



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

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

Elmer Sánchez León*

* Banco Central de Reserva del Perú

**DT. N° 2013-010
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Agosto 2013**

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the author and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

GRADO DE INVERSIÓN Y FLUJOS DE INVERSIÓN DIRECTA EXTRANJERA A ECONOMÍAS EMERGENTES

ELMER SÁNCHEZ LEÓN*

Banco Central de Reserva del Perú
elmer.sanchez@bcrp.gob.pe

Julio, 2013

Resumen

Esta investigación emplea el método de *propensity score matching* para estimar el efecto de la primera obtención del grado de inversión por parte de las economías emergentes sobre los flujos de inversión directa extranjera dirigidos hacia éstas, considerando la obtención del grado de inversión como un tratamiento, para lo cual se recreó las condiciones de aleatoriedad propias de un experimento natural. El método de *propensity score matching* se usó para la construcción de contrafactuales de economías emergentes que obtuvieron el grado de inversión en el periodo 1996-2011. Los resultados muestran que la obtención del grado de inversión permite elevar los flujos de inversión directa extranjera en los tres primeros años siguientes a ese tratamiento, sin embargo, no se encontró evidencia a favor de un efecto tratamiento permanente o de largo plazo. Estos resultados son robustos a diferentes definiciones de grupos de control y especificaciones usadas para estimar el *propensity score*.

Clasificación JEL: C22, C52, F21, G24.

Palabras clave: *propensity score matching*, efecto tratamiento, inversión directa extranjera, calificaciones crediticias soberanas.

*El autor agradece el asesoramiento de Diego Winkelried, así como a los participantes de los seminarios de investigación del Banco Central de Reserva del Perú por sus comentarios y la ayuda brindada por Youel Rojas. Todas las opiniones presentadas en este artículo son de exclusiva responsabilidad del autor.

1. INTRODUCCIÓN

Si bien los principales receptores de flujos de capitales siempre han sido los países avanzados, hay evidencia de un gran incremento en las entradas de capital hacia las economías emergentes, sobre todo desde la década pasada. En este contexto, es importante el aumento de los flujos de inversión directa extranjera debido a que incrementan las tasas de crecimiento de largo plazo y el nivel de productividad, y en las economías emergentes, en donde el ahorro es escaso, permiten además, 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 mejores políticas macroeconómicas, mayores perspectivas de crecimiento, una más favorable posición financiera tanto del sector privado, como del público, y menores vulnerabilidades antes choques externos. Diversos autores como Cantor y Packer (1996) señalan que la mejora de estos 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.

Determinar el efecto de una mejora en la calificación crediticia sobre los flujos recibidos no es un tema trivial, pues ambas variables podrían estar determinadas por los mismos factores. Adicionalmente, en la literatura, existen autores que señalan 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 las entradas de capital, especialmente en las economías emergentes donde estos costos son más relevantes. Entonces, ¿una mejora en la calificación crediticia soberana podría, por sí sola, incrementar los flujos de inversión directa extranjera recibidos? ¿Si esto es verdadero, tal efecto es permanente?

A lo largo de la evolución de la calificación crediticia de una economía emergente, la obtención del grado de inversión es 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 (flujos de entradas como porcentaje del PBI) hacia las economías emergentes, y determinar si este efecto es de corto o largo plazo. Para tal propósito se utilizará el método de *propensity score matching*, desarrollado por la literatura médica y ampliamente usado en estudios empíricos relacionados al mercado laboral, pero que en los últimos años, se ha aplicado para el estudio de variables macroeconómicas.

Esta investigación contribuirá a la literatura al aplicar un método usualmente empleado en investigaciones experimentales en el estudio de la evolución de los flujos de

inversión directa extranjera, por lo que formará parte de la reciente literatura mencionada en el párrafo anterior. De igual forma, el trabajo contribuirá al análisis en torno al comportamiento de los flujos de capitales hacia economías emergentes, en donde han cobrado relevancia por sus efectos sobre el crecimiento, los tipos de cambio, el sistema financiero y la formación de burbujas especulativas en los mercados de activos.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta una revisión de la literatura que se ha ocupado de la relación entre las calificaciones crediticias soberanas y los flujos de capitales, así como las investigaciones que han aplicado el *propensity score matching* al estudio de variables macroeconómicas. En la sección 3 se discuten aspectos metodológicos. En la sección 4, se muestran los datos empleados y los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección 5 se presentan conclusiones y la agenda pendiente de investigación.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Diversos autores como Cantor y Packer (1996), Choy (2007), Kim y Wu (2008), Pukthuanthong-Le et al (2007) y Sy (2002) señalan que las calificaciones crediticias soberanas resumen información contenida en indicadores macroeconómicos, así como aspectos cualitativos. Específicamente, Cantor y Packer (1996) indican que las calificaciones crediticias sintetizan la información contenida en variables como ingreso per cápita, el crecimiento económico, la inflación, el balance fiscal, el balance externo, indicadores de desarrollo económico y la historia crediticia; además, señalan que los mercados las usan porque miden el riesgo de crédito de países, empresas y activos.

La relación existente entre las calificaciones crediticias soberanas y los flujos de capitales también ha sido estudiada por la literatura. Pukthuanthong-Le et al (2007) sostienen que las calificaciones soberanas pueden tener dos efectos sobre el mercado de capitales, el primero, aumentar los flujos de capitales, y el segundo, mejorar el acceso de las empresas a los mercados financieros locales. Reinhart y Rogoff (2004) indican que los flujos de capital están influenciados, entre otros factores, por el riesgo de default soberano, el cual es medido por las ACR.

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, mejores costos de financiamiento y calificaciones crediticias están asociados a un aumento de los flujos de capital y al grado de desarrollo de los mercados financieros. Estos autores, usando estimaciones de datos de panel, encuentran que aumentos en la calificación soberana de largo plazo de deuda denominada en moneda extranjera son importantes para atraer flujos de capitales y para el desarrollo del sistema financiero.

Como se mencionó, y en línea con los últimos dos trabajos citados, las calificaciones crediticias soberanas pueden reducir los costos de monitoreo, los cuales suelen ser más relevantes en las economías emergentes. Según Boyd y Smith (1998), 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, en la literatura existen trabajos como el de Ferri et al (1999) que señalan que los efectos de las calificaciones de las ACR existen porque éstas son procíclicas, suponiendo solamente, efectos amplificadores del ciclo. Según este enfoque, las ACR mejoran las calificaciones crediticias durante periodos de expansión (durante los cuales las economías muestran buenos fundamentos), mientras que degradan, durante recesiones. Reinhart (2002) señala que las calificaciones soberanas son reactivas, especialmente con las economías emergentes. No obstante, no existe consenso respecto a esto. 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 soberanas originan, de forma independiente, cambios en los rendimientos de bonos; estos autores llegan a tal conclusión, controlando por las variables que en un primer momento identifican como determinantes de las calificaciones soberanas.

Debe recalarse que, a diferencia de la literatura relacionada a calificaciones crediticias soberanas y flujos de capitales, no se busca evaluar o explicar los determinantes de un cambio en la calificación soberana, ni tampoco analizar qué factores explican la entrada de capitales hacia economías emergentes; lo que se pretende, es cuantificar los cambios en los flujos de entrada de inversión directa extranjera debido a la obtención del grado de inversión, es decir, determinar si el obtener el grado de inversión tiene algún efecto permanente sobre los flujos de capitales.

Como se mencionó, el método usado es el *propensity score matching*, desarrollado por Rosenbaum y Rubin (1983). Esta metodología permite recrear las condiciones de aleatoriedad de un experimento natural, construyendo 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 método es reconocido porque permite enfrentar el problema de sesgo por selección de muestra.

Vega y Winkelried (2005), Lin y Ye (2007 y 2009), de Mendoça y de Guimarães e Souza (2012) y Yamada (2013) aplican el *propensity score matching* para el estudio de los efectos de la adopción de un esquema de metas de inflación sobre el comportamiento de la inflación; Tapsoba (2010), usa el método para analizar el efecto de la adopción de este esquema sobre la disciplina fiscal, mientras que Lucotte (2012), para estudiar los efectos de este esquema sobre los ingresos tributarios. Baier y Bergstrand (2009) emplean una variante del método para estimar el efecto de los tratados de comercio internacional sobre los flujos de comercio. 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. Bergstrom (2012) cuantifica el efecto de la liberalización de la cuenta de capitales sobre las tasas de crecimiento; Glick et al (2006) estudian el efecto de tal liberalización sobre la probabilidad de una crisis cambiaria. Dinga y Dingová (2011) emplean el método para estudiar el efecto de la unión monetaria europea sobre

los flujos de inversión directa extranjera. Según la revisión de la literatura, 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.

3. METODOLOGÍA

Para la aplicación del método de *propensity score matching*, se utilizará una amplia muestra 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 interpretará a la obtención del grado de inversión como un tratamiento, para lo cual se deberá obtener las condiciones de aleatoriedad necesarias para reproducir un experimento.

Se trabajará con las calificaciones crediticias de economías de características distintas. Por ejemplo, economías de América Latina y Asia no sólo presentan características diferentes, también obtuvieron el grado de inversión en momentos distintos. El método de *propensity score matching* cobra relevancia en este caso, pues permite obtener la mayor comparabilidad entre unidades distintas, sobre la base de características observables.

3.1. Calificaciones crediticias soberanas

La investigación se realizará sobre una muestra de 23 economías emergentes pertenecientes a cuatro regiones (África, América Latina, Asia y Europa Emergente) que obtuvieron el grado de inversión durante el periodo 1996-2011 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 aspectos cualitativos (marco institucional, entorno político, entre otros) que son evaluados sobre la base de las opiniones del emisor y de expertos, y 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.

Es importante mencionar, como señalan Choy (2007) y Pukthuanthong-Le et al (2007), que no existe una única fórmula ni ponderación exacta de todos los factores que intervienen en la evaluación. Todos estos factores pueden variar por emisor y a través del tiempo.

Las agencias tienen su propia taxonomía para establecer las calificaciones; sin embargo, sí 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 (Cuadro 1).

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	<i>Watchlist-Positiva</i>	<i>Rating Alert Positiva</i>	<i>Credit Watch-Positiva</i>	0.50
	Positiva	Positiva	Positiva	0.25
	Estable	Estable	Estable	0.00
	Negativa	Negativa	Negativa	-0.25
	<i>Watchlist-Negativa</i>	<i>Rating Alert Negativa</i>	<i>Credit Watch-Negativa</i>	-0.50

Elaboración propia.

Las calificaciones crediticias varían de una máxima calificación (AAA o Aaa) hacia una mínima que indica una situación de default. En general, se pueden definir dos grandes categorías: 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 (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.

3.2. Efecto tratamiento

Una de las contribuciones de este trabajo es el uso de un método empleado frecuentemente en investigaciones experimentales y cuasi-experimentales, en el análisis de relaciones entre variables macroeconómicas. Según este enfoque, la primera obtención del grado de inversión se llamará tratamiento; las economías emergentes que obtuvieron tal grado en el periodo 1996-2011 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*).

3.2.1. Identificación

Se define como D_i una variable binaria que toma el valor de 1 si la economía emergente i ha conseguido el grado de inversión y 0, en caso contrario, durante el periodo de análisis. Se definen también Y_{i1} , como el resultado de la unidad i cuando ésta ha recibido el tratamiento, y Y_{i0} , como el resultado de la unidad i cuando no ha recibido el tratamiento.

Interpretando a D como una variable que indica un estado particular (se le conoce también como variable indicador de tratamiento), puede definirse el resultado observado para la economía i como $Y_i = D_i Y_{i1} + (1 - D_i) Y_{i0}$. En este caso, el efecto tratamiento estaría representado por la diferencia entre los resultados con y sin tratamiento; esto es $\tau_i = Y_{i1} - Y_{i0}$. 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 analizar. Rosenbaum y Rubin (1983) propusieron el efecto tratamiento promedio (*ATE*).

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

Como lo define Wooldridge (2002), *ATE* es el efecto tratamiento esperado sobre una unidad elegida al azar de una población. El carácter aleatorio de un experimento implica la siguiente relación de independencia:

$$\{Y_{i0}, Y_{i1} \perp D_i\} \quad (2)$$

Por lo que para $j = 0, 1$:

$$E(Y_{ij}|D_i = 1) = E(Y_{ij}|D_i = 0) = E(Y_{ij}|D_i = j) \quad (3)$$

Con esta última relación, *ATE* podría escribirse como:

$$\begin{aligned} ATE &= E(Y_{i1}|D_i = 1) - E(Y_{i0}|D_i = 0) \\ ATE &= E(Y_i|D_i = 1) - E(Y_i|D_i = 0) \end{aligned} \quad (4)$$

Como también señala Wooldridge (2002), la medida ATE ha sido criticada porque podría considerar unidades que debido a sus características iniciales, no podrían recibir el tratamiento. Otra medida que ha sido propuesta es el efecto tratamiento promedio sobre las unidades tratadas ($ATET$)¹. El $ATET$ es el efecto promedio calculado sobre las unidades que han sido tratadas, y se define como:

$$ATET = E(Y_{i1}|D_i = 1) - E(Y_{i0}|D_i = 1) \quad (5)$$

Debido al problema descrito al inicio de esta subsección, (4) y (5) no pueden ser estimados directamente, pues Y_{i0} es no observable para las unidades tratadas. No obstante, con los métodos experimentales, podría llegarse a estimar estas dos medidas, incluso bajo supuestos menos restrictivos que (2), controlando 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) enunciaron el supuesto conocido como selección sobre variables observables. Definiendo a X_i como un conjunto de variables observables (*covariates*), ocurre que:

$$\{Y_{i0}, Y_{i1} \perp D_i\} | X_i \quad (6)$$

Según Dehejia y Wahba (1999) este supuesto señala que, condicional a X_i , no hay una diferencia sistemática, antes del tratamiento, entre los grupos de control y de tratamiento. La relación (6) permite reexpresar (3) como:

$$E(Y_{ij}|X_i, D_i = 1) = E(Y_{ij}|X_i, D_i = 0) = E(Y_{ij}|X_i, D_i = j) \quad (7)$$

Con (6) y (7) se puede identificar $ATET$ como:

$$ATET = E\{E(Y_i|X_i, D_i = 1) - E(Y_i|X_i, D_i = 0)|D_i = 1\} \quad (8)$$

Debe indicarse que para la estimación de (8), no es necesario imponer supuestos sobre la estructura de las distribuciones de X_i , ni sobre las distribuciones condicionales. Por otra parte, como indican Dehejia y Wahba (1999), una estrategia de estimación de (8) es estimar $E(Y_i|X_i, D_i = 1)$ y $E(Y_i|X_i, D_i = 0)$ de forma no paramétrica; sin embargo, esto podría ser difícil si X_i tiene una gran dimensión. El método de *propensity score matching* ayuda a solucionar este problema de dimensionalidad.

3.2.2. 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

¹Existe otra medida llamada efecto tratamiento promedio local ($LATE$). Esta puede ser estimada usando variables instrumentales.

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.

¿Por qué se eligió este método? El PSM es un método que 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. De esta forma, el efecto tratamiento será una diferencia entre el resultado de una economía tratada y el resultado del contrafactual hallado por algún tipo de emparejamiento (*matching*).

Como señalan Vega y Winkelried (2005), en la estimación de contrafactuales, pueden existir dos fuentes de sesgo:

- Podría haber economías del grupo de tratamiento que no son comparables con las economías del grupo de control.
- Que las variables observables X se distribuyan de forma diferente entre los grupos de tratamiento y de control.

Los métodos de emparejamiento ayudan a resolver estos dos tipos de sesgos. El primer tipo se elimina considerando sólo economías que están dentro del soporte común (*common support*), es decir, la intersección de la línea real de los soportes de las distribuciones del *propensity score* de cada grupo de observaciones. El segundo sesgo, se elimina reponderando las observaciones del grupo de control.

Formalmente, la proposición desarrollada por Rosenbaum y Rubin (1983), que define el *propensity score* y su uso es la siguiente:

Sea $p(X_i)$ la probabilidad de que el tratamiento sea asignado a la unidad i , definida como $p(X_i) \equiv Pr(D_i = 1 | X_i) = E(D_i | X_i)$. Se asume que $0 < p(X_i) < 1$, para todo X_i , y que $Pr(D_1, D_2, \dots, D_N | X_1, X_2, \dots, X_N) = \prod_{i=1,2,\dots,N} p(X_i)^{D_i} (1 - p(X_i))^{(1-D_i)}$ para las N unidades de la muestra. Entonces:

$$\{(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp D_i\} | X_i \Rightarrow \{(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp D_i\} | p(X_i) \quad (9)$$

Empleando la relación anterior, puede expresarse el $ATET(8)$ como:

$$ATET = E\{E(Y_i | D_i = 1, p(X_i)) - E(Y_i | D_i = 0, p(X_i)) | D_i = 1\} \quad (10)$$

3.2.3. Estrategia de estimación

La estimación del efecto tratamiento consiste en dos pasos. En el primero, se estima el *propensity score*; 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.

Para el primer paso, se utiliza otra proposición de Rosenbaum y Rubin (1983):

$$\text{Si } p(X_i) \text{ es el propensity score, entonces } X_i \perp D_i | p(X_i) \quad (11)$$

La proposición anterior también se le conoce como hipótesis de balance (*balancing hypothesis*). Esto es, 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. Esta idea proviene de los estudios experimentales, en los cuales se requiere que las observaciones del grupo de control y de tratamiento tengan las mismas características.

Para la estimación del *propensity score*, 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.

La especificación de la función $h(X_i)$ puede usarse para probar la hipótesis de balance. De acuerdo a Dehejia y Wahba (1999), esto puede realizarse con el siguiente procedimiento:

- Se comienza con la especificación más parsimoniosa. Esto es $h(X_i)$ lineal.
- Trabajando sobre el soporte común, para los grupos de control y de tratamiento, se estratifican las observaciones de acuerdo al *propensity score*.
- Para cada intervalo, se usan pruebas estadísticas para ver si hay diferencias en la distribución de las variables observables (pruebas de diferencias del primer momento).

Si las variables observables no presentan diferencias en todos los estratos, entonces la especificación empleada satisface la hipótesis de balance. Si se encuentran diferencias en un intervalo, se divide el estrato y se reevalúa. Por otra parte, si las variables no están balanceadas, se prueba con una especificación menos parsimoniosa, pudiéndose emplear términos de mayor grado o términos cruzados de las variables. A pesar de esta última indicación, Dehejia y Wahba (1999) hallan que los resultados del método PSM no son sensibles a la especificación de $h(X_i)$.

Antes de pasar al siguiente paso de la estimación, debe recalarse que, tal como se señaló anteriormente, el rol del *propensity score* es reducir la dimensionalidad en

el proceso de comparación de las observaciones de dos muestras, y no supone una interpretación o búsqueda de los determinantes de un cambio de una calificación crediticia.

De Mendonça y de Guimarães e Souza (2012) señalan que esta etapa no tiene como finalidad obtener el mejor modelo para explicar la probabilidad de obtención del grado de inversión. Vega y Winkelried (2005) y Lin y Ye (2007) señalan lo mismo explícitamente, así como Dinga y Dingová (2011), quienes, adicionalmente, indican que es posible (y admisible) omitir algunos determinantes de obtener el tratamiento, y que un ajuste perfecto, crearía problemas en el emparejamiento, debido a que sería difícil encontrar controles con un *propensity score* alto, por ejemplo. Wooldridge (2002) señala que es conveniente eliminar las observaciones tratadas con un *propensity score* igual a uno.

En el segundo paso del proceso de estimación, dado el *propensity score* estimado, se calculan los contrafactuales de las observaciones del grupo de tratamiento junto con el proceso de emparejamiento. Siguiendo a Heckman et al (1998), los contrafactuales pueden estimarse tomando un promedio ponderado de los resultados según una función kernel. Como señalan Vega y Winkelried (2005), este tipo de estimador no sólo tiene buenas propiedades estadísticas, también es conveniente en este caso en donde podría ser difícil encontrar un contrafactual para cada observación. Desde este momento se indexa por t para denotar promedios a lo largo del tiempo. Sea 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:

$$\tilde{Y}_{i0,t} = \frac{\sum_{j \in C} K_b(p_j - p_i) Y_{j0,t}}{\sum_{j \in C} K_b(p_j - p_i)} \quad (12)$$

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 u obtención del grado de inversión:

$$\Gamma_{i,t} = \left(Y_{i1,t} - \frac{1}{k-1} \sum_{\tau=t_0-k-1}^{t_0-1} Y_{i0,\tau} \right) - \left(\tilde{Y}_{i0,t} - \frac{1}{k-1} \sum_{\tau=t_0-k-1}^{t_0-1} \tilde{Y}_{i0,\tau} \right) \quad (13)$$

El estimador (13) es uno del tipo doble diferencia (*difference in difference*), que permite controlar, además, por características invariantes en el tiempo. En (13), 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 estimador (13) no tiene varianza analítica, por lo que los errores estándar deben ser estimados por *bootstrapping* (mediante un remuestreo de las observaciones del grupo de control). Finalmente, el promedio de todos los $\Gamma_{i,t}$ es el estimador insesgado de *ATET*.

$$\widehat{ATE} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \Gamma_{i,t} \right) \quad (14)$$

En (14), 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.

\widehat{ATE} 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 el efecto, se promedió $\Gamma_{i,t}$ sobre las observaciones de tratamiento para cada periodo postratamiento, obteniéndose un efecto tratamiento temporal. Esto es:

$$\widehat{ATE}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Gamma_{i,t} \quad (15)$$

De acuerdo a la literatura consultada, existen diferentes formas de probar la robustez de los resultados. Una de las más usadas y recomendadas en la literatura de estudios empíricos es la prueba de efecto placebo. En esta investigación, esto puede implementarse considerando como año de tratamiento, algún momento anterior del año verdadero. A parte de esa prueba, durante el proceso de estimación se evaluó la robustez a: **(i)** cambios en las especificaciones de los logits estimados en la primera etapa; **(ii)** cambios en las variables incluidas en éstos y; **(iii)** cambios en los promedios usados para construir esas variables (ver subsección 4.3.1).

3.2.4. Prueba de hipótesis de balance

Debido a que se está trabajando con variables macroeconómicas, se debe probar el cumplimiento de la hipótesis de balance con especial rigurosidad, pues este supuesto asegura la existencia de las condiciones de aleatoriedad propias de un experimento (y la identificación del efecto tratamiento), además de ser un criterio para decidir sobre la especificación y las variables incluidas en el modelo de estimación del *propensity score*.

Como Lee (2013) señala, bajo la hipótesis de balance puede asegurarse el cumplimiento de (9), es decir, $f(X|D, p(X)) = f(X|p(X))$, donde D denota la asignación del tratamiento. A pesar de que esta propiedad se refiere a las características de una distribución condicional, las pruebas de esta hipótesis se suelen enfocar en el primer momento de la misma.

Existen diferentes maneras de probar la hipótesis de balance, la más conocida y usada es la introducida por Dehejia y Wahba (1999), cuyo procedimiento se comentó previamente. Sin embargo, como señala Lee (2013), algunas pruebas son más apropiadas que otras, dependiendo del tipo de emparejamiento que se emplea. De esta forma, la prueba de Dehejia y Wahba (1999) es más conveniente si se usa un emparejamiento estratificado. Para el caso de esta investigación, en el que se utiliza un emparejamiento por kernel (*kernel matching*) es necesario emplear otra prueba.

Smith y Todd (2005), en una crítica a la forma de cómo se prueba el cumplimiento de la hipótesis de balance en Dehejia y Wahba (1999), propusieron una prueba 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^2 . Para cada variable empleada se estima la siguiente regresión:

$$X = \beta_0 + \beta_1 p(X) + \beta_2 p(X)^2 + \dots + \beta_m p(X)^m + \alpha_0 D + \alpha_1 D p(X) + \alpha_2 D p(X)^2 + \dots + \alpha_m D p(X)^m + \varepsilon \quad (16)$$

En (16), m es el orden del polinomio. Smith y Todd (2005), así como Lee (2013) sugieren un valor de 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. Si en el algún caso esta hipótesis es rechazada, se concluye que no se cumple la hipótesis de balance y debe probarse otra especificación, tal como lo hacen Dehejia y Wahba (1999).

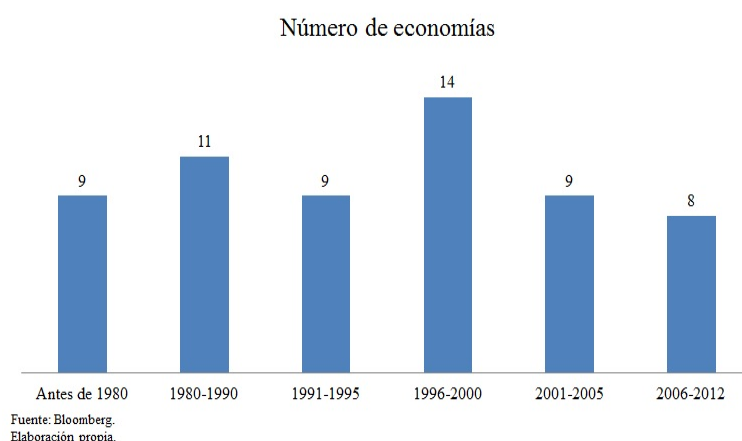
La idea detrás de esta prueba es verificar si el indicador de tratamiento D provee información adicional sobre X , condicional al *propensity score* estimado. Si esto pasa, se estaría violando la hipótesis de balance, es decir, no se cumple que, condicional al *propensity score*, cada individuo tiene la misma probabilidad de asignación de tratamiento, tal como en un experimento natural.

4. DATOS Y RESULTADOS

4.1. Elección de datos

De una muestra de 152 países del Banco Mundial, en la actualidad, 60 de ellos cuentan con el grado de inversión, otorgado por al menos dos de las tres principales ACR citadas anteriormente.

Figura 1: Primera obtención del grado de inversión



²Según esta prueba, la especificación usada por Dehejia y Wahba (1999) no satisface la hipótesis de balance.

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, pero la perdió al año siguiente durante la llamada 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 caer en default, 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, que 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.

Para esta investigación, el grupo de tratamiento comprende una submuestra de economías emergentes que obtuvieron el grado de inversión en el periodo 1996-2011. Se escogió países que cuentan con suficiente información en las bases de datos del Fondo Monetario Internacional (FMI) y del Banco Mundial (BM) en sus bases *International Financial Statistics* (IFS) y *World Bank Indicators* (WBI), respectivamente.

El Cuadro 2 muestra las observaciones del grupo de tratamiento y los años de su primera obtención del grado de inversión (las economías del grupo de control se muestran en el Anexo 1). Este grupo está conformado por 23 países: 2 economías de África, 9 de América Latina, 8 de Asia y 4 de Europa Emergente. Como se muestra en el Cuadro 3, 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.

Cuadro 2: Observaciones del grupo de tratamiento

Países del grupo de tratamiento			
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

Fuente: Bloomberg.

Elaboración propia.

Cuadro 3: Años de primera obtención del grado de inversión

Región	Observaciones	Promedio
Grupo de control	23	2003
África	2	2001
América Latina	9	2006
Asia	8	2002
Europa emergente	4	2000

Fuente: Bloomberg.

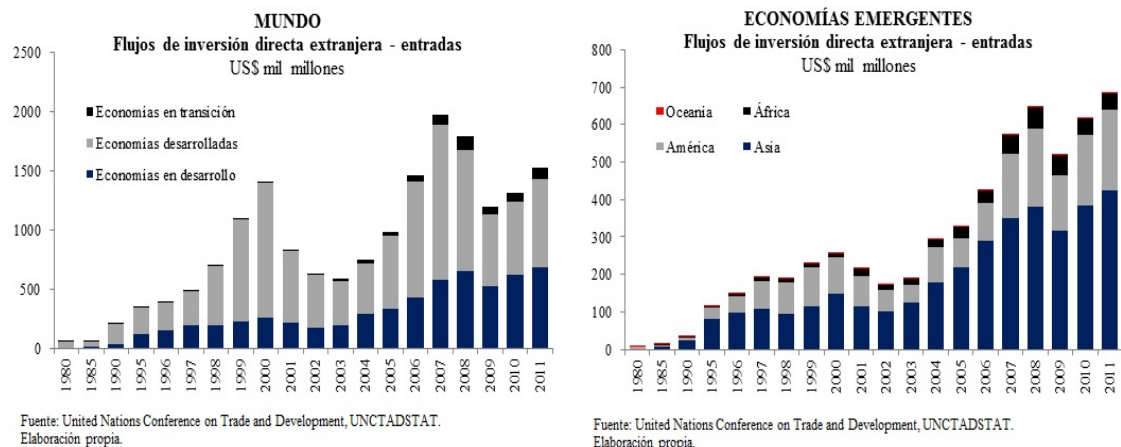
Elaboración propia.

4.2. Flujos de inversión directa extranjera a economías emergentes

Según datos de la Conferencia de Comercio y Desarrollo de las Naciones Unidas (UNCTAD, por sus siglas en inglés), en el periodo 1980-2011, los principales países receptores de estos flujos 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 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.

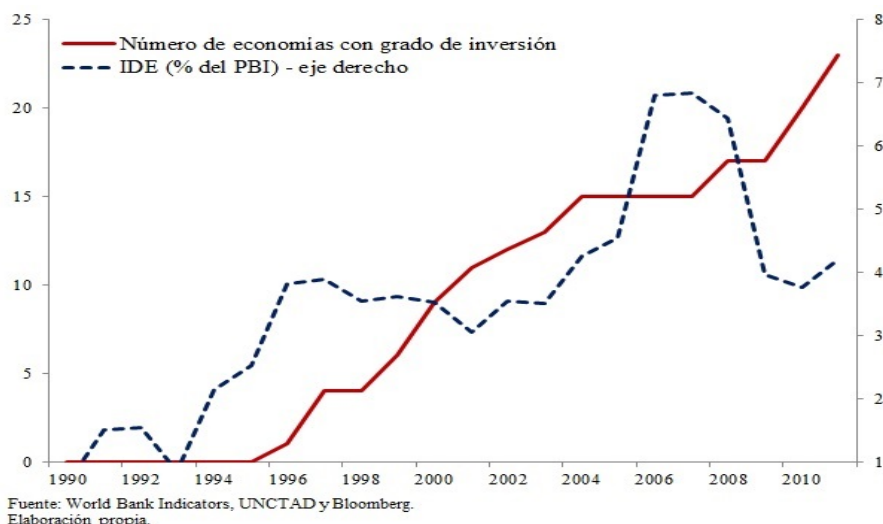
Figura 2: Receptores de flujos de inversión directa extranjera



En lo que resta de esta sección, se describe el comportamiento de los flujos de entradas de inversión directa extranjera de las economías consideradas en el grupo de tratamiento (ver Cuadro 2). En la Figura 3 se muestra la evolución del resultado y su relación con el tratamiento (obtención del grado inversión), representado por el número de economías con este grado. En el caso del resultado, se grafican los promedios anuales de la muestra. Se creyó conveniente graficar el periodo 1990-2011, el cual es más amplio que el considerado para la definición del grupo de tratamiento.

La Figura 3 sugiere una relación positiva entre el resultado definido y el número de economías con grado de inversión, registrándose un coeficiente de correlación de 0.71. El grado de asociación no es mayor, debido a que en el periodo postcrisis financiera internacional, las entradas de inversión directa extranjera a 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.

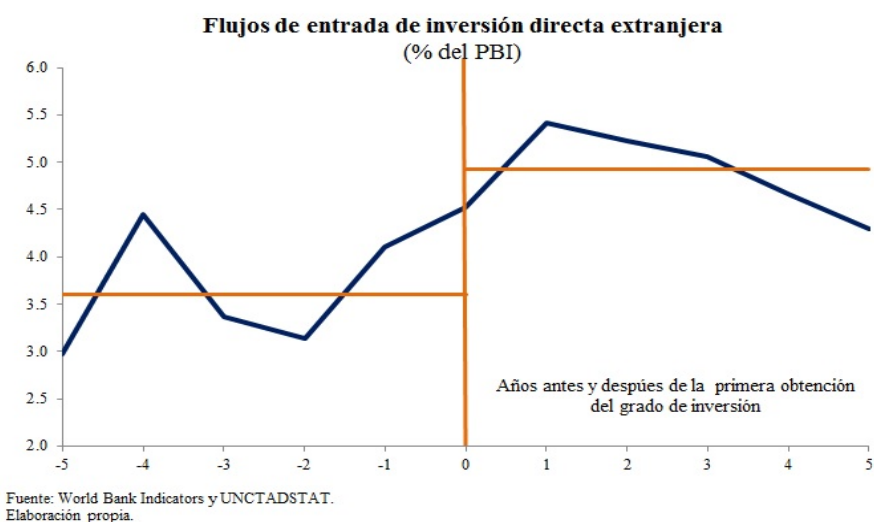
Figura 3: Inversión directa extranjera y economías con grado de inversión



La Figura 4 ilustra, de una forma alternativa, la relación entre la inversión directa extranjera y la obtención del grado de inversión. 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, podría sugerir 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 %).

Figura 4: Flujos de inversión directa extranjera y obtención del grado de inversión



4.3. Estimación del Efecto Tratamiento

4.3.1. Estimación del *propensity score* y pruebas de hipótesis de balance

Para estimar el *propensity score*:

$$p(X) = E[D|X] = Pr(D = 1|X) \quad (17)$$

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 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 4 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 tienen resultados similares. En general, la región de soporte es la misma y una gran mayoría de variables es utilizada en las cuatro regresiones. Con esto se estaría abordando las pruebas de robustez citadas al final de la subsección 3.2.3. Sin embargo, hay diferencias en el número de observaciones del grupo de control en el soporte común, sobre todo en la segunda regresión.

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 4 fueron marginales.

Cuadro 4: Regresiones elegidas para estimación del propensity score

Estimación del propensity score Regresiones logit y pruebas de la hipótesis de balance		1990-1995				1998-2002				1993-2002				1996-2007			
		Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *	Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *	Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *	Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *
Grupo de control																	
Economía																	
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 (ratio a 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 (ratio a 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	
Comercio																	
Exportaciones totales (ratio a 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 totales (ratio a PBI)	-	4.100	0.001	0.760	-	3.936	0.001	0.670	-	4.057	0.000	0.559	-	3.493	0.001	0.857	
	14.087				13.170				14.375				11.244				
Sector financiero																	
Dinero amplio (% a PBI)					-2.516	1.171	0.032	0.701	-2.765	1.371	0.044	0.333					
Resultados																	
IDE***, flujos de entrada (ratio a 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*Crédito doméstico 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			
LR Stat (número de variables)		21.540				23.690				24.450				16.320			
Soprote 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			

*Prueba Smith y Todd (2005).

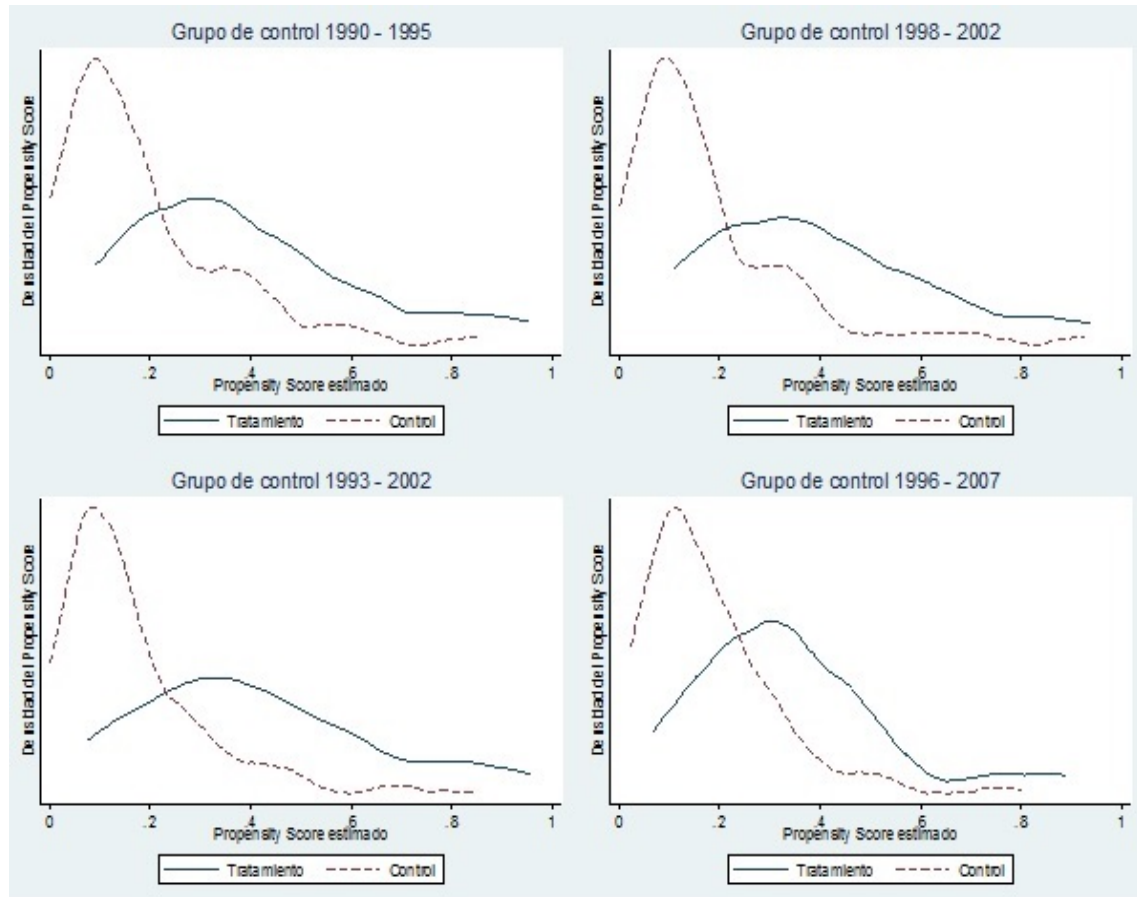
**Como ratio a PBI per cápita de Estados Unidos.

***Inversión directa extranjera.

Elaboración propia.

La Figura 5 muestra las densidades de los *propensity score* resultantes de los cuatro modelos para los grupos de control y de tratamiento. El análisis de los gráficos busca comprobar la robustez de los datos obtenidos. Debe indicarse que las formas de las densidades no fueron sensibles a las especificaciones probadas.

Figura 5: Densidades de los *propensity scores* estimados



4.3.2. Efecto Tratamiento

En el Cuadro 5 se reportan los efectos tratamiento estimados. Además de mostrar los resultados siguiendo las fórmulas (13)³, (14) y (15), esto es, obtenidos por diferencias de medias, se incluye los efectos obtenidos luego de controlar por las condiciones iniciales del resultado tal como Ball y Sheridan (2005) sugieren y Vega y Winkelried (2005) usan. Para este tipo de control, se calcula el efecto tratamiento sobre una nueva variable $e_{i,t}$, que es obtenida de regresiones del tipo:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t'} = \alpha + \beta Y_{i,t'} + e_{i,t} \quad (18)$$

La regresión (18) se define para los periodos postratamiento para la observaciones de tratamiento y contrafactuales. $Y_{i,t'}$ es el promedio pretatamiento de los resultados

³La ventana usada para el cálculo del resultado pretatamiento es 4 años. Los resultados no se mostraron sensibles a esta elección.

definidos en (13). Las ecuaciones del tipo (18) se estimaron con una regresión de datos de panel agrupado.

Ball y Sheridan (2005) y Vega y Winkelried (2005) aplican este control para determinar si la reducción de las tasas de inflación observada luego de adoptar un esquema de metas de inflación (el tratamiento en sus casos) se debe al cambio de política monetaria o a un efecto base; esto último sugiere que una reducción de la inflación podría deberse a sus condiciones iniciales, es decir a un efecto de reversión a la media (*mean reversion*).

En el caso de esta investigación, el control a lo Ball y Sheridan (2005) permite determinar si el aumento de los flujos de entrada de inversión directa extranjera mostrada en la Figura 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 a la obtención del grado de inversión, es decir, al efecto tratamiento.

Cuadro 5: Estimaciones del efecto tratamiento

Efecto tratamiento promedio sobre las unidades tratadas						
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
Diferencias de medias						
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>
Control por condiciones iniciales						
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>

*Fórmula (14).

**Años siguientes a la obtención del grado de inversión. Fórmula (15).

Errores estándar obtenidos por *bootstrapping* (5000 repeticiones).

Elaboración propia.

Los resultados estimados por diferencias de medias muestran que la obtención del grado de inversión sí tiene efectos sobre los flujos de inversión directa extranjera. De acuerdo a las estimaciones, el efecto tratamiento promedio sobre la inversión directa

extranjera sería, aproximadamente, 1.0% 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 permanente o de largo plazo. Estos resultados no se mostraron sensibles a la regresión empleada.

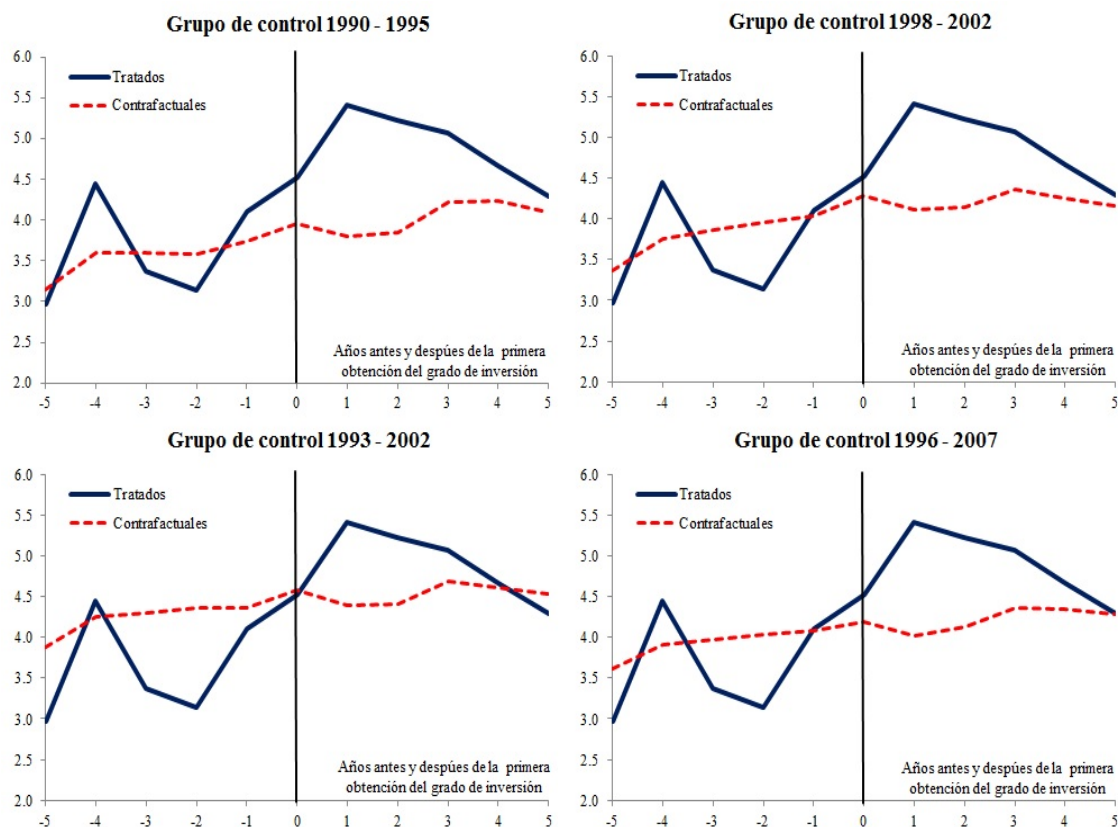
Los efectos tratamiento promedio que se obtuvieron cuando se controla por condiciones iniciales son negativos y estadísticamente no significativos, esto implica que, cuando se controla por condiciones iniciales, los flujos de inversión directa extranjera de las observaciones de tratamiento y de control (contrafactuales), no muestran una diferencia estadísticamente significativa, considerando todos los periodos de la muestra. Esto es, en el largo plazo, no existe efecto tratamiento estadísticamente significativo.

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 sí 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 efectos temporales positivos y estadísticamente significativos para los tres primeros años, luego de ese periodo, los efectos dejan de ser significativos, es decir, se llega a una situación en la que los resultados de las observaciones tratadas y de los controles no se diferencian.

La Figura 6 muestra los promedios muestrales de los flujos de inversión directa extranjera como porcentaje del PBI para los cinco años previos y siguientes a la primera obtención del grado de inversión de las observaciones tratadas (información mostrada en la Figura 4) 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.

Figura 6: Flujos de entrada de inversión directa extranjera (% del PBI)



Fuente: World Bank Indicator y UNCTAD.
Elaboración propia.

4.3.3. Pruebas de efecto placebo

En las investigaciones que utilizan métodos empíricos es común encontrar una prueba final de robustez y significancia de los resultados. Esta es la prueba de efecto placebo, que consiste en tratar de 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 implementó 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 (Prueba de Efecto Placebo 1) se tomó los *propensity scores* estimados previamente (logits reportados en el Cuadro 5). En la segunda (Prueba de Efecto 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). Para la segunda prueba, se realizó el proceso de estimación desde el inicio, evaluando el cumplimiento de la hipótesis de balance (los resultados de estas regresiones se muestran en los Anexos 2 y 3).

Las pruebas de efecto placebo tratan de encontrar un efecto tratamiento en un contexto similar al considerado en las regresiones originales, salvo por la presencia de un pseudotratamiento. La Prueba de Efecto Placebo 1 considera la misma información necesaria para el emparejamiento que las regresiones originales; sin embargo, sobre la base de ésta, podría 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 de Efecto 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 6 se muestran los resultados de las dos pruebas de efecto placebo. A pesar de que la mayoría de estos resultados no es estadísticamente significativo, los efectos tratamiento calculados son cercanos a cero y/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. Estos resultados son evidencia a favor de los efectos tratamiento reportados en la sección anterior, en especial, a favor de un efecto tratamiento temporal de corto plazo diferente de cero.

Cuadro 6: Estimaciones de pruebas de efecto placebo

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

*Fórmula (14).

**Años siguientes a la obtención del grado de inversión. Fórmula (15).

Errores estándar obtenidos por *bootstrapping* (5000 repeticiones).

Elaboración propia.

5. 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; asimismo, mayores entradas reflejan mejoras estructurales de la economía receptora. Las mejoras de estos factores estructurales se reflejan, a su vez, en calificaciones crediticias soberanas más altas.

Específicamente, esta investigación tuvo 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 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 otorgan evidencia a la literatura que estudia las calificaciones crediticias y 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 mostraron 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 común restricción 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 más de mil 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 con una metodología propuesta por Imbens (2000) y Lechner (2001) y aplicada por Yamada (2013). Asimismo, esto permitiría analizar efectos asimétricos sobre los flujos de capi-

tales. Por otro lado, 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.

El limitado número de observaciones restringió el método de emparejamiento empleado. Distintos métodos (*caliper matching*, *radius matching*, *nearest neighbor matching*) pueden usarse para evaluar la robustez de los resultados.

Además de la prueba de efecto placebo, Baier y Bergstrand (2009) sugieren probar la robustez de los resultados estimando el efecto tratamiento mediante otro método empírico (*difference in difference* o *regression discontinuity design*).

REFERENCIAS

- [1] Angrist, Joshua y Pischke, Jorn-Steffen (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- [2] Baier, Scott y Bergstrand, Jeffrey (2009). Estimating the effects of free trade agreements on international trade flows using matching indicators. *Journal of International Economics* vol. 77, p. 63-76.
- [3] Ball, Laurence y Sheridan, Niamh (2005). Does inflation targeting matter? *NBER Studies in Business Cycles* No 32.
- [4] Bergstrom, Katy (2012). Capital account liberalization, selection bias, and growth. Disponible en: <<http://www.nzae.org.nz/wp-content/uploads/2012/06/Bergstrom-Capital-Account-Liberalization-Selection-Bias-and-Growth.pdf>>.
- [5] Boyd, John y Smith, Bruce (1998). The evolution of debt and equity markets in economics development. *Economic Theory* 12, 519-560.
- [6] Buera, Francisco y Shin, Yongseok (2009). Productivity growth and capital flows: The dynamics of reform. *NBER Working Paper* No. 15268.
- [7] Cantor, Richard y Packer, Frank (1996). Determinants and impact of sovereign credit ratings. *FRBNY Economic Policy Review* p. 37-54.
- [8] Choy, Gladys (2007). Perú: Grado de inversión, un reto de corto plazo. Banco Central de Reserva del Perú. *BCRP, Series de Documentos de Trabajo* 2007-001.
- [9] de Mendonça, Helder Ferreira y de Guimarães e Souza, Gustavo José (2012). Is inflation targeting a good remedy to control inflation. *Journal of Developments Economics* vol. 98, p. 178-191.
- [10] Dehejia, Rajeev y Wahba, Sadek (1999). Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical* 94, 1053-1062.
- [11] Dinga, Marián y Dingová, Vilma (2011). Currency Union and Investment flows: Estimating the Euro Effect on FDI. *Institute of Economic Studies, Charles University in Prague. IES Working Paper* 25/2011.
- [12] Ferri, Giovanni, Lui, Lee-Cheng y Stiglitz, Joseph (1999). The procyclical role of rating agencies: Evidence from the East Asian Crisis. *Economic Notes* vol. 28, p. 335-355.
- [13] Forbes, Kristin y Warnock, Francis (2012). Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics* vol. 88, p. 235-251.
- [14] Glick, Reuven, Guo, Xueyan y Hutchinson, Michael (2006). Currency crisis, capital account liberalization, and selection bias. *The Review of Economics and Statistics* vol. 88, p. 698-714.
- [15] Heckman, James, Ichimura, Hidehiko y Todd, Petra (1998). Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies* vol. 65, p. 261-294.

- [16] Hutchison, Michael y Noy, Ilan (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* vol. 22, p. 991-1014.
- [17] Imbens, Guido (2000). The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika* 8, 706-710.
- [18] Kim, Suk-Joong y Wu Eliza (2008). Sovereign credit ratings, capital flows and financial sector development in emerging markets. *Emerging Markets Review* 9, 17-39.
- [19] Kraeussl, Roman (2003). Sovereign Credit Ratings and Their Impact on Recent Financial Crises. *International Finance, EconWPA* 0313.
- [20] Lechner, Michael (2001). Identification and estimation of casual effects of multiple treatments under the conditional independence assumption. *Physica/Springer, Heidelberg* p. 42-58.
- [21] Lee, Wang-Sheng (2013). Propensity score matching and variations on the balancing test. *Empirical Economics* 44, 47-80.
- [22] Lin, Shu y Ye, Haichun (2009). Does inflation targeting make a difference in developing countries? *Journal of Development Economics* vol. 89, p. 118-123.
- [23] Lin, Shu y Ye, Haichun (2007). Does inflation targeting really make a difference? Evaluating the treatment effect of inflation targeting in seven industrial countries. *Journal of Monetary Economics* vol. 54, p. 2521-2533.
- [24] Lucotte, Yannick (2012). Adoption of inflation targeting and tax revenue performance in emerging market economies: An empirical investigation. *Economic System* vol. 36, p. 609-628.
- [25] Prasad, Eswar, Rogoff, Kenneth, Wei, Shang-Jin y Kose M. Ayan (2003). Effects of financial globalization on developing countries: Some empirical evidence. *Research Department, IMF*.
- [26] Pukthuanthong-Le, Kuntara, Elayan, Fayez y Lawrence, Rose (2007). Equity and debt market responses to sovereign credit ratings announcement. *Global Finance Journal* vol. 18, p. 47-83.
- [27] Rajan, Raghuram y Zingales, Luigi (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics* vol. 69, p. 5-50.
- [28] Reinhart, Carmen y Rogoff, Kenneth (2004). Serial default and the paradox of rich-to-poor capital flows. *American Economic Review* vol. 94, p. 53-58.
- [29] Rosenbaum, Paul y Rubin, Donald (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70, 41-55.
- [30] Smith, Jeffrey y Todd, Petra (2005). Rejoinder, version de setiembre 2003. www-personal.umich.edu/econjeff/Papers/nsw-rejoinder-092203.pdf.

- [31] Soto, Marcelo (2010). Capital flows and growth in developing countries. *OECD Development Centre Working Papers* 160.
- [32] Sy, Amadou (2002). Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings: reconciling market views with economic fundamentals. *Emerging Markets Review* vol. 3, p. 380-408.
- [33] Tapsoba, René (2010). Does inflation targeting improve fiscal discipline? An empirical investigation. *Clermont Université, Université d'Auvergne (CERDI)* vol. 3, p. 380-408.
- [34] Taylor, Mark y Sarno, Lucio (1997). Capital flows to developing countries: Long and short term determinants. *The World Bank Economic Review* vol. 11 (3), p. 451-470.
- [35] Vega, Marco y Winkelried, Diego (2005). Inflation targeting and inflation behavior: a successful story? *International Journal of Central Banking* 1(3), 153-175.
- [36] Wooldridge, Jeffrey (2002). Inflation targeting and inflation behavior: a successful story? *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- [37] Yamada, Hiroyuki (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* vol. 32, p. 968-989.

ANEXOS

Anexo 1:

Cuadro 7: *Observaciones del grupo de control*

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

Elaboración propia.

Anexo 2:

Cuadro 8: Regresiones elegidas para Prueba de Efecto Placebo 2

Prueba de Efecto Placebo 2 - Estimación del propensity score Regresiones logit y pruebas de la hipótesis de balance	1990-1995			1998-2002			1993-2002			1996-2007		
	Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *	Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *	Coef.	Err.Est.	P> z	P> F *
Grupo de control												
Economía												
PBI per cápita (US\$ de 2000)**	-2.409	1.473	0.102	0.841	-2.287	1.289	0.076	0.801	-2.346	1.310	0.073	0.809
Consumo del gobierno (ratio a PBI)	1.139	5.283	0.829	0.653	3.763	5.232	0.472	0.244	2.497	5.114	0.625	0.683
Formación bruta de capital (ratio a PBI)	3.060	4.297	0.476	0.123	4.621	5.147	0.369	0.117	3.828	5.034	0.447	0.060
Comercio												
Exportaciones totales (ratio a PBI)	18.246	4.604	0.000	0.376	13.119	3.582	0.000	0.802	15.392	3.942	0.000	0.538
Importaciones totales (ratio a PBI)	-	5.082	0.000	0.589	-	4.086	0.000	0.765	-	4.430	0.000	0.542
	19.881			14.602				17.067				14.423
Sector financiero												
Dinero amplio (% a PBI)					-3.068				1.324			0.780
Resultados												
IDE***, flujos de entrada (ratio a PBI)	22.324	12.408	0.072	0.909	5.434	9.917	0.584	0.232	11.847	11.239	0.292	0.399
Constante	-1.277	1.242	0.304		-1.768	1.404	0.208		-1.453	1.348	0.281	
Observaciones		100				100				100		100
Pseudo R ²		0.279				0.193				0.226		0.239
LR Stat (número de variables)		30.110				20.800				24.390		25.780
SopORTE común		[0.053-0.773]				[0.085-0.859]				[0.068-0.812]		[0.104-0.942]
Controles en soporte común		50				56				54		43

*Prueba Smith y Todd (2005).

**Como ratio a PBI per cápita de Estados Unidos.

***Inversión directa extranjera.

Elaboración propia.

Anexo 3:

Figura 7: Densidades de los propensity scores estimados para Prueba de Efecto Placebo 2

