15 |
| | Baa1 | BBB+ | BBB+ | 14 |
| | Baa2 | BBB | BBB | 13 |
| Baa3 | BBB- | BBB- | 12 | |
| Grado especulativo | Ba1 | BB+ | BB+ | 11 |
| | Ba2 | BB | BB | 10 |
| | Ba3 | BB- | BB- | 9 |
| | B1 | B+ | B+ | 8 |
| | B2 | B | B | 7 |
| | B3 | B- | B- | 6 |
| | Caa1 | CCC+ | CCC+ | 5 |
| | Caa2 | CCC | CCC | 4 |
| | Caa3 | CCC- | CCC- | 3 |
| | Ca | CC | CC | 2 |
| | C | C | C | 1 |
| | SD/D | WR/D | 0 | |
| Perspectivas | Watchlist Positiva | Rating Alert Positiva | Credit Watch Positiva | 0.50 |
| | Positiva | Positiva | Positiva | 0.25 |
| | Estable | Estable | Estable | 0.00 |
| | Negativa | Negativa | Negativa | -0.25 |
| | Watchlist Negativa | Rating Alert Negativa | Credit Watch Negativa | -0.50 |

regiones (África, América Latina, Asia y Europa Emergente) que obtuvieron el grado de inversión durante el periodo de 1996 a 2011 y que actualmente cuentan con ese grado según al menos dos de las tres principales ACR (Moody's Investors Service, Standard & Poor's Ratings Services y Fitch Ratings). Como se mencionó, para la investigación es relevante la primera obtención del grado de inversión de un país, salvo algunas excepciones que luego se detallan.

Las calificaciones soberanas se basan en información cuantitativa y cualitativa, por lo que las ACR consideran indicadores macroeconómicos y financieros de un país, así como su marco institucional y el entorno político. Esta información es evaluada sobre la base de las opiniones del emisor y de expertos que están alineados con la información cuantitativa. En la actualidad, las calificaciones crediticias soberanas de las principales ACR representan límites para las calificaciones de los gobiernos subnacionales, instituciones financieras y empresas del sector real, cobrando mayor importancia en la determinación de la evolución de los flujos de capitales.

Las agencias tienen su propia taxonomía para establecer las calificaciones. No obstante, es posible hacer una comparación válida entre ellas, pues el orden de las categorías representa un *ranking* de riesgo de *default* para el tenedor del instrumento de deuda (ver Cuadro 1). Las calificaciones crediticias varían de una máxima categoría (AAA o Aaa) hacia una mínima que indica una situación de *default*. En general, se pueden definir dos grandes grupos: el grado de inversión y el grado de especulación. Además de la calificación, existe lo que se conoce como "perspectiva", que trata de determinar una potencial dirección de la calificación en el mediano plazo (de uno a tres años). La perspectiva puede ser positiva, estable o

negativa. Cuando es probable un ajuste en el corto plazo (90 días), Moody's, Fitch y Standard & Poor's definen listas (*Watchlist*, *Rating Alert* y *Credit Watch*, respectivamente) indicando la posible dirección de la calificación. Las modificaciones de las calificaciones y perspectivas son anunciadas irregularmente.

Identificación del efecto tratamiento

Una de las contribuciones de este trabajo es el uso de métodos empleados frecuentemente en investigaciones cuasi-experimentales, en el análisis de relaciones entre variables macroeconómicas. Las economías emergentes que obtuvieron el grado de inversión en el periodo de 1996 a 2011 formarán parte del grupo de tratamiento y otras economías formarán parte del grupo de control. De igual forma, el flujo de entrada de inversión directa extranjera como porcentaje del PBI será llamado resultado (*outcome*).

Se define D_i como una variable binaria que toma el valor de 1 si la economía emergente i ha conseguido el grado de inversión durante el periodo de análisis y 0 en caso contrario. Se definen también a Y_{i1} como el resultado de la unidad i cuando ha recibido el tratamiento y a Y_{i0} como el resultado de la unidad i cuando no ha recibido el tratamiento. El resultado observado para la economía i es igual a $Y_i = D_i Y_{i1} + (1 - D_i) Y_{i0}$. En este caso, el efecto tratamiento estaría representado por la diferencia entre los resultados con y sin tratamiento ($\tau_i = Y_{i1} - Y_{i0}$). Sin embargo, debido a que una economía no puede pertenecer a los dos estados en un mismo instante, es decir, no son observables los dos estados a la vez, τ_i no puede estimarse directamente.

En el contexto de un experimento, la asignación del tratamiento es aleatoria y como tal, es necesario definir qué característica de su distribución se debe analizar. Rosenbaum y Rubin (1983) propusieron el efecto tratamiento promedio (ATE),

$$ATE = E(Y_{i1}) - E(Y_{i0}), \quad (1)$$

que es el efecto tratamiento esperado sobre una unidad elegida al azar de una población (véase Wooldridge, 2002, cap. 18). El carácter aleatorio de un experimento implica la relación de independencia, $\{Y_{i0}, Y_{i1} \perp D_i\}$, por lo que $E(Y_{ij}|D_i = 1) = E(Y_{ij}|D_i = 0) = E(Y_{ij}|D_i = j)$ para $j = \{0, 1\}$. Con esta última relación, (1) podría escribirse como:

$$ATE = E(Y_{i1}|D_i = 1) - E(Y_{i0}|D_i = 0) = E(Y_i|D_i = 1) - E(Y_i|D_i = 0). \quad (2)$$

Una medida más relevante es el efecto tratamiento promedio sobre las unidades tratadas (ATET),

$$ATET = E(Y_{i1}|D_i = 1) - E(Y_{i0}|D_i = 1). \quad (3)$$

Debido al problema de observabilidad descrito, (3) tampoco puede ser estimado directamente, pues Y_{i0} es no observable para las unidades tratadas. No obstante, con métodos cuasi-experimentales, podría llegarse a estimar estas dos medidas, incluso bajo supuestos menos restrictivos que el de independencia, si controlamos por características iniciales y resultados antes del tratamiento.

En un contexto en el que D_i y $\{Y_{i0}, Y_{i1}\}$ están correlacionados, es necesario hacer un supuesto adicional para poder identificar el efecto tratamiento. Rosenbaum y Rubin (1983) introducen el supuesto conocido como *selección sobre variables observables*. Definiendo a X_i como un conjunto de variables observables ocurre que $\{Y_{i0}, Y_{i1} \perp D_i\}|X_i$ que implica que $E(Y_{ij}|X_i, D_i = 1) = E(Y_{ij}|X_i, D_i = 0) = E(Y_{ij}|X_i, D_i = j)$. Así, se puede identificar ATET como

$$ATET = E\{E(Y_i|X_i, D_i = 1) - E(Y_i|X_i, D_i = 0)|D_i = 1\}. \quad (4)$$

Debe indicarse que para la estimación de (4) no es necesario imponer supuestos sobre la estructura de las distribuciones de X_i , ni sobre las distribuciones condicionales. Esta ecuación se estima por el método del *propensity score matching*, que se detalla a continuación.

Propensity score matching (PSM)

El *propensity score* es la probabilidad de asignar el tratamiento a una observación. El método PSM se enfoca en la comparabilidad de los grupos de tratamiento y de control en función a variables pretratamiento. Este control preintervención puede ser difícil si las unidades de los dos grupos son distintas (proviene de poblaciones diferentes, por ejemplo) o si el número de controles necesarios es alto. Siendo el *propensity score* una probabilidad que resume la información contenida en las variables preintervención, permite controlar las diferencias entre los grupos de control y tratamiento de manera más eficiente. Si $p(X_i)$ denota la probabilidad de que el país i obtenga el grado de inversión, el ATET puede identificarse alternativamente como

$$\text{ATET} = E\{E(Y_i|D_i = 1, p(X_i)) - E(Y_i|D_i = 0, p(X_i))|D_i = 1\}. \quad (5)$$

El PSM permite construir contrafactuales a partir de características observables, permitiendo recrear las condiciones de aleatoriedad de un experimento, a pesar de que al trabajar con la obtención del grado de inversión se enfrenta un problema de asignación de tratamiento no aleatorio. Este último factor, junto con la posibilidad de no linealidad en los determinantes de la obtención del grado de inversión, originarían estimadores sesgados de regresiones lineales y de datos de panel. El objetivo del *propensity score matching* es generar un contrafactual para cada elemento del grupo de tratamiento, tal que el efecto tratamiento corresponde a la diferencia entre el resultado de una economía tratada y el resultado de su contrafactual.

Estrategia de estimación

La estimación del efecto tratamiento consiste en dos pasos. En el primero, se estima el *propensity score* y en el segundo se hace el emparejamiento de acuerdo a los valores del *propensity score* estimado, se construyen los contrafactuales y se calcula el efecto tratamiento.

La estimación del *propensity score* no es complicada ya que puede adoptarse una forma paramétrica del tipo $\Pr(D_i = 1|X_i) = F(h(X_i))$, donde $F(\cdot)$ es la función logística (logit). En esta parte es necesario escoger un conjunto de variables X que no estén influenciadas por la obtención del grado de inversión, de lo contrario los estimadores capturarían los cambios (endógenos) en la distribución de X inducidos por esa obtención. Por tanto, la matriz X debe contener características de las economías *antes del tratamiento*.

Como señalan Vega y Winkelried (2005), en la estimación de contrafactuales, pueden existir dos fuentes de sesgo. Primero, podrían haber economías del grupo de tratamiento que no son comparables con las economías del grupo de control. Segundo, las variables observables X podrían distribuirse de forma diferente entre los grupos de tratamiento y de control. La primera fuente de sesgo puede aminorarse utilizando unidades tratadas y del grupo de control dentro del “soporte común”. La segunda fuente se aminora si se cumple la hipótesis de balance: condicional al *propensity score*, las variables observables son independientes a la asignación del tratamiento, por lo que para las observaciones (del grupo de control y de tratamiento) con el mismo *propensity score*, las variables observables deben distribuirse de manera similar. La especificación de la función $h(X_i)$ puede utilizarse para atender los problemas mencionados. Ello puede realizarse con el siguiente procedimiento (ver Dehejia y Wahba, 1999): (i) Se comienza con la especificación más parsimoniosa, esto es, $h(X_i)$ lineal. (ii) Se verifica el cumplimiento de la hipótesis

de balance. En caso de no verificarse, $h(X_i)$ se vuelve más compleja, incorporando monomios y productos cruzados, hasta que la hipótesis de balance sea satisfecha.

Para verificar el cumplimiento de la hipótesis de balance, se utiliza la prueba de [Smith y Todd \(2005\)](#), basada en regresiones de cada una de las variables empleadas sobre una forma polinómica del *propensity score* estimado que incluya, además, términos de interacción con el indicador de tratamiento, D :

$$X = \beta_0 + \beta_1 p(X) + \beta_2 p(X)^2 + \dots + \beta_m p(X)^m + \dots \\ \dots + \alpha_0 D + \alpha_1 D p(X) + \alpha_2 D p(X)^2 + \dots + \alpha_m D p(X)^m + \varepsilon, \quad (6)$$

donde m es el orden del polinomio. [Smith y Todd \(2005\)](#), así como [Lee \(2013\)](#) sugieren un valor de $m = 3$, señalando que es un orden suficiente para capturar comportamientos no lineales del *propensity score*. Luego de la regresión, es necesaria una prueba F para evaluar la hipótesis nula de que todos los coeficientes asociados a D ($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m$) sean iguales a cero. La idea detrás de esta prueba es verificar si el indicador de tratamiento D provee información adicional sobre X , condicional al *propensity score* estimado. Si esto pasa, se estaría violando la hipótesis de balance.

El segundo paso del proceso de estimación es el cálculo de los contrafactuales de las observaciones del grupo de tratamiento junto con el proceso de emparejamiento. Siguiendo a [Heckman y otros \(1998\)](#), los contrafactuales pueden estimarse tomando un promedio ponderado de los resultados según una función kernel. Se indexa por t para denotar promedios a lo largo del tiempo. Sea \mathbb{C} el conjunto de países del grupo de control cuyo *propensity score* está dentro del soporte común. El contrafactual del resultado $Y_{i0,t}$ es:

$$\tilde{Y}_{i0,t} = \frac{\sum_{j \in \mathbb{C}} K_b(p_j - p_i) Y_{j0,t}}{\sum_{j \in \mathbb{C}} K_b(p_j - p_i)}, \quad (7)$$

donde $K_b(z) = K(\frac{z}{b})$ es una función kernel con parámetro de ancho de banda (*bandwidth*) b , que pondera el resultado del país i inversamente proporcional a la distancia entre su *propensity score* (p_i) y el del país del grupo de control j (p_j). Luego de encontrar los pares entre las observaciones de los dos grupos, el estimador del efecto tratamiento del país i en el periodo $t > t_0$, donde t_0 es el periodo de tratamiento:

$$\Gamma_{i,t} = \left(Y_{i1,t} - \frac{1}{k-1} \sum_{\tau=t_0-k-1}^{t_0-1} Y_{i0,\tau} \right) - \left(\tilde{Y}_{i0,t} - \frac{1}{k-1} \sum_{\tau=t_0-k-1}^{t_0-1} \tilde{Y}_{i0,\tau} \right). \quad (8)$$

El estimador (8) es uno del tipo doble diferencia (*difference in difference*), que permite controlar, además, por características invariantes en el tiempo. En (8), los resultados pretratamiento han sido reemplazados por los promedios de $Y_{i0,\tau}$ y $\tilde{Y}_{i0,\tau}$ antes de la asignación del tratamiento. El promedio de todos los $\Gamma_{i,t}$ es un estimador consistente de ATET:

$$\hat{A} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \Gamma_{i,t} \right), \quad (9)$$

donde N es el número de economías del grupo de control y T_i es el número de años que la economía del grupo de tratamiento i cuenta con el grado de inversión.

\hat{A} es el efecto promedio de las observaciones tratadas considerando todos los años que cada una de éstas cuentan con el grado de inversión. Para evaluar la trayectoria del efecto, se promedió $\Gamma_{i,t}$ sobre las observaciones de tratamiento para cada periodo postratamiento, obteniéndose un efecto tratamiento

temporal. Esto es:

$$\hat{A}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Gamma_{i,t}. \quad (10)$$

3 DATOS Y RESULTADOS

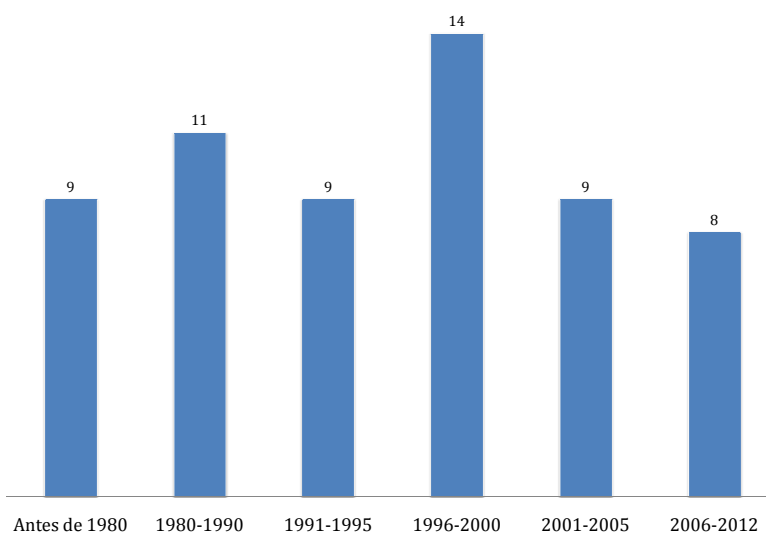
De una muestra de 152 países del Banco Mundial al 2013 (ver Gráfico 1), 60 de ellos cuentan con el grado de inversión, otorgado por al menos dos de las tres principales ACR citadas anteriormente. Las economías consideradas como emergentes comenzaron a adquirir el grado de inversión a partir de la década de 1980, como son los casos de China, Malasia y Tailandia.

Un caso especial es el de los países que en un primer momento tenían el grado de inversión y luego lo perdieron, para luego recuperarlo. En estos casos, se optó por registrar la segunda obtención del grado de inversión (los resultados no se mostraron sensibles a esta inclusión). En Asia, Corea del Sur obtuvo el grado de inversión en 1996 y lo perdió al año siguiente durante la Crisis Asiática. En América Latina, Colombia y Uruguay obtuvieron el grado de inversión en 1993 y 1997, pero lo perdieron en 1999 y 2002, respectivamente. Colombia por problemas políticos y sociales internos, mientras que Uruguay por incumplir pagos de deuda, luego de que su economía se debilitara por la crisis de deuda en Argentina de 2001. Corea del Sur recuperó el grado de inversión en 1999, mientras que Colombia y Uruguay, en 2011.

En general, las economías emergentes de Europa y de Asia obtuvieron el grado de inversión por primera vez, antes que la mayoría de América Latina. La mayoría de países de esta última región obtuvieron el grado de inversión después del año 1995. La excepción es Chile, a quien en 1992 Standard & Poor's le otorgó una calificación inicial de BBB-. Esto supone una relación entre el orden cronológico de obtención del grado de inversión y la región de pertenencia.

El grupo de tratamiento comprende una submuestra de economías emergentes que obtuvieron el grado de inversión en el periodo de 1996 a 2011. Se escogieron países que cuentan con suficiente información en las bases de datos del Fondo Monetario Internacional y del Banco Mundial en sus bases *International*

GRÁFICO 1. *Primera obtención del grado de inversión*



NOTA: Número de economías que obtienen su primer grado de inversión. Elaboración propia en base a datos de Bloomberg.

CUADRO 2. Países tratados: Año de la primera obtención del grado de inversión (1996 - 2011)

| Países | Año | Región | ACR |
|-------------------|------|------------------|---------|
| Omán | 1996 | Asia | S&P |
| Letonia | 1997 | Europa Emergente | S&P |
| Las Bahamas | 1997 | América Latina | Moody's |
| Lituania | 1997 | Europa Emergente | S&P |
| Corea del Sur | 1999 | Asia | Fitch |
| Arabia Saudita | 1999 | Asia | Moody's |
| Trinidad y Tobago | 1999 | América Latina | S&P |
| Barein | 2000 | Asia | Fitch |
| México | 2000 | América Latina | Moody's |
| Mauricio | 2000 | África | Moody's |
| Botswana | 2001 | África | S&P |
| Eslovaquia | 2001 | Europa Emergente | S&P |
| Kazajistán | 2002 | Asia | Moody's |
| Rusia | 2003 | Asia | Moody's |
| India | 2004 | Asia | Moody's |
| Bulgaria | 2004 | Europa Emergente | S&P |
| Perú | 2008 | América Latina | Fitch |
| Brasil | 2008 | América Latina | S&P |
| Panamá | 2010 | América Latina | Fitch |
| Costa Rica | 2010 | América Latina | Moody's |
| Colombia | 2011 | América Latina | S&P |
| Uruguay | 2011 | América Latina | S&P |
| Indonesia | 2011 | Asia | Fitch |

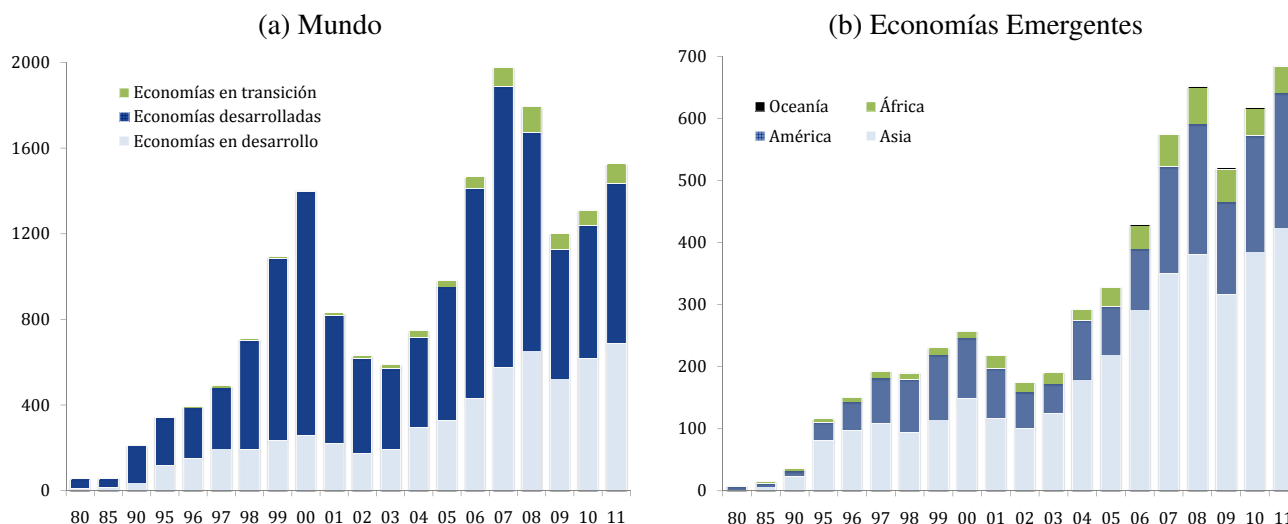
GRUPO DE CONTROL: Argentina, Armenia, Australia, Bangladesh, Barbados, Bolivia, Burkina Faso, Camerún, Canadá, Cabo Verde, Chile, China, Dinamarca, Dominica, República Dominicana, Ecuador, Egipto, El Salvador, Etiopía, Gabón, Gambia, Ghana, Granada, Guatemala, Guinea, Guyana, Honduras, Hong Kong, Hungría, Islandia, Israel, Japón, Jordania, Kenya, Kuwait, Macedonia, Madagascar, Malawi, Malasia, Mali, Malta, Moldavia, Mongolia, Marruecos, Mozambique, Namibia, Nepal, Nueva Zelanda, Nicaragua, Noruega, Paquistán, Papúa Nueva Guinea, Paraguay, Polonia, Ruanda, Senegal, Sierra Leona, Singapur, Sudáfrica, Sri Lanka, San Cristóbal y Nieves, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas, Sudán, Surinam, Swazilandia, Suiza, Siria, Tanzania, Tailandia, Túnez, Uganda, Ucrania, Estados Unidos, Vanuatu, Venezuela y Zambia.

Financial Statistics (IFS) y *World Bank Indicators* (WBI), respectivamente.

El Cuadro 2 muestra los países del grupo de tratamiento y los años de su primera obtención del grado de inversión. Este grupo está conformado por 23 países: 2 economías de África, 9 de América Latina, 8 de Asia y 4 de Europa Emergente. El año promedio de la muestra de obtención del grado de inversión es 2003. Las economías emergentes de Europa fueron las que, en promedio, obtuvieron el grado de inversión antes que las demás. El Cuadro lista, asimismo, los 77 países que forman parte del grupo de control.

Flujos de inversión directa extranjera a economías emergentes

Según datos de la Conferencia de Comercio y Desarrollo de las Naciones Unidas (UNCTAD), en el periodo de 1980 a 2011, los principales países receptores de flujos de inversión directa extranjera han sido los desarrollados. Sin embargo, su participación en el total de flujos ha caído considerablemente: en 1980, el 86% de los flujos se dirigía a las economías avanzadas; en 2011, sólo el 49%. Esto se debe al aumento de los flujos de inversión directa extranjera dirigidos hacia las economías en desarrollo, principalmente a inicios de la década de 2000; no obstante, debe indicarse que a partir de ese periodo, los flujos hacia

GRÁFICO 2. *Flujos de inversión directa extranjera por destino (US\$ mil millones)*

economías avanzadas también aumentaron.

A 2011, el total mundial de flujos de entrada aumentó 2 719% desde 1980 y 345% desde mediados de la década de 1990. Los flujos de entrada a economías emergentes aumentaron 9 051% y 489% desde tales años, respectivamente. Si bien dentro del conjunto de países en desarrollo, los países asiáticos son los principales receptores, son los flujos dirigidos hacia América y África, los que registraron un mayor incremento desde tales fechas (ver Gráfico 2).

El Gráfico 3 muestra la evolución de los flujos de entrada de inversión directa extranjera de las economías consideradas en el grupo de tratamiento y su relación con el tratamiento (obtención del grado inversión), representado por el número de economías con este grado. El Gráfico sugiere una relación positiva entre el volumen de inversión directa extranjera y el número de economías con grado de inversión, registrándose un coeficiente de correlación superior a 0.7. El grado de asociación no es mayor, debido a que en el periodo posterior a la crisis financiera internacional, las entradas de inversión directa extranjera a

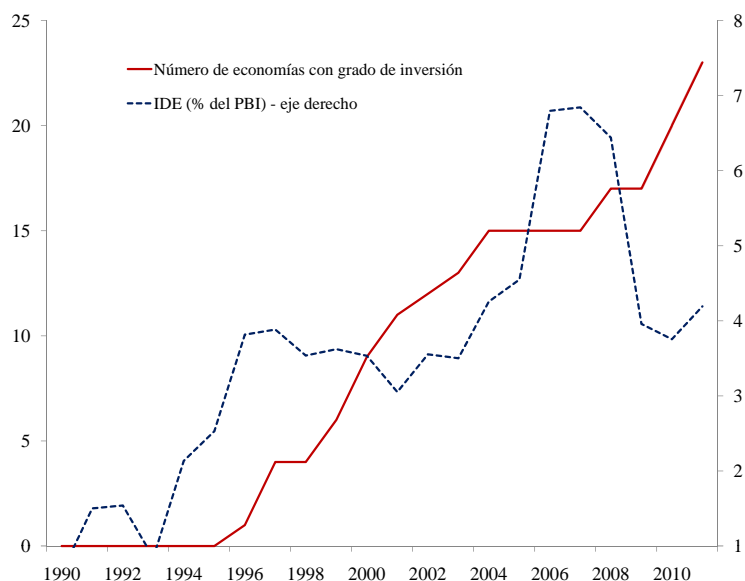
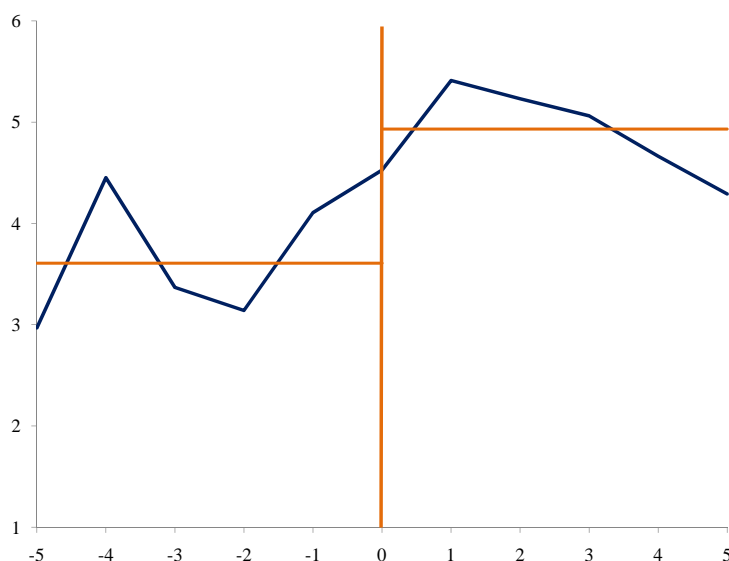
GRÁFICO 3. *Inversión directa extranjera y economías con grado de inversión*

GRÁFICO 4. *Flujos de inversión directa extranjera y obtención del grado de inversión*

NOTAS: Los flujos de entrada de inversión directa extranjera se muestran como porcentaje del PBI. El eje horizontal muestra el número de años antes y después de la obtención del grado de inversión en el año 0.

las economías emergentes de la muestra disminuyeron, en línea con el menor dinamismo de las economías avanzadas, así como la mayor aversión al riesgo global, mientras que el número de economías con grado de inversión continuó aumentando.

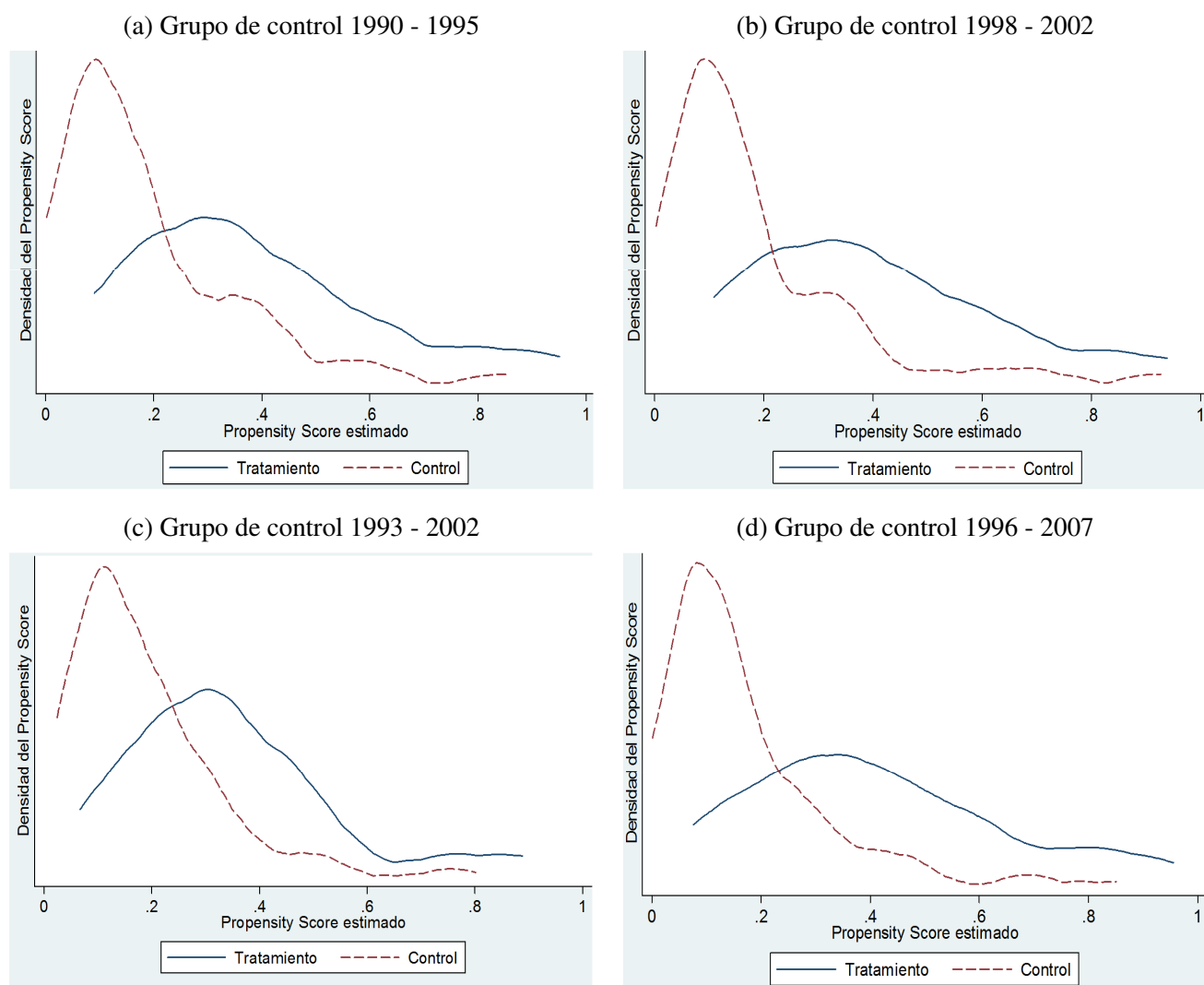
El Gráfico 4 ilustra la relación entre la inversión directa extranjera y la obtención del grado de inversión de una forma alternativa. Se grafican los promedios muestrales de la primera variable para los cinco años previos y siguientes a la primera obtención del grado de inversión. La diferencia de los promedios temporales antes y después de este tratamiento, sugiere cierto incremento sobre el resultado debido a la obtención del grado de inversión. Antes del tratamiento, el promedio de los cinco años previos indica un ratio entrada de inversión directa extranjera / PBI de 3.6%, valor que es menor en 1.3% al promedio de los cinco años siguientes a la obtención del grado de inversión (4.9%). Determinar si éste es un efecto causal es el propósito del siguiente análisis.

Estimación del propensity score y pruebas de hipótesis de balance

Para estimar el *propensity score*, se construyó una base de datos anual para 100 economías (23 pertenecientes al grupo de tratamiento y 77 al grupo de control), que contiene un amplio número de variables que caracterizan a una economía y que están asociadas a la metodología de evaluación de las ACR. Estos dos criterios de elección son usados por todos los autores consultados que emplean PSM para el estudio de relaciones entre variables macroeconómicas. Las fuentes de los datos son el IFS y el WBI.

Siguiendo a Vega y Winkelried (2005), para las observaciones del grupo de tratamiento, las variables consideradas en la regresión inicial (primer paso de estrategia de estimación) son los promedios de los cinco años anteriores a la obtención del grado de inversión. Para evaluar la robustez, para las observaciones del grupo de control se usaron los valores promedio de cuatro periodos: el primero, del periodo 1990-1995, para controlar por características antes del periodo en análisis; el segundo, del periodo 1998-2002 y el tercero, del periodo 1993-2002, para controlar por características antes del año promedio de la primera obtención del grado de inversión de las economías del grupo de tratamiento (2003). De igual forma, se tomaron promedios del periodo 1996-2007. Si bien esta muestra incluye características de años posteriores

GRÁFICO 5. Densidades de los propensity scores estimados



al año promedio de la primera obtención del grado de inversión del grupo de tratamiento, se creyó necesario usar este horizonte para controlar por condiciones previas a la crisis financiera internacional.

El Cuadro 3 (p. 73) muestra las regresiones logit elegidas por los siguientes criterios: (i) que se cumpla la hipótesis de balance a lo Dehejia y Wahba (1999) y Smith y Todd (2005), (ii) que se maximice el soporte común y el número de observaciones del grupo de control en esta región, y (iii) que tenga parsimonia. La prueba de la hipótesis de balance a lo Dehejia y Wahba (1999) se realizó usando 5 bloques o estratos (mayor rigurosidad). En la prueba F de Smith y Todd (2005) se usó un polinomio de grado 3 y un grado de significancia al 5%, tal como estos autores y Lee (2013) recomiendan. Las regresiones presentan resultados similares. En general, la región de soporte es la misma y una gran mayoría de variables es utilizada en las cuatro regresiones. Debido a una aparente relación entre el orden cronológico del grado de inversión y la región geográfica de pertenencia, en las regresiones logit se introdujo variables *dummies* regionales para controlar por este efecto; sin embargo, los cambios en los resultados mostrados en el Cuadro 3 fueron marginales.

El Gráfico 5 muestra las densidades de los *propensity score* para los grupos de control y de tratamiento. El análisis de los gráficos verifica la robustez de las estimaciones.

CUADRO 3. Estimaciones logit del propensity score

| Grupo de control | 1990 - 1995 | | | 1998 - 2002 | | | 1993 - 2002 | | | 1996 - 2007 | | | | | | |
|--------------------------------------|-------------|-----------------|-----------|-------------|-----------|-----------------|-------------|-----------|-----------|-----------------|-----------|-----------|---------|-----------------|-------|-------|
| | β | s_β | P_β | β | s_β | P_β | β | s_β | P_β | β | s_β | P_β | | | | |
| <i>Economía</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| PBI per cápita (US\$ de 2000) | -2.389 | 1.350 | 0.077 | 0.984 | -1.530 | 1.433 | 0.286 | 0.780 | -1.462 | 1.443 | 0.311 | 0.719 | -2.353 | 1.329 | 0.077 | 0.937 |
| Consumo del gobierno (% PBI) | 2.808 | 4.730 | 0.553 | 0.822 | 7.437 | 5.912 | 0.208 | 0.223 | 6.403 | 5.660 | 0.258 | 0.666 | 7.608 | 5.688 | 0.181 | 0.226 |
| Formación bruta de capital (% PBI) | 3.643 | 4.289 | 0.396 | 0.113 | 11.987 | 6.051 | 0.048 | 0.906 | 10.101 | 5.853 | 0.084 | 0.619 | 5.723 | 5.393 | 0.289 | 0.394 |
| <i>Comercio</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Exportaciones (% PBI) | 14.415 | 3.924 | 0.000 | 0.818 | 12.427 | 3.525 | 0.000 | 0.627 | 13.047 | 3.650 | 0.000 | 0.519 | 9.772 | 2.958 | 0.001 | 0.820 |
| Importaciones (% PBI) | -14.087 | 4.100 | 0.001 | 0.760 | -13.170 | 3.936 | 0.001 | 0.670 | -14.375 | 4.057 | 0.000 | 0.559 | -11.244 | 3.493 | 0.001 | 0.857 |
| <i>Sector financiero</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Dinero amplio (% a PBI) | | | | | -2.516 | 1.171 | 0.032 | 0.701 | -2.765 | 1.371 | 0.044 | 0.333 | | | | |
| <i>Resultados</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Inversión directa extranjera (% PBI) | | | | | 9.944 | 9.902 | 0.315 | 0.701 | 18.329 | 10.533 | 0.082 | 0.210 | 5.916 | 9.617 | 0.538 | 0.672 |
| IDE x Crédito del sector privado | -2.900 | 12.408 | 0.815 | 0.995 | | | | | | | | | | | | |
| Constante | -1.812 | 1.241 | 0.144 | | -3.344 | 1.628 | 0.040 | | -2.734 | 1.512 | 0.071 | | -2.687 | 1.578 | 0.089 | |
| Observaciones | | 100 | | | | 100 | | | | 100 | | | | 100 | | |
| Pseudo R^2 | | 0.200 | | | | 0.220 | | | | 0.227 | | | | 0.151 | | |
| Estadístico LR | | 21.540 | | | | 23.690 | | | | 24.450 | | | | 16.320 | | |
| SopORTE común | | [0.090 - 0.852] | | | | [0.108 - 0.928] | | | | [0.076 - 0.851] | | | | [0.067 - 0.801] | | |
| Controles en soporte común | | 53 | | | | 46 | | | | 56 | | | | 64 | | |

NOTAS: Las columnas β reportan coeficientes estimados, s_β la desviación estándar estimada, P_β es el p -value de la hipótesis nula que $\beta = 0$ y ST es el p -value de la prueba de balance de Smith y Todd (2005). El PBI per cápita se mide como ratio al PBI per cápita de Estados Unidos.

CUADRO 4. Estimaciones del cambio en la entrada de inversión directa extranjera (% del PBI)

| Grupo de control | ATET | Efecto temporal | | | | |
|--|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | | <i>t</i> + 1 | <i>t</i> + 2 | <i>t</i> + 3 | <i>t</i> + 4 | <i>t</i> + 5 |
| <i>Diferencia de medias</i> | | | | | | |
| Regresión 1 (1990 - 1995) | 0.760 <i>0.180</i> | 1.640 <i>0.070</i> | 1.650 <i>0.090</i> | 1.120 <i>0.160</i> | 0.420 <i>0.230</i> | 0.180 <i>0.220</i> |
| Regresión 2 (1998 - 2002) | 0.930 <i>0.330</i> | 1.650 <i>0.140</i> | 1.720 <i>0.160</i> | 1.330 <i>0.260</i> | 0.850 <i>0.280</i> | 0.580 <i>0.260</i> |
| Regresión 3 (1993 - 2002) | 0.990 <i>0.230</i> | 1.770 <i>0.090</i> | 1.830 <i>0.090</i> | 1.380 <i>0.170</i> | 0.870 <i>0.180</i> | 0.570 <i>0.170</i> |
| Regresión 4 (1996 - 2007) | 0.960 <i>0.070</i> | 1.810 <i>0.080</i> | 1.770 <i>0.070</i> | 1.370 <i>0.050</i> | 0.760 <i>0.070</i> | 0.450 <i>0.060</i> |
| <i>Control por condiciones iniciales</i> | | | | | | |
| Regresión 1 (1990 - 1995) | -0.120 <i>0.020</i> | 0.870 <i>0.130</i> | 0.820 <i>0.130</i> | 0.290 <i>0.060</i> | -0.190 <i>0.050</i> | -0.430 <i>0.070</i> |
| Regresión 2 (1998 - 2002) | -0.077 <i>0.050</i> | 0.650 <i>0.250</i> | 0.640 <i>0.240</i> | 0.250 <i>0.110</i> | -0.080 <i>0.150</i> | -0.360 <i>0.180</i> |
| Regresión 3 (1993 - 2002) | -0.040 <i>0.030</i> | 0.740 <i>0.160</i> | 0.730 <i>0.150</i> | 0.280 <i>0.060</i> | -0.090 <i>0.090</i> | -0.390 <i>0.110</i> |
| Regresión 4 (1996 - 2007) | -0.014 <i>0.010</i> | 0.840 <i>0.050</i> | 0.740 <i>0.040</i> | 0.340 <i>0.020</i> | -0.110 <i>0.020</i> | -0.410 <i>0.030</i> |

NOTA: Los datos de la columna ATET se calculan según la ecuación (9). Las columnas que conforman los efectos temporales corresponden a los estimados de la ecuación (10) para años posteriores a la obtención del grado de inversión. En cursivas se muestran errores estándares *bootstrap* con 5000 repeticiones.

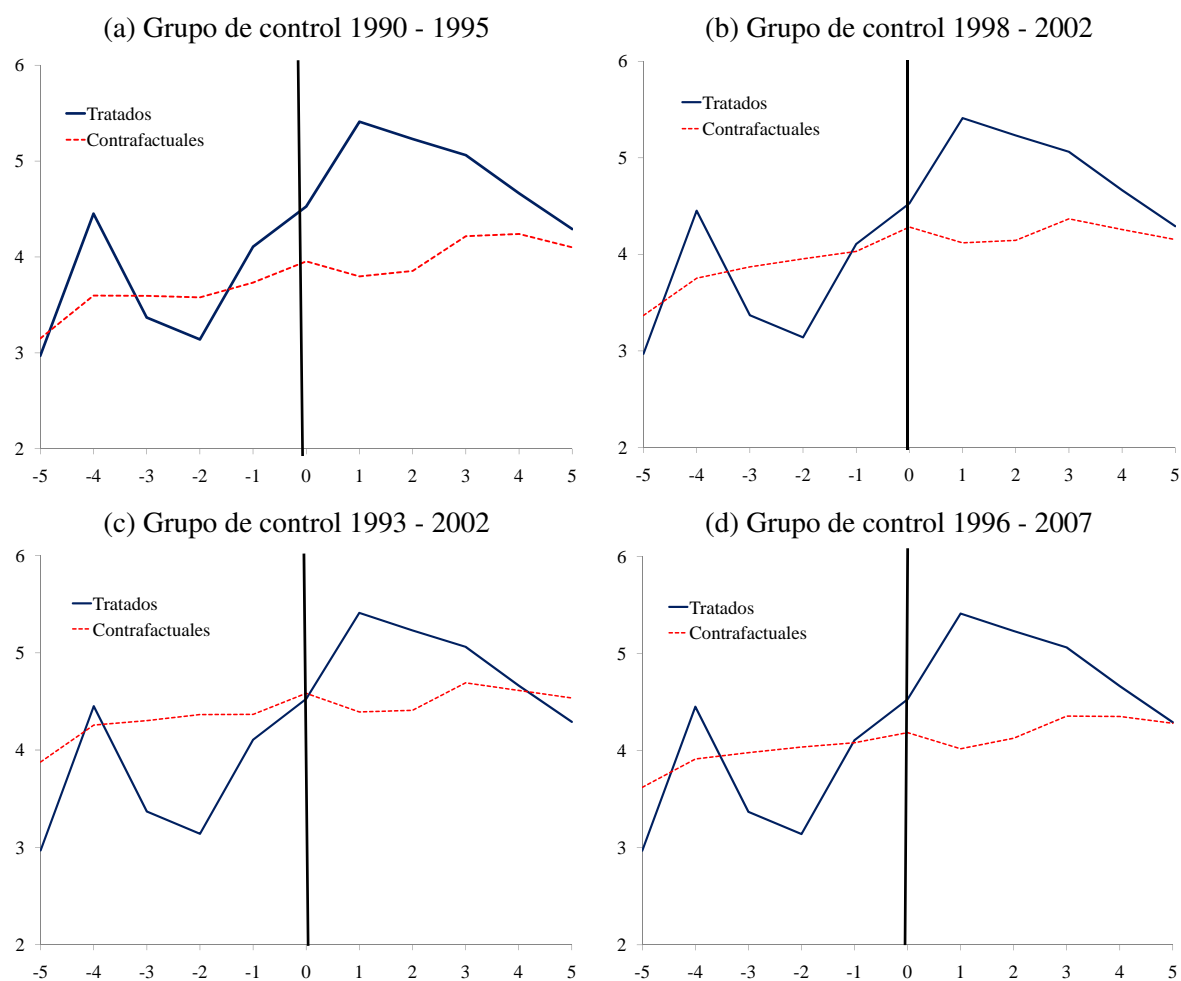
Efecto tratamiento

En el Cuadro 4 se reportan los efectos tratamiento estimados. Además de mostrar los resultados siguiendo las fórmulas (8), (9) y (10), esto es, obtenidos por diferencias de medias, se incluye los efectos obtenidos luego de controlar por las condiciones iniciales del resultado tal como sugieren Vega y Winkelried (2005). Para este tipo de control, se calcula el efecto tratamiento sobre una nueva variable $e_{i,t}$, que es obtenida de regresiones del tipo:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t'} = \alpha + \beta Y_{i,t'} + e_{i,t}, \quad (11)$$

La regresión (11) se define para los periodos postratamiento para la observaciones de tratamiento y contrafactuales. $Y_{i,t'}$ es el promedio de los resultados durante los 4 años previos al tratamiento (los resultados no se mostraron sensibles a esta elección). Las ecuaciones del tipo (11) se estimaron con una regresión de datos de panel agrupado. Este control permite determinar si el aumento de los flujos de entrada de inversión directa extranjera mostrada en el Gráfico 4 podría deberse a condiciones iniciales que las economías tenían antes de su primera obtención del grado de inversión y que favorecieron la entrada de capitales, o efectivamente, se debe al efecto tratamiento.

Los resultados correspondientes a las diferencias de medias muestran que la obtención del grado de inversión tiene efectos importantes sobre los flujos de inversión directa extranjera: el efecto tratamiento promedio sobre la inversión directa extranjera es, aproximadamente, 1% del PBI. Este efecto promedio considera los efectos temporales hasta el fin de la muestra, por lo que puede entenderse como un indicador de un efecto tratamiento de largo plazo. Estos resultados son robustos a la regresión empleada.

GRÁFICO 6. *Flujos de entrada de inversión directa extranjera (% del PBI)*

NOTA: Ver notas al Gráfico 4.

Sin embargo, los efectos tratamiento promedio que se obtuvieron cuando se controla por condiciones iniciales no son estadísticamente significativos. Esto implica que cuando se controla por condiciones iniciales, los flujos de inversión directa extranjera de las observaciones de tratamiento y de control (contrafactuales) son similares, considerando todos los periodos de la muestra.

A pesar de no encontrar evidencia de un efecto tratamiento de largo plazo o permanente, los efectos tratamiento temporales calculados por diferencias de medias y controlando por condiciones iniciales, muestran que la obtención del grado de inversión tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre los flujos de inversión directa extranjera en el corto plazo. Según los resultados obtenidos por diferencias de medias, los mayores efectos sobre el resultado se dan en el primer y segundo año luego de la obtención del grado de inversión; después de ese periodo, el efecto comienza a decaer. Los resultados obtenidos por control de condiciones iniciales revelan, también, efectos temporales positivos y estadísticamente significativos para los tres primeros años. Luego de ese periodo, los efectos dejan de ser significativos, y se llega a una situación en la que los resultados de las observaciones tratadas y de los controles no se diferencian.

El Gráfico 6 muestra los promedios muestrales de los flujos de inversión directa extranjera como porcentaje del PIB para los cinco años previos y siguientes a la primera obtención del grado de inversión de las observaciones tratadas y de los contrafactuales, hallados en cada regresión estimada. La evolución

de los promedios muestra que existe un efecto tratamiento temporal de tres años, pero que después de ese periodo, este aumento de los flujos de inversión directa extranjera del grupo de tratamiento se corrige. Esto es, el efecto tratamiento desaparece hasta llegar a una situación en la que los resultados de los tratados y de los controles no pueden diferenciarse. Esta evolución sugiere que los flujos de inversión directa extranjera muestran reversión a la media.

Pruebas de efecto placebo

La prueba de efecto placebo consiste en estimar un efecto tratamiento sobre la base de un tratamiento falso. El resultado favorable de este tipo de prueba es encontrar un efecto tratamiento no significativo, cercano a cero o negativo. En este caso, se implementaron dos pruebas de efecto placebo. En ambas, se consideró como periodo de tratamiento dos años antes de la primera obtención del grado de inversión (pseudotratamiento). En la primera prueba (Placebo 1) se tomaron los *propensity scores* estimados previamente (reportados en el Cuadro 4) como datos. En la segunda (Placebo 2), se reestimaron logits en donde los promedios para las economías de tratamiento, se calcularon tomando los cinco años previos al pseudotratamiento, y para las unidades de control, se tomaron promedios de los periodos 1990-1993, 1996-2000, 1991-2000 y 1994-2005 (debido a que, dadas las fechas de pseudotratamiento, la fecha promedio de obtención del primer grado de inversión sería el año 2001).

Las pruebas de efecto placebo buscan un efecto tratamiento en un contexto similar al considerado en las regresiones originales, salvo por la presencia de un pseudotratamiento. La prueba Placebo 1 considera la misma información necesaria para el emparejamiento que las regresiones originales. Sin embargo, sobre la base de ésta, podrían obtenerse estimadores sesgados debido a que ahora se estaría considerando información de dos años siguientes al pseudotratamiento. Es por ello que se realizó la segunda prueba placebo. En la prueba Placebo 2, si bien no se considera la misma información de las regresiones anteriores, no existirían problemas de endogeneidad por considerar información después del pseudotratamiento para el cálculo de los *propensity scores*.

En el Cuadro 5 (p. 77) se muestran los resultados de las dos pruebas de efecto placebo. Los efectos tratamiento calculados son cercanos a cero o negativos. Debe indicarse que los efectos temporales de las dos regresiones aumentan, especialmente desde el tercer año luego del tratamiento, periodo que concuerda con el verdadero tratamiento. Estas estimaciones son evidencia a favor de los resultados reportados en la sección anterior. En especial, a favor de un efecto tratamiento temporal de corto plazo diferente de cero.

4 COMENTARIOS FINALES

Las actuales condiciones de los mercados financieros internacionales, las perspectivas sobre la economía mundial y las expectativas de crecimiento de las economías emergentes suponen que éstas seguirán registrando entradas de capitales. En este contexto, es particularmente importante el estudio de los flujos de inversión directa extranjera, pues están asociados a mayores tasas de crecimiento de largo plazo y mejoras estructurales de la economía receptora. Las mejoras de estos factores estructurales se reflejan, a su vez, en calificaciones crediticias soberanas más altas.

Esta investigación tiene como finalidad cuantificar el efecto de la obtención del grado de inversión sobre los flujos de capital de inversión directa extranjera que captan las economías emergentes. Las estimaciones sugieren que esta obtención puede aumentar estos flujos sólo en el corto plazo, en un periodo de hasta tres años. Sin embargo, los resultados obtenidos no muestran evidencia a favor de un efecto tratamiento permanente o de largo plazo. Esto es, la obtención del grado de inversión por sí sola, permite incrementar los flujos de inversión directa extranjera en tres años, después de eso, este efecto

CUADRO 5. Estimación de pruebas de efecto placebo

| Grupo de control | ATET | Efecto temporal | | | | |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | $t + 1$ | $t + 2$ | $t + 3$ | $t + 4$ | $t + 5$ |
| Placebo 1 | | | | | | |
| <i>Diferencia de medias</i> | | | | | | |
| Regresión 1 (1990 - 1995) | 0.290 0.170 | 0.230 0.070 | 0.420 0.110 | 1.220 0.140 | 1.210 0.170 | 0.680 0.230 |
| Regresión 2 (1998 - 2002) | 0.320 0.380 | 0.140 0.170 | 0.310 0.260 | 1.180 0.270 | 1.270 0.340 | 0.880 0.460 |
| Regresión 3 (1993 - 2002) | 0.470 0.250 | 0.290 0.100 | 0.490 0.170 | 1.380 0.170 | 1.490 0.200 | 1.040 0.300 |
| Regresión 4 (1996 - 2007) | 0.470 0.315 | 0.270 0.135 | 0.580 0.215 | 1.420 0.220 | 1.420 0.270 | 1.020 0.380 |
| <i>Control por condiciones iniciales</i> | | | | | | |
| Regresión 1 (1990 - 1995) | -0.220 0.020 | -0.290 0.130 | -0.090 0.100 | 0.950 0.110 | 0.850 0.100 | 0.320 0.040 |
| Regresión 2 (1998 - 2002) | -0.270 0.030 | 0.450 0.220 | -0.280 0.140 | 0.780 0.170 | 0.720 0.150 | 0.330 0.070 |
| Regresión 3 (1993 - 2002) | -0.250 0.020 | -0.430 0.160 | -0.230 0.090 | 0.850 0.120 | 0.800 0.120 | 0.350 0.040 |
| Regresión 4 (1996 - 2007) | -0.230 0.020 | -0.440 0.040 | -0.120 0.030 | 0.930 0.040 | 0.790 0.030 | 0.390 0.010 |
| Placebo 2 | | | | | | |
| <i>Diferencia de medias</i> | | | | | | |
| Regresión 1 (1990-1995) | 0.330 0.150 | 0.110 0.060 | 0.320 0.090 | 1.150 0.110 | 1.280 0.140 | 0.740 0.190 |
| Regresión 2 (1998-2002) | 0.380 0.220 | 0.150 0.060 | 0.400 0.140 | 1.270 0.130 | 1.450 0.170 | 1.060 0.250 |
| Regresión 3 (1993-2002) | 0.330 0.250 | 0.160 0.090 | 0.340 0.160 | 1.220 0.170 | 1.380 0.220 | 0.900 0.320 |
| Regresión 4 (1996-2007) | 0.120 0.150 | 0.000 0.060 | 0.120 0.120 | 1.000 0.110 | 1.130 0.140 | 0.700 0.180 |
| <i>Control por condiciones iniciales</i> | | | | | | |
| Regresión 1 (1990-1995) | -0.220 0.020 | -0.450 0.100 | -0.240 0.090 | 0.860 0.100 | 0.800 0.080 | 0.270 0.040 |
| Regresión 2 (1998-2002) | -0.250 0.020 | -0.470 0.180 | -0.230 0.110 | 0.850 0.130 | 0.790 0.140 | 0.400 0.050 |
| Regresión 3 (1993-2002) | -0.250 0.030 | -0.410 0.200 | -0.230 0.130 | 0.880 0.160 | 0.830 0.160 | 0.350 0.060 |
| Regresión 4 (1996-2007) | -0.270 0.010 | -0.390 0.090 | -0.280 0.050 | 0.840 0.090 | 0.770 0.070 | 0.340 0.020 |

NOTA: Ver notas al Cuadro 4.

desaparece. Esto último puede concluirse al estimar un efecto tratamiento controlando por condiciones iniciales. La obtención del grado de inversión refleja las condiciones iniciales de los flujos de capitales y de las economías emergentes: los fundamentos afectan la obtención de la calificación de inversión, pero esta calificación sólo afecta a los flujos de inversión en el corto plazo.

Estos resultados y conclusiones van en línea con la literatura que sostiene que las calificaciones crediticias no afectan, de manera independiente, a los flujos de capitales y a otras variables económicas y financieras. Por otro lado, la investigación forma parte de la reciente literatura que aplica métodos empíricos en el estudio de variables macroeconómicas.

Los resultados se muestran robustos a los modelos logit usados para la estimación del *propensity score* (primer paso del proceso de estimación del efecto tratamiento). Adicionalmente, las estimaciones de las pruebas de efecto placebo respaldan la validez de los resultados, especialmente otorgan evidencia de un efecto tratamiento temporal de corto plazo diferente de cero.

Una dificultad común en los estudios que involucran variables macroeconómicas es el número limitado de observaciones. Los estudios empíricos que aplican métodos como el *propensity score matching* suelen trabajar con miles de observaciones, lo que favorece el emparejamiento, permitiendo obtener estimadores más eficientes (en este caso, a pesar del limitado número de observaciones, los estimadores mostraron, en general, varianzas pequeñas). Una manera de aumentar el número de observaciones, es considerar como tratamiento ya no sólo la primera obtención el grado de inversión, sino también los diferentes *upgrades* o *downgrades*. Para esto, se tendría que identificar múltiples tratamientos (Yamada, 2013). Asimismo, esto permitiría analizar efectos asimétricos sobre los flujos de capitales. A su vez, esta extensión permitiría estudiar dos de las conclusiones de Cantor y Packer (1996) calificadas por éstos como *puzzles*. Según estos autores, el impacto de cambios en las calificaciones crediticias sobre los rendimientos de los bonos soberanos es mayor para: (i) cambios de las calificaciones pertenecientes al grado especulativo y (ii) cambios anticipados de las calificaciones, por ejemplo, cuando una agencia confirma un *upgrade* o *downgrade* otorgado anteriormente por otra agencia. Explorar estos temas constituye una interesante agenda de investigación futura.

REFERENCIAS

- Baier, S. y J. Bergstrand (2009), “Estimating the effects of free trade agreements on international trade flows using matching econometrics”, *Journal of International Economics*, 77(1), 63-76.
- Bergstrom, K. (2012), “Capital account liberalization, selection bias, and growth”, edición mimeografiada.
- Boyd, J. y B. Smith (1998), “The evolution of debt and equity markets in economic development”, *Economic Theory*, 12(3), 519-560.
- Cantor, R. y F. Packer (1996), “Determinants and impact of sovereign credit ratings”, Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, 2(2), 37-54.
- Choy, G. (2007), “Perú: Grado de inversión, un reto de corto plazo”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo 2007-001.
- de Mendoça, H. F. y G. J. de Guimarães e Souza (2012), “Is inflation targeting a good remedy to control inflation?”, *Journal of Development Economics*, 98(2), 178-191.
- Dehejia, R. y S. Wahba (1999), “Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs”, *Journal of the American Statistical*, 94(448), 1053-1062.
- Dinga, M. y V. Dingová (2011), “Currency union and investment flows: Estimating the euro effect on FDI”, Institute of Economic Studies, Charles University in Prague, Working Paper 2011-25.
- Ferri, G., L. Liu, y J. Stiglitz (1999), “The procyclical role of rating agencies: Evidence from the East Asian Crisis”, *Economic Notes*, 28(3), 335-355.

- Glick, R., X. Guo y M. Hutchinson (2006), "Currency crisis, capital account liberalization, and selection bias", *Review of Economics and Statistics*, 88(4), 698-714.
- Heckman, J., H. Ichimura y P. Todd (1998), "Matching as an econometric evaluation estimator", *Review of Economic Studies*, 65(2), 261-294.
- Hutchison, M. e I. Noy (2003), "Macroeconomics effects of IMF-sponsored programs in Latin America: Output cost, program recidivism and the vicious cycle of failed stabilizations", *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 991-1014.
- Kim, S. y E. Wu (2008), "Sovereign credit ratings, capital flows and financial sector development in emerging markets", *Emerging Markets Review*, 9(1), 17-39.
- Kraeussl, R. (2003), "Sovereign credit ratings and their impact on recent financial crises", University of Crete, Department of Economics, Working Paper 0313.
- Lee, W.(2013), "Propensity score matching and variations on the balancing test", *Empirical Economics*, 44(1), 47-80.
- Lin, S. y H. Ye (2007), "Does inflation targeting really make a difference? Evaluating the treatment effect of inflation targeting in seven industrial countries", *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2521-2533.
- Lin, S. y H. Ye (2009), "Does inflation targeting make a difference in developing countries?", *Journal of Development Economics*, 89(1), 118-123.
- Lucotte, Y. (2012), "Adoption of inflation targeting and tax revenue performance in emerging market economies: An empirical investigation", *Economic Systems*, 36(4), 609-628.
- Pukthuanthong-Le, K., F. Elayan y L. Rose (2007), "Equity and debt market responses to sovereign credit ratings announcement", *Global Finance Journal*, 18(1), 47-83.
- Rajan, R. y L. Zingales (2003), "The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century", *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50.
- Reinhart, C. y K. Rogoff (2004), "Serial default and the paradox of rich-to-poor capital flows", *American Economic Review*, 94(2), 53-58.
- Rosenbaum, P. y D. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Smith, J. y P. Todd (2005), "Rejoinder", *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 365-375.
- Sy, A.(2002), "Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings: reconciling market views with economic fundamentals", *Emerging Markets Review*, 3(4), 380-408.
- Tapsoba, R. (2010), "Does inflation targeting improve fiscal discipline? An empirical investigation", CERDI, Etudes et Documents 2010.20.
- Vega, M. y D. Winkelried (2005), "Inflation targeting and inflation behavior: a successful story?", *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153-175.
- Wooldridge, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Yamada, H. (2013), "Does the exchange rate regime make a difference in inflation performance in developing and emerging countries?: The role of inflation targeting", *Journal of International Money and Finance*, 32(C), 968-989.