

XX Encuentro de Economía Pública
Sevilla, 31 de enero y 1 de febrero de 2012

“El impacto de la concentración de inmigrantes sobre la repetición de curso en España”

Francisco Pedraja Chaparro
Universidad de Extremadura
(pedraja@unex.es)

Daniel Santín González
Universidad Complutense de Madrid
(dsantin@ccee.ucm.es)

Rosa Simancas Rodríguez
Universidad de Extremadura
(rsimancas@unex.es)

Resumen

Desde finales de los noventa España ha recibido un importante flujo de inmigrantes que se ha incorporado al sistema educativo español en su etapa obligatoria. En este trabajo, nuestro objetivo es evaluar el impacto del incremento exógeno de alumnos inmigrantes entre 2003 y 2009 partiendo de los datos españoles proporcionados por los sucesivos informes PISA de la OCDE. Para ello utilizaremos el método de diferencias en diferencias, que nos indicará si la concentración de inmigrantes tuvo algún efecto significativo sobre el desempeño de los alumnos. En nuestro caso, el *grupo de control* lo forman aquellos colegios que no cuentan con ningún estudiante de origen inmigrante muestreado y que han mantenido esta situación a lo largo del tiempo y el *grupo de tratamiento* aquellos colegios con presencia de alumnado inmigrante, presencia que a su vez se ha visto incrementada con el paso del tiempo. De esta manera podremos aislar y estimar el efecto de la llegada de inmigrantes. Nuestros resultados ponen de manifiesto que la llegada de inmigrantes no da lugar, en media, a una reducción de las tasas de promoción de curso de las escuelas respecto a 2003, sino que incluso es beneficioso para los nativos. Sin embargo, la acumulación de estudiantes inmigrantes tiene un efecto negativo sobre los porcentajes de repetidores tanto de inmigrantes como de nativos, aunque en este último caso es necesaria una acumulación mayor para poder observar los mismos efectos.

Palabras clave: evaluación de impacto, diferencias en diferencias, inmigración, educación, PISA

Códigos JEL: I21, H41

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos quince años, el incremento de la población extranjera en España ha sido extraordinario, manteniendo un flujo de entrada creciente que ha significado casi la tercera parte de los inmigrantes recibidos por la OCDE. Esta situación fue propiciada por la expansión de la economía española, impulsada en su mayor parte por el auge del sector de la construcción. Sin embargo, debido a la crisis económica, estas tasas de inmigración se han ralentizado a partir de 2009 e incluso experimentaron un descenso en cifras absolutas entre los años 2010 y 2012. A lo largo de este amplio periodo ha tenido lugar un cambio sustancial en la composición de la población inmigrante según sus países de origen. En los primeros años la mayoría de los inmigrantes procedían de América del Sur, mientras que en los últimos años se incrementó el porcentaje de extranjeros procedentes de Europa, concretamente de países no pertenecientes a la Unión Europea. (Puente y Sánchez, 2010).

Una consecuencia directa de este fenómeno es el incremento en el porcentaje de alumnos inmigrantes que han entrado en el sistema educativo español, elevándose de un 1,49% en el año 2000 a un 9,53% en 2011, mostrando un máximo en torno al 9,81% en 2009. Cabe destacar que la distribución de la población inmigrante no ha sido uniforme en todo el país, existiendo una gran diferencia entre las Comunidades Autónomas. Como resultado, el porcentaje de alumnos inmigrantes ha llegado a superar el 15% en algunas de las regiones¹. En la Tabla 1 aparecen las cifras de la población extranjera residente en España y su proporción respecto a la población total, así como la evolución de la proporción de estudiantes inmigrantes en el sistema educativo español.

En la mayoría de los países, los inmigrantes presentan peores resultados académicos, mayores tasas de abandono escolar y un menor acceso a la educación no obligatoria que los nativos (Driesen, 2000; Schnepf, 2008). Trabajos centrados en analizar las diferencias en términos educativos entre inmigrantes y nativos en países tradicionalmente receptores de población extranjera, como es el caso de Alemania, han puesto de manifiesto que los inmigrantes han sido incapaces de reducir la brecha educativa que los separaba de sus compañeros nativos (Frick y Wagner, 2001; Ammermueller, 2007). Sin embargo, en algunos otros como Bélgica o Canadá, aunque los nativos continúan superando en resultados a sus compañeros inmigrantes, se ha conseguido reducir esa brecha educativa a pesar de que el porcentaje de inmigrantes ha seguido creciendo (Entorf y Minoiu, 2005; OCDE, 2011).

¹ En el Anexo I se recoge la evolución del porcentaje de alumnos inmigrantes desglosado por Comunidades Autónomas.

Tabla 1: Cifras de la población inmigrante en España

Año	Población Inmigrante	% Total	%Alumnos Inmigrantes
2000	923.879	2,28 %	1,49 %
2001	1.370.657	3,33 %	1,99 %
2002	1.977.946	4,73 %	2,95 %
2003	2.664.168	6,24 %	4,40 %
2004	3.034.326	7,02 %	5,70 %
2005	3.730.610	5,46 %	6,50 %
2006	4.144.166	9,27 %	7,44 %
2007	4.519.554	10,00 %	8,38 %
2008	5.220.600	11,30 %	9,42 %
2009	5.598.691	12,00 %	9,81 %
2010	5.747.734	12,20 %	9,72 %
2011	5.730.067	12,20 %	9,53 %

Fuente: Elaboración propia a partir del padrón municipal (INE)

En España, varios artículos recientes han estudiado este fenómeno desde diferentes perspectivas: Calero y Waisgrais (2009) y Calero *et al.* (2009) comparan el rendimiento educativo de los alumnos inmigrantes y el efecto compañeros mediante técnicas multinivel, concluyendo que los determinantes del rendimiento afectan de forma diferente a los nativos que a los inmigrantes; Zinovyeva *et al.* (2009) aplica la descomposición de Oaxaca-Blidner con el fin de analizar la brecha educativa entre los alumnos nativos e inmigrantes, resultando que aproximadamente la mitad de dicha brecha es debida a factores socioeconómicos y familiares; Díaz y Santín (2011) estudian los posibles efectos de una reasignación del porcentaje de inmigrantes por centros, revelando que una distribución igualitaria de los estudiantes inmigrantes daría lugar a una mejora del bienestar social educativo y Salinas y Santín (2012) emplean el modelo Heckam para calcular el impacto de la inmigración sobre los resultados académicos según el tipo de centro, mostrando que los alumnos inmigrantes tienen una mayor probabilidad de estar matriculados en escuelas públicas y que además, la concentración de estudiantes inmigrantes genera un efecto negativo sobre sus compañeros nativos, mayor en las escuelas públicas que en las concertadas.

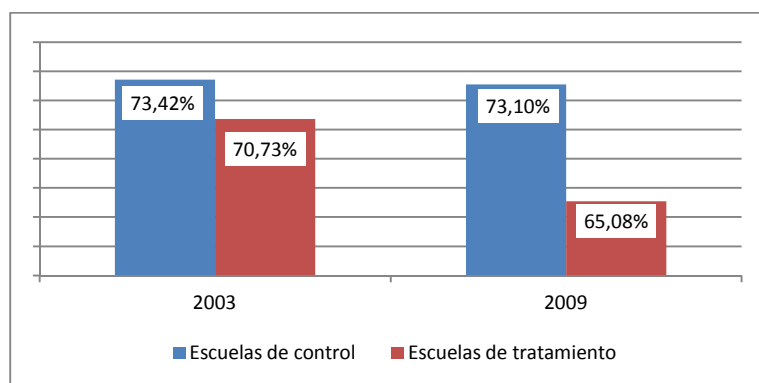
Otro problema relevante en España es el fenómeno de la repetición de curso (debido a las elevadas tasas que presenta: en torno a un 30% de los estudiantes) ya que es una señal anticipada tanto del fracaso escolar como del abandono educativo temprano. Diversos trabajos respaldan que uno de los principales determinantes del fracaso escolar es la repetición de curso (Roderick, 1994, Jimerson *et al.*, 2002, Benito, 2007). Este hecho nos ha llevado a estudiar el efecto de la inmigración en otros términos: planteándonos si el aumento de estudiantes

inmigrantes repercute sobre las tasas de repetición de curso y en particular sobre los alumnos nativos.

Este artículo utiliza un enfoque diferente basado en estudiar como el incremento en la proporción de estudiantes inmigrantes en algunas escuelas puede afectar a las tasas de repetición de curso. Para ello estimamos el impacto del aumento exógeno de alumnos inmigrantes² en España entre 2003 y 2009 mediante el método de diferencias en diferencias (DD). Esta metodología nos permitirá determinar si la concentración de inmigrantes tiene algún efecto significativo sobre el desempeño de los alumnos, comparando los porcentajes de alumnos que se encuentran en el curso que les corresponde según su edad.

La siguiente gráfica muestra la media del porcentaje de alumnos que se encuentran en el curso correcto de las escuelas de tratamiento y de control para los dos periodos. En ella se puede apreciar la drástica disminución del número de alumnos no repetidores en las escuelas de tratamiento al comparar 2009 con 2003, mientras que el porcentaje para las escuelas de control se mantiene estable.

Gráfico 1: Porcentaje medio de alumnos que se encuentran en el curso correcto en las escuelas de control y tratamiento



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010).

En términos comparados, nuestro artículo es doblemente novedoso. En primer lugar se analiza la posible relación entre el aumento de los alumnos extranjeros y las tasas de repetición de curso mediante la aplicación del método de diferencias en diferencias (DD). Consideraremos que existen diferentes tipos de tratamiento dependiendo del grado de concentración de inmigrantes y por ello hablaremos de *tratamiento por dosis*. En segundo lugar, no aplicamos

² Los *estudiantes nativos* son aquellos nacidos en el país de evaluación o que al menos uno de sus padres ha nacido en ese país. Los *estudiantes inmigrantes* son aquellos nacidos en el extranjero de padres extranjeros o nacidos en el país de evaluación y de padres extranjeros (OCDE, 2010).

dicha metodología a datos longitudinales, como se ha hecho usualmente, sino que la aplicamos a un pseudo-panel construido a partir de los datos de los sucesivos informes PISA de la OCDE.

La estructura del artículo es la que sigue. En el siguiente apartado se presenta y justifica la metodología aplicada. En el tercer apartado se describe la base de datos utilizada y las variables seleccionadas para el análisis empírico. En el apartado cuarto se presentan los resultados obtenidos y se cierra el artículo con las principales conclusiones derivadas de la investigación.

2. METODOLOGÍA

La necesidad de conocer el impacto de ciertas políticas o reformas, para cuantificar sus efectos y evaluar el signo de los mismos, ha dado lugar al desarrollo de métodos econométricos complejos que permiten distinguir la relación causal de las asociaciones accidentales o correlaciones (Schlotter *et al.*, 2011). El objetivo es comparar los resultados obtenidos tras la aplicación de cierta intervención (que suele denominarse *tratamiento*) con los que se habrían obtenido en ausencia de la misma; sin embargo, en un momento concreto del tiempo un individuo no puede pertenecer al grupo de control y al grupo de tratamiento simultáneamente. Por ello, el principal reto de las técnicas cuasi-experimentales de evaluación de impacto es encontrar el contrafactual adecuado, entendido como la situación en la que estaría el sujeto afectado por el programa a evaluar, si no hubiera participado en el mismo.

De forma similar a la evaluación de políticas, el objetivo de nuestra investigación es analizar el impacto del incremento del alumnado inmigrante, que ha experimentado España en la última década, sobre las tasas promedio de repetición por escuelas. Siguiendo la idea expuesta en el párrafo anterior, tener estudiantes extranjeros matriculados en el colegio sería el *tratamiento*, además consideramos un *tratamiento por dosis*, de tal manera que lo que buscamos no es simplemente el efecto medio de tener alumnado de origen inmigrante en la escuela, sino el efecto de su acumulación. Por lo tanto, tenemos dos grupos: uno compuesto por escuelas receptoras de inmigrantes que además han sido tratadas de forma distinta ya que su concentración difiere con el paso del tiempo, conocido como *grupo de tratamiento* y otro por escuelas que no reciben inmigrantes, conocido como *grupo de no tratados* o *grupo de control*.

La variación en las tasas de alumnos que se encuentran en su curso correcto entre 2003 y 2009 en las escuelas de control se deberá a una serie de factores que no tienen por qué ser conocidos, mientras que la variación de esta misma tasa en las escuelas tratadas se deberá a esos mismos factores, más el componente que evaluamos, que es la llegada de inmigrantes. De este

modo, para estimar el impacto del aumento exógeno del número de inmigrantes utilizaremos el método de diferencias en diferencias, que nos permitirá aislar el efecto de la llegada de inmigrantes de aquellos otros factores no conocidos. Aunque esta técnica requiere datos de panel, también puede ser aplicada utilizando bases de datos de corte transversal, siempre que la representatividad de las mismas se mantenga constante (Khandker *et al.*, 2010) y se haya seguido el mismo procedimiento para seleccionar las muestras (Meyer, 1995), requisito que en nuestro caso queda satisfecho por el pseudo-panel ofrecido por los sucesivos informes PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010).

El método de diferencias en diferencias calcula la diferencia media de la variable de interés en el periodo evaluado para el grupo de tratados y el grupo de control. A continuación, tomando una nueva diferencia entre las diferencias medias de estos dos grupos (la diferencia en la diferencia) será posible identificar el impacto de este estimador, que representa al impacto estimado de la intervención o política a evaluar.

Siendo Y_t^T y Y_t^C los porcentajes de alumnos que se encuentran en el curso correcto en las escuelas tratadas y las escuelas de control, respectivamente y t una variable dummy que toma dos valores: 2003 y 2009, la técnica de diferencia en diferencias estimará el impacto medio como sigue:

$$DD = E(Y_{2009}^T - Y_{2003}^T) - E(Y_{2009}^C - Y_{2003}^C)$$

Cabe destacar que si el grupo de tratamiento difiere del grupo de control en características observables y no observables además del tratamiento, sólo si suponemos que esas diferencias se mantienen constantes a lo largo del tiempo podremos aplicar el estimador de diferencias en diferencias sin que resulte sesgado.

El estimador de diferencias en diferencias puede ser aplicado mediante regresiones. En base a la discusión en Ravallion (2008), la ecuación a estimar sería:

$$Y_t^T = \alpha + \beta Tt + \rho T + \gamma t + \varepsilon$$

Donde T es la variable de tratamiento, t es la variable dummy de tiempo y el coeficiente de la interacción entre ambas, β , representa el impacto estimado del tratamiento sobre el resultado Y .

$$T = \begin{cases} 1 & \text{si pertenece al grupo de tratamiento} \\ 0 & \text{si pertenece al grupo de control} \end{cases}$$

$$t = \begin{cases} 1 & \text{si año} = 2009 \\ 0 & \text{si año} = 2003 \end{cases}$$

A partir de las ecuaciones descritas anteriormente el modelo de diferencias en diferencias se desarrolla como sigue:

$$E(Y_{2009}^T - Y_{2003}^T) = (\alpha + \beta + \rho + \gamma + \varepsilon) - (\alpha + \rho + \varepsilon) = \beta + \gamma$$

$$E(Y_{2009}^C - Y_{2003}^C) = (\alpha + \gamma + \varepsilon) - (\alpha + \varepsilon) = \gamma$$

$$DD = E(Y_{2009}^T - Y_{2003}^T) - E(Y_{2009}^C - Y_{2003}^C) = \beta + \gamma - \gamma = \beta$$

De modo que el coeficiente de la interacción β indicará si el incremento de los estudiantes inmigrantes ha tenido algún impacto, el grado de ese efecto sobre la variable dependiente y su significatividad estadística. Además de la interacción, las variables tiempo (t) y tratamiento (T) son introducidas con el objetivo de detectar algún efecto aislado debido al tiempo o a la pertenencia a un grupo u otro.

Como mencionamos al inicio de esta sección, no nos interesa simplemente el efecto medio de la presencia de alumnado inmigrante, sino el impacto de su acumulación. Por este motivo incluimos en nuestra investigación lo que denominamos *tratamiento por dosis* y dichas *dosis* son los porcentajes de estudiantes inmigrantes en cada escuela, representadas por la variable *Inmig* (diseño similar al desarrollado por Abadie y Dermisi (2008) en su campo de investigación). Aunque lo más frecuente al hablar de dosis de tratamiento es considerar un tratamiento con un número de niveles finito (es decir, una variable discreta como por ejemplo transferencias de dinero de diferentes importes), también es posible aplicar el mismo enfoque a tratamientos continuos (Abadie, 2005), como sucede en nuestro caso.

La variable explicativa *Inmig* es incluida en un modelo saturado, y aparece combinada con la variable tiempo, tratamiento y con la interacción de ambas, quedando la regresión como sigue:

$$Y_t^T = \alpha + \beta Tt + \rho T + \gamma t + \delta_1 \text{Inmig} + \delta_2 \text{Inmig}Tt + \delta_3 \text{Inmig}T + \delta_4 \text{Inmig}t + \varepsilon$$

Sin embargo, la regresión anterior no puede estimarse pues presenta problemas de multicolinealidad perfecta debido a una relación lineal exacta entre los regresores. Cómo simplemente nos interesa el parámetro que recoge la dosis del tratamiento ($\delta_2 InmigTt$), la ecuación que estimamos definitivamente es la siguiente:

$$Y_t^T = \alpha + \beta Tt + \rho T + \gamma t + \delta InmigTt + \varepsilon$$

Desarrollando el modelo de diferencias en diferencias, tenemos:

$$E(Y_{2009}^T - Y_{2003}^T) = (\alpha + \beta + \rho + \gamma + \delta Inmig + \varepsilon) - (\alpha + \rho + \varepsilon) = \beta + \gamma + \delta Inmig$$

$$E(Y_{2009}^C - Y_{2003}^C) = (\alpha + \gamma + \varepsilon) - (\alpha + \varepsilon) = \gamma$$

$$DD = E(Y_{2009}^T - Y_{2003}^T | T = 1) - E(Y_{2009}^C - Y_{2003}^C | T = 0) = \beta + \delta Inmig$$

Por lo tanto, ahora el estimador de diferencias en diferencias viene dado por la suma de dos términos: el coeficiente de la interacción y el porcentaje de inmigrantes. De tal manera que podemos distinguir dos efectos diferentes: un efecto constante en la media, β , y un efecto de acumulación, $\delta Inmig$.

En definitiva y de modo resumido. En el primer periodo contamos con dos grupos: escuelas con inmigrantes y escuelas sin inmigrantes. A continuación, asumimos que entre 2003 y 2009 se incrementa la población de estudiantes inmigrantes que se incorporan al sistema educativo español. Esta situación es equivalente a suponer que incrementamos la dosis de inmigrantes en el sistema educativo y estamos interesados en analizar el impacto de ese incremento sobre la repetición de curso. En el segundo periodo, nuevamente tenemos escuelas sin inmigrantes (grupo de control) y escuelas con un mayor porcentaje de inmigrantes (grupo de tratados), no siendo este porcentaje igual en todas ellas, por lo que la dosis que recibe cada escuela es diferente.

Resaltar que un supuesto básico de esta técnica es que el resto de variables que puedan afectar tanto al grupo de tratados como al de control, permanezcan invariantes a lo largo del tiempo; en caso contrario, deberán ser introducidas en la regresión para así poder obtener el efecto neto del programa o reforma que se evalúa. En nuestro caso hemos introducido en las regresiones cuatro variables de control que serán descritas en el apartado siguiente. Además, se asume que el grupo de tratados y de control seguirían una tendencia temporal similar en ausencia de tratamiento, supuesto que no puede ser probado ante la imposibilidad de observar al

contrafactual. Por este motivo, para comprobar la validez del método diff-diff se lleva a cabo un test “placebo” que consiste en volver a calcular el estimador de diferencias en diferencias empleando un grupo de tratamiento falso (es decir, comparando entre dos grupos de control) o una variable dependiente falsa (Gertler *et al.*, 2011). Debido a las características de nuestra base de datos nos hemos decantado por la segunda opción, empleando como variable dependiente falsa el *Porcentaje medio de chicas por escuela*.

Por último, para facilitar la interpretación con datos reales, presentamos en la sección de resultados una simulación de cómo variarían las tasas medias de promoción de curso de las escuelas en función del porcentaje de estudiantes inmigrantes que tuvieran en sus aulas.

3. DATOS Y VARIABLES

3.1 El Informe PISA

La base de datos utilizada en la investigación procede del proyecto PISA (Programa para la Evaluación Internacional de los Alumnos), diseñado y puesto en marcha por la OCDE a finales de los años noventa como un estudio comparado, internacional, periódico y continuo sobre determinadas características y competencias de los alumnos (Turner, 2006).

La población objetivo de dicha evaluación son los alumnos escolarizados con edades comprendidas entre 15 y 16 años y que por lo tanto, han experimentado al menos 6 años de educación institucionalizada. PISA evalúa su rendimiento en matemáticas, comprensión lectora y ciencias. Asimismo, recopila información adicional acerca del contexto socioeconómico, familiar y escolar de los alumnos mediante la elaboración de dos cuestionarios, uno dirigido a los directores de los centros educativos y otro a los propios alumnos³. Este estudio se repite de forma trienal desde el año 2000, profundizando en una de las tres áreas en cada oleada.

Un aspecto importante a tener en cuenta cuando se trabaja con esta base de datos es que el proceso de selección muestral en PISA se realiza en dos etapas. En la primera se seleccionan las escuelas entre todas las que tienen alumnos de 15 años y, posteriormente, se eligen aleatoriamente a los alumnos dentro de cada escuela (un total de 35). Este procedimiento de muestreo requiere de un proceso complejo de determinación de pesos muestrales que deben ser

³ Existe un tercer cuestionario completado por los padres de los alumnos. Sin embargo, esta información sólo está disponible para un número reducido de países, entre los que no se encuentra España.

incorporados al realizar los análisis estadísticos para poder garantizar que los alumnos seleccionados representan adecuadamente a la población analizada (Rutkowski *et al.*, 2010)⁴.

3.2 Muestra y variables

Aunque la metodología elegida habitualmente utiliza datos de panel también se ha aplicado con datos de corte transversal de las mismas regiones repetidas a lo largo del tiempo (Chaudhury y Parajuli, 2010). Al ser PISA una base de datos de corte transversal, utilizamos datos de dos oleadas diferentes (2003 y 2009) para construir un pseudo-panel que nos proporcionará la información relativa al curso académico 2002-2003 y 2008-2009, y nos permitirá interpretar los resultados en la media. La unidad de análisis escogida es la escuela y por tanto, al construir el pseudo-panel los datos, son agregados por dicha unidad. La muestra de PISA está compuesta por diferentes tipos de escuelas clasificadas en tres grupos de acuerdo con su titularidad: públicas (gestión y financiación pública), concertadas (gestión privada y financiación pública) y privadas (gestión y financiación privada). En nuestra investigación nos centramos en aquellas que son comparables en términos de financiación (con dinero público) y por compartir los mismos criterios de admisión, es decir, las escuelas públicas y concertadas.

La muestra de compone de 336 escuelas (199 escuelas públicas y 137 concertadas) en 2003 y 806 escuelas (512 públicas y 294 concertadas) en 2009. Esta diferencia en el tamaño de la muestra entre los dos periodos es debido a que en PISA 2009 participan un número mayor de regiones con muestra ampliada que en 2003 (14 regiones además de la muestra nacional en el primero caso y 3 regiones además de la muestra nacional en el segundo).

En relación a las variables, como variables dependientes utilizamos el *Porcentaje de Alumnos que se encuentran en el curso correcto* (no han repetido ningún año) y el *Porcentaje de Alumnos Nativos que se encuentran en el curso correcto*; ambas referidos a nuestra unidad de análisis que son las escuelas. Puesto que PISA evalúa a individuos entre 15 y 16 años, edad en la que deberían estar terminando la educación obligatoria, consideramos que los alumnos que se encuentran en su curso correcto son aquellos que están cursando 4º ESO (grado 10 si se utiliza la escala internacional). Diferenciamos entre estas dos variables dependientes con el

⁴ Estas ponderaciones incorporan ajustes derivados de la no respuesta de determinadas escuelas y alumnos dentro de las escuelas y recorte de pesos para prevenir influencias no deseadas de un pequeño conjunto de escuelas o estudiantes. Estos procesos están basados en métodos intensivos de cálculo, conocidos como de «remuestreo», que consisten en obtener múltiples muestras a partir de la muestra original. Concretamente, en PISA se utiliza la Replicación Repetida Balanceada (BRR) con 80 réplicas. Una descripción extensa de este procedimiento puede encontrarse en OCDE (2005, 2009).

objetivo de conocer como influye la concentración de alumnos inmigrantes sobre la repetición de curso en general y de forma específica sobre los alumnos nativos.

En nuestro análisis, las escuelas tratadas son aquellas en las que hay alumnos inmigrantes matriculados. Puesto que la distribución de los estudiantes inmigrantes en el sistema educativo no es uniforme, la acumulación de este tipo de alumnado diferirá de unas escuelas a otras. Con el objetivo de introducir este fenómeno en nuestros modelos hablamos de *tratamiento por dosis*. De esta manera, incluyendo la variable *Porcentaje de Inmigrantes* (Inmig) en el modelo base, definida como el cociente entre los alumnos inmigrantes y el número total de alumnos por escuela, podremos captar los efectos potenciales de una mayor presencia de inmigrantes en los colegios.

Las tablas 2 y 3 muestran la distribución de las escuelas entre los grupos de control y de tratados y las diferentes dosis de tratamiento en estos últimos.

Tabla 2: Distribución de las escuelas por grupos

	2003		2009	
	Escuelas	%	Escuelas	%
Escuelas de Control	154	45,83%	168	20,84%
Escuelas tratadas	182	54,17%	638	79,16%
N	336	100%	806	100%

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010).

En la tabla 2 podemos observar que el porcentaje de escuelas con inmigrantes casi se duplica entre 2003 y 2009. Además, la tabla 3 nos muestra como en el 2003 las escuelas con más de un 15% de estudiantes inmigrantes matriculados representaban aproximadamente un 11% del total, mientras que en 2009 este porcentaje se triplica, alcanzando un 34,79%.

Tabla 3: Diferentes dosis de tratamiento en las escuelas tratadas

Escuelas Tratadas: Dosis Inmig	2003		2009	
	Escuelas	%	Escuelas	%
< 5%	81	44,50	136	21,32
5% - 10%	54	29,67	161	25,24
10% - 15%	27	14,83	119	18,65
15% - 20%	7	3,85	79	12,38
20% - 25%	7	3,85	49	7,68
> 25%	6	3,30	94	14,73
Total	182	100,00	638	100,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010).

Además, como explicamos anteriormente, seleccionamos una serie de variables de control (entre paréntesis aparece el nombre que tomarán esas variables en las tablas de resultados):

Índice de ocupación laboral de los padres (HISEI_m): La variable HISEI proporciona el índice de ocupación laboral más alto de los padres, de acuerdo con el *International Socio-Economic Index of Occupational Status* (ISEI, Ganzeboom *et al.*, 1992). Nosotros construimos una variable que representa el valor medio de dicho índice para cada escuela y asumimos que a mayor status ocupacional medio de los padres, mayores serán sus ingresos y por lo tanto, mayor nivel socioeconómico medio tendrá el alumnado matriculado en dicha escuela.

Nivel educativo de los padres (PARED_m): PARED es un índice que recoge el mayor nivel educativo de los padres, medido como el número de años escolarizados según el *International Standard Classification of Education* (ISCED, OCDE, 1999). De nuevo, construimos una variable que representa el valor medio de dicho índice para cada escuela.

Tipo de escuela (SCHTYPE): Variable *dummy* que toma valor 1 si la escuela es concertada y 0 si es pública.

Calidad de los recursos escolares (SCMATEDU): Variable continua construida a partir de las respuestas del director de la escuela a siete preguntas relacionadas con la disponibilidad de ordenadores para usos didácticos, software educativo, calculadoras, libros, recursos audiovisuales y equipo de laboratorio.

Pueblo (Village): Variable *dummy* que tomará valor 1 si la escuela está localizada en un pueblo de menos de 15.000 habitantes y 0 en caso contrario.

Pequeña ciudad (Smalltown): Variable *dummy* que tomará valor 1 si la escuela está localizada en una población con un número de habitantes entre 15.000 y 100.000 y 0 en caso contrario.

Gran ciudad (Largecity): Variable *dummy* que tomará valor 1 si la escuela está localizada en una gran ciudad (más de un millón de habitantes) y 0 en caso contrario.

Las siguientes tablas muestran los principales estadísticos descriptivos de las variables consideradas en nuestro análisis y la distribución de las escuelas de control y tratamiento entre los diferentes tamaños de población.

Tabla 4: Estadísticos descriptivos

Año	2003				2009			
Escuelas	Control		Tratados		Control		Tratados	
VARIABLES DEPENDIENTES	Media	Dev.Tip	Media	Dev.Tip	Media	Dev.Tip	Media	Dev.Tip
% Alumnos en el curso correcto	0,7342	0,1666	0,7073	0,1847	0,7310	0,19482	0,6508	0,1764
% Alumnos Nativos en el curso correcto	0,7342	0,1666	0,6634	0,1852	0,7310	0,19482	0,5995	0,1869
VARIABLES EXPLICATIVAS								
% Estudiantes Inmigrantes (Inmig)	0,0000	0,0000	0,0835	0,1044	0,0000	0,0000	0,1394	0,1273
HISEI_m	43,2738	8,4051	43,7276	7,7022	47,4312	10,1658	44,6906	7,6220
PARED_m	11,4560	1,6249	11,2753	1,6100	12,6508	2,0495	12,1989	1,6387
SCHTYPE	0,4400	0,4980	0,3800	0,4870	0,5200	0,5010	0,3200	0,4680
SCMATEDU	-0,0393	0,9982	-0,0932	1,0074	0,0332	0,7855	-0,0156	0,8472

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010)

Tabla 5: Distribución de las escuelas en función del tamaño de los núcleos de población

Año	2003		2009	
Regiones	Control	Tratamiento	Control	Tratamiento
Village (<15.000 hab.)	50	54	71	202
SmallTown (15.000-100.000 hab.)	52	53	42	217
City (100.000-1.000.000 hab.)	49	66	53	198
LargeCity (> 1.000.000 hab.)	3	9	2	21

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010)

4. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

4.1. Resultados

En este apartado se presentan los resultados obtenidos al estimar los modelos descritos en la parte metodológica; en concreto, estimamos dos modelos para cada variable dependiente definida: el *Porcentaje de Alumnos que se encuentran en el curso correcto* (Alumnos) y el *Porcentaje de Alumnos Nativos que se encuentran en el curso correcto* (AlumnosN). El modelo 1 es equivalente al modelo básico del estimador de diferencias en diferencias incorporando la “dosis” del tratamiento (el porcentaje de inmigrantes combinado con el término de la interacción). El modelo 2 es una ampliación del primero en el que se introducen variables de control para aislar el efecto neto del tratamiento y además, analizar si dichas variables muestran algún tipo de efecto aislado.

La Tabla 6 recoge los parámetros obtenidos al estimar dichos modelos, mostrando en cada columna el coeficiente de las variables, los errores estándar y su significatividad

estadística. En este punto, todos los efectos serán cuantificados sobre el porcentaje medio de alumnos que se encuentran en el curso que les corresponde según su edad, y que por lo tanto no han repetido ningún año.

En primer lugar, las estimaciones relativas al *Porcentaje de Alumnos que se encuentran en el curso correcto* (modelo 1), muestran que, de forma aislada, ni la variable tiempo ni el hecho de pertenecer a un grupo u otro tiene algún efecto significativo sobre la variable dependiente. Respecto al coeficiente asociado a la interacción (β) (es decir, el estimador de diferencias en diferencias) tampoco se observa ninguna diferencia significativa entre el grupo de tratados (escuelas con inmigrantes) y de control (escuelas sin inmigrantes) a lo largo del periodo analizado. La información que nos proporciona el coeficiente de la interacción es el efecto en la media del incremento de inmigrantes; por lo tanto, dado que las escuelas evaluadas en PISA tienen pocos inmigrantes de media, es razonable pensar que escuelas con un número reducido de alumnos extranjeros en sus clases no vean disminuidas sus tasas de promoción medias respecto a 2003. Este resultado sugiere que este tipo de escuelas se habrían adaptado bien a esta nueva situación (ligero incremento del alumnado inmigrante matriculado en las mismas). Sin embargo, el coeficiente asociado a la interacción combinada con el porcentaje de inmigrantes (es decir, el estimador de la dosis de diferencias en diferencias) resulta ser estadísticamente significativo y presenta una relación negativa con la variable dependiente. Esto implica que la acumulación de inmigrantes tiene un efecto negativo sobre la repetición de curso de los alumnos en general (tanto nativos como inmigrantes) respecto al grupo de control.

Tabla 6: Estimador de diferencias en diferencias para todos los alumnos

Variable Dependiente	Modelo 1			Modelo 2			
	Alumnos	Coef.	SE	P> t	Coef.	SE	P> t
Constante		0,6924	0,0281	0,000	0,0961	0,0679	0,158
Año (t)		-0,0579	0,0462	0,211	-0,0992	0,0388	0,011
Tratamiento (T)		0,0003	0,0342	0,992	-0,0067	0,0262	0,798
Interacción		0,0767	0,0519	0,140	0,0645	0,0397	0,104
Inmig (interac)		-0,5499	0,0705	0,000	-0,3235	0,0658	0,000
HISEI_m					0,0067	0,0016	0,000
PARED_m					0,0180	0,0077	0,019
SCHTYPE					0,0806	0,0208	0,000
SCMATEDU					0,0134	0,0088	0,128
Village					0,0226	0,0196	0,250
SmallTown					0,0176	0,0193	0,362
LargeCity					-0,0267	0,0679	0,158

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010)

Los parámetros obtenidos en el modelo 2 son similares. La única diferencia destacable es que, al controlar por el nivel socioeconómico medio de la escuela donde el alumno está matriculado (a través de los índices que representan el nivel educativo y laboral de los padres), así como por el tipo de escuela, los recursos escolares y el tamaño de la población donde la escuela está situada, el efecto de la concentración de inmigrantes aunque persiste es menor. En relación a los controles introducidos, las variables relacionadas con el nivel educativo y laboral de los padres y el tipo de escuela resultan estadísticamente significativas, pero únicamente esta última tiene un efecto notable, de tal manera que asistir a un colegio concertado en 2009 aumenta la probabilidad de que el alumno no repita en términos promedios con respecto a estar matriculado en uno público en el año 2003.

La Tabla 7 muestra los parámetros que se obtienen al estimar estos mismos modelos para los estudiantes nativos.

Tabla 7: Estimador de diferencias en diferencias para los alumnos nativos

Variable Dependiente	Modelo 1			Modelo 2		
	Coef.	SE	P> t	Coef.	SE	P> t
Alumnos Nativos						
Constante	0,6924	0,0281	0,000	0,1115	0,0675	0,099
Año (t)	-0,0579	0,0462	0,211	-0,0996	0,0388	0,010
Tratamiento (T)	-0,0394	0,0339	0,246	-0,0460	0,0260	0,077
Interacción	0,1105	0,0514	0,032	0,0987	0,0391	0,012
Inmig (interac)	-0,8959	0,0567	0,000	-0,6749	0,0532	0,000
HISEI_m				0,0061	0,0017	0,000
PARED_m				0,0192	0,0078	0,014
SCHTYPE				0,0789	0,0204	0,000
SCMATEDU				0,0138	0,0087	0,111
Village				0,0224	0,0193	0,246
SmallTown				0,0134	0,0188	0,475
LargeCity				0,1115	0,0675	0,099

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010)

Según la Tabla 7, los modelos relativos al *Porcentaje de Alumnos Nativos en el curso correcto* arrojan una única diferencia respecto a los anteriores, aunque esa diferencia es muy relevante. En este caso, en ambos modelos el coeficiente de la interacción resulta ser estadísticamente significativo y además, guarda una relación positiva con la variable dependiente. Por lo tanto, podemos decir que, en media, tener un número reducido de alumnos inmigrantes en clase es beneficioso para los alumnos nativos. Creemos que este efecto es debido a que los inmigrantes se ven afectados en mayor medida por la repetición de curso; sin embargo, esta pequeña ventaja se ve compensada e incluso finalmente anulada por el parámetro relativo a la dosis.

4.2. Test Placebo

Como ya comentamos en el apartado metodológico, uno de los supuestos de la técnica de diferencias en diferencias es que en ausencia de intervención o política el grupo de tratamiento y de control siguen una tendencia temporal paralela, es decir, que ambos grupos son similares en todos los aspectos excepto en el tratamiento. Ante la imposibilidad de corroborar este supuesto de partida, se pueden aplicar diferentes test placebos con el objetivo de comprobar que los efectos encontrados son debidos a dicha intervención o política y que los grupos de control y tratamiento elegidos son acertados (Gertler *et al.*, 2011).

En nuestro caso aplicamos el test placebo empleando una variable dependiente falsa: *Porcentaje medio de chicas por escuela*, sabiendo que dicha variable no ha debido verse afectada por el incremento de alumnado inmigrante en las aulas españolas. Los resultados aparecen recogidos en la Tabla 8 y confirman nuestra idea, ni el estimador de diferencias en diferencias (coeficiente asociado a la interacción) ni el estimador de la dosis de diff-diff (coeficiente asociado a la diferente acumulación de inmigrantes) aparecen como estadísticamente significativos en ninguno de los dos modelos.

Tabla 8: Estimador de diferencias en diferencias para el porcentaje de chicas

Variable Dependiente	Modelo 1			Modelo 2		
	Coef.	SE	P> t	Coef.	SE	P> t
Porcentaje de chicas						
Constante	48,3916	1,5596	0,000	54,4187	4,7314	0,000
Año (t)	1,2782	1,6765	0,446	1,9073	1,6171	0,238
Tratamiento (T)	0,6165	1,9776	0,755	0,3852	1,8682	0,837
Interacción	-0,6931	2,1648	0,749	-0,4445	2,0038	0,825
Inmig (interac)	3,8517	3,1009	0,214	-0,5403	4,2394	0,899
HISEI_m				0,0483	0,1259	0,701
PARED_m				-0,5341	0,3351	0,111
SCHTYPE				-3,1862	1,0709	0,003
SCMATEDU				0,6730	0,4642	0,147
Village				-1,3859	1,5927	0,138
SmallTown				-1,6750	1,2487	0,180
LargeCity				1,5648	4,7314	0,539

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (OCDE, 2004; OCDE, 2010)

Estos resultados nos permiten comprobar la validez del enfoque escogido y de los grupos de tratamiento y control seleccionados.

4.3. Simulación

Para entender mejor los resultados explicados anteriormente, la Tabla 9 presenta una simulación de cómo varían los ratios promedios de promoción de las escuelas en función del porcentaje de alumnos inmigrantes matriculados. En el caso de todos los alumnos, cualquier porcentaje de inmigrantes matriculado en la escuela tiene efectos negativos sobre el porcentaje de no repetidores, aunque estos efectos empiezan a tener una cuantía relevante a partir de una presencia de inmigrantes en el aula en torno al 10%. Por ejemplo, escuelas con una concentración de inmigrantes del 10% tienen unos 3 alumnos extranjeros en sus clases (para clases de 30 alumnos) y esto supone una disminución en el número de no repetidores de entre 1 y 2 individuos. Sin embargo, en el caso de los alumnos nativos, concentraciones de inmigrantes inferiores al 15% no tiene efectos negativos y es a partir de ese punto cuando se puede apreciar como el porcentaje de nativos que no repiten disminuye, necesitándose concentraciones cercanas al 20% para que el impacto sea de una magnitud significativa. En este caso, 6 alumnos inmigrantes por clase (equivalente a una concentración de inmigrantes en torno al 20%) suponen una reducción en la tasa de estudiantes nativos no repetidores de entre 2 y 3 individuos. Estos resultados, similares a otros obtenidos previamente en la literatura (Calero y Waisgrais, 2009) ponen de manifiesto que existe un claro efecto compañeros negativo relacionado con la alta concentración de estudiantes inmigrantes en algunas escuelas.

Tabla 9: Simulación por porcentaje de inmigrantes

% Inmig	Todos los Alumnos		Alumnos Nativos	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 1	MODELO 2
0,01	-0,0055	-0,0032	0,1015	0,0919
0,05	-0,0275	-0,0162	0,0657	0,0649
0,10	-0,0550	-0,0323	0,0209	0,0312
0,15	-0,0825	-0,0485	-0,0239	-0,0025
0,20	-0,1100	-0,0647	-0,0687	-0,0363
0,25	-0,1375	-0,0809	-0,1135	-0,0700
0,30	-0,1650	-0,0970	-0,1583	-0,1038
0,35	-0,1925	-0,1132	-0,2031	-0,1375
0,40	-0,2200	-0,1294	-0,2479	-0,1713
0,45	-0,2475	-0,1456	-0,2927	-0,2050
0,50	-0,2750	-0,1617	-0,3375	-0,2388

Fuente: Elaboración propia

5. CONCLUSIONES

Durante la última década el aumento de la población extranjera en España ha sido extraordinario, manteniendo un flujo de entrada creciente, lo cual ha afectado al porcentaje de alumnos de origen inmigrante que han pasado a formar parte del sistema educativo español, y que representan en torno a un 9,5% en el curso 2011. A su vez España sufre otro fenómeno muy relevante como es la repetición de curso con tasas muy elevadas (en torno al 30%) que se han mantenido a lo largo del tiempo.

Con estos antecedentes, el objetivo del presente artículo es estimar el impacto del aumento exógeno de alumnos inmigrantes entre 2003 y 2009 mediante el método de diferencias en diferencias, que nos indicará si la concentración de estudiantes inmigrantes tiene un efecto significativo sobre el porcentaje de alumnos no repetidores. Para ello utilizamos el pseudo-panel que nos proporcionan los consecutivos informes PISA de la OCDE.

Asemejándonos a la evaluación de impacto, las escuelas con estudiantes inmigrantes matriculados conforman nuestro *grupo de tratamiento*, mientras que las escuelas con sólo alumnos nativos serían nuestro *grupo de control*. Sin embargo, hay que destacar que no buscamos simplemente el tradicional efecto medio de dicho fenómeno, sino el posible impacto de la acumulación de inmigrantes en las aulas. Por este motivo, hablamos de *tratamiento por dosis* (Abadie y Dermisi, 2008), en el que la dosis es el porcentaje de estudiantes inmigrantes y por lo tanto, el estimador de diferencias en diferencias es la suma de los parámetros relativos a la interacción y al porcentaje de inmigrantes ($DD = \beta + \delta Inmig$).

Puesto que nos interesa conocer el efecto de la concentración de inmigrantes sobre los alumnos en general y sobre los nativos en particular, contamos con dos variables dependientes: *Porcentaje de Alumnos que se encuentran en el curso correcto* y *Porcentaje de Alumnos Nativos que se encuentran en el curso correcto*. Para cada variable estimamos dos modelos que se diferencian por el hecho de que en el segundo introducimos una serie de variables de control. Además desarrollamos un test placebo que nos confirma la validez del enfoque metodológico aplicado.

Analizando el efecto sobre todos los alumnos, se observa que el coeficiente de la interacción (β) (estimador de impacto básico del método diff-diff) aparece como no estadísticamente significativo; sin embargo, el parámetro asociado a la dosis de inmigrantes (δ) (porcentaje de alumnos inmigrantes) presenta una relación negativa y estadísticamente significativa con el porcentaje de alumnos que se encuentran en el curso correcto. Diferente es

el impacto sobre los nativos, ya que el coeficiente de la interacción (β) resulta estadísticamente significativo y positivo, aunque esta pequeña ventaja se ve compensada y finalmente anulada por el parámetro relativo a la dosis (δ) cuando la acumulación de inmigrantes supera el 15%.

En conclusión, en términos medios, la incorporación a nuestro sistema educativo de alumnos inmigrantes no produce una disminución de las tasas de promoción que presentan las escuelas en relación a 2003; en particular, esta situación es incluso beneficiosa para los nativos puesto que los estudiantes inmigrantes se ven afectados en mayor medida por la repetición de curso. Sin embargo, cuando se tiene en cuenta la dosis (porcentaje de estudiantes matriculados por escuela), se observa que la acumulación de estudiantes extranjeros tiene un impacto negativo sobre las tasas de promoción, o lo que es lo mismo, incrementa el porcentaje medio de repetidores de todos los alumnos en general y de los nativos, aunque en este último caso, son necesarias acumulaciones mayores de alumnado inmigrante para alcanzar el mismo efecto.

Llegados a este punto la pregunta relevante es por qué el incremento de alumnos inmigrantes produce tales efectos en el sistema educativo y a través de qué canales actúa. Esto podría ser debido a que los estudiantes inmigrantes se incorporan a nuestro sistema educativo con un déficit en el lenguaje y un menor nivel educativo de partida, lo que provocaría, al elevar el número de alumnos inmigrantes por clase, una reducción de su nivel educativo medio. Algunas estrategias educativas para solucionar esta situación serían redistribuir el número de estudiantes por escuelas (para evitar elevadas concentraciones) y proporcionar clases adicionales para compensar las dificultades de adaptación al nuevo idioma, sobre todo en edades más tempranas.

Referencias Bibliográficas

- Abadie, A. (2005): “Semiparametric Difference-in-Differences estimators”, *Review of Economic studies*, 72 (1), 1-19.
- Abadie, A. y Dermisi, S. (2008): “Is terrorism eroding agglomeration economies in Central Business Districts? Lessons from the office real estate market in downtown Chicago”, *Journal of Urban Economics*, 64, 451-463.
- Ammermuller, A. (2007): “Poor Background or Low Returns? Why Immigrant Students in Germany perform so Poorly in the Programme for International Student Assessment”, *Education Economics*, vol. 15, 2 June 2007, pp. 215-230.
- Benito, A. (2007): “La LOE ante el fracaso, la repetición y el abandono escolar”, *Revista Iberoamericana de Educación*, 43 (7).
- Calero, J., Choi, A. y Waisgrais, S. (2009): “Determinantes del rendimiento educativo del alumnado de origen nacional e inmigrante”, *Cuadernos Económicos del ICE*, 78:281-311.
- Calero, J. y Waisgrais, S. (2009): “Rendimientos educativos de los alumnos inmigrantes: identificación de la incidencia de la condición de inmigrante y de los peer-effects”, Ponencia presentada en el XVI Encuentro de Economía Pública, Granada.
- Chaudhury, N. y Parajuli, D. (2010): “Conditional cash transfers and female schooling: the impact of the female school stipend programme on public school enrolments in Punjab, Pakistan”. *Applied Economics*, 42:28, 3565-3583.
- Díaz, C. y Santín, D. (2011): “Efectos de una reasignación del porcentaje de inmigrantes en el bienestar social educativo: un análisis para el caso español”. Ponencia presentada en XX Jornadas de Economía de la Educación, Málaga.
- Driesen, J.M.W. Geert (2000): “Ethnicity, Forms of Capital and Educational Achievement”, *International Review of Education*, 47(6): 513-538.
- Entorf, H. y Minoiu, N. (2005): “What a Difference Immigration Policy Makes: A Comparison of PISA Scores in Europe and Traditional Countries of Immigration”, *German Economic Review*, Blackwell Publishing, vol. 6(3), pp. 355-376.
- Frick, J.R. y Wagner, G. (2001): “Economic and Social Perspectives of Immigrant Children in Germany”, *IZA Discussion Paper*, n. 301, IZA, Bonn.
- Ganzeboom, H. B. G., De Graaf, P., Treiman, J. y De Leeuw, J. (1992): “A standard internacional socio-economic index of occupational status”. *Social Science Research*, 21(1):1-56.
- Gertler, P.J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L.B. y Vermeersch, C.M.J. (2011): “Impact evaluation in practice”. World Bank. Washington, D.C.
- Jimerson, S. R., Anderson, G. E., y Whipple, A. D. (2002): “Winning the battle and losing the war: Examining the relation between grade retention and dropping out of high school”, *Psychology in the Schools*, 39(4): 441-457.
- Khandker, S.R., Koolwal, G.B. y Samad, H.A. (2010): “Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices”. World Bank. Washington, D.C.

- Meyer, B.D. (1995): “Natural and Quasi-Experiments in Economics”, *Journal of Business & Economics Statistics*, 13 (2), 151-161.
- OCDE (1999): *Classifying educational programmes: Manual for ISCED-97 implementation in OECD countries*, Paris: OCDE.
- OCDE (2004): *Learning for tomorrow's world. First results from PISA 2003*, París: OCDE.
- OCDE (2005): *PISA 2003 Data Analysis Manual. SPSS users*. París: OCDE
- OCDE (2009): *PISA Data analysis manual. SPSS SECOND EDITION*. Paris: OCDE.
- OCDE (2010): *PISA 2009 Results: What Students Know and Can Do*, París: OCDE.
- OECD (2011): *How are school systems adapting to increasing numbers of immigrant students?. PISA IN FOCUS*, Paris: OECD.
- Puente, S. y Sánchez, P. (2010): “Evolución reciente de la población en España y proyecciones a corte y largo plazo”. *Boletín Económico*, Banco de España, 2:45-54.
- Ravallion, M. (2008): “Evaluating Anti-poverty Programs”. In *Handbook of Development Economics*, vol. 4, ed. T. Paul Schultz and John Strauss, 3787–846. Amsterdam: North-Holland.
- Roderick, M. (1994): “Grade retention and school dropout: Investigating the association”, *American Educational Research Journal*, 31 (4), 729-759.
- Rutkowski, L., González, E., Joncas, M. y Von Davier, M. (2010): “International Large-Scale Assessment Data: Issues in Secondary Analysis and Reporting”, *Educational Researcher*, 39 (2):142-151.
- Salinas, J. y Santín, D. (2012): “Selección escolar y efectos de la inmigración sobre los resultados académicos españoles en PISA 2006”, *Revista de Educación*, en prensa.
- Schlotter, M., Schwerdt, G. y Woessmann, L. (2011): “Econometric methods for causal evaluation of education policies and practices: a non-technical guide”. *Education Economics*, 19(2): 109-137.
- Schnepf, V.S. (2008): “Inequality of Learning amongst Immigrant Children in Industrialized Countries”. *IZA Discussion Paper 3337*.
- Turner, R. (2006): “El Programa Internacional para la Evaluación de los Alumnos (PISA). Una perspectiva general”. *Revista de Educación*, Madrid, nº extra.: 45-74.
- Zinovyeva, N., Felgueroso, F. y Vázquez, P. (2009): “Inmigración y resultados educativos en España”, *Efectos económicos de la inmigración en España. Jornadas sobre inmigración*, I Informe FEDEA, Madrid, Marcial Pons, pp. 139-178.

ANEXO I

Tabla 1: Porcentaje de inmigrantes residentes en España por CCAA

CC AA / Año	1999-00	2000-01	2001-02	2002-03	2003-04	2004-05	2005-06	2006-07	2007-08	2008-09	2009-10	2010-11
Andalucía	1,0	1,2	1,6	2,2	3,1	3,6	4,2	4,9	5,5	5,7	5,6	5,5
Aragón	1,0	1,6	2,9	4,8	6,3	7,3	8,7	10,2	11,9	13,0	12,7	12,4
Asturias	0,5	0,7	1,2	1,9	2,4	2,8	3,2	3,7	4,5	5,0	5,2	5,1
Baleares	3,2	4,1	5,8	8,2	10,1	11,1	12,3	13,5	14,4	15,5	16,2	15,6
Canarias	2,5	2,9	4,0	5,2	6,2	7,1	7,6	8,2	8,8	8,9	8,3	8,2
Cantabria	0,6	0,8	1,3	2,3	3,2	3,9	4,6	5,6	6,9	7,7	8,4	8,2
Castilla y León	0,8	1,0	1,6	2,5	3,2	4,1	4,8	6,0	7,0	7,6	7,9	7,8
Castilla-La Mancha	0,7	1,1	1,8	3,1	4,2	5,3	6,0	7,3	8,8	9,4	9,3	9,2
Cataluña	2,0	2,5	3,6	5,3	7,4	8,7	10,2	11,3	12,3	13,3	13,1	13,0
Com. Valenciana	1,4	2,1	3,4	5,5	7,6	8,8	9,9	11,1	12,1	12,5	11,5	11,1
Extremadura	0,5	0,7	1,0	1,3	1,6	1,8	2,1	2,5	2,9	3,3	3,4	3,4
Galicia	0,4	0,6	0,9	1,4	1,7	1,9	2,4	2,8	3,1	3,5	3,6	3,6
Madrid	3,2	4,4	6,2	8,8	10,3	10,7	11,5	12,4	14,1	13,8	13,8	13,4
Murcia	1,2	1,9	3,5	5,8	7,7	8,9	10,4	11,2	12,6	12,2	12,2	12,0
Navarra	1,2	2,3	4,3	6,5	8,0	8,7	9,2	10,2	10,5	10,7	10,6	10,3
País Vasco	0,7	1,0	1,4	2,0	2,6	3,3	4,1	4,8	5,6	6,2	7,0	6,9
La Rioja	1,2	2,0	3,6	6,2	8,2	9,6	11,2	12,9	15,1	15,8	17,2	16,5
Ceuta	0,2	0,3	0,9	0,9	1,2	1,5	1,6	1,6	2,1	2,3	3,5	3,3
Melilla	3,5	3,1	4,7	3,8	6,5	4,8	5,2	5,2	6,2	6,0	8,3	8,0
TOTAL	1,5	2,0	3,0	4,4	5,7	6,5	7,4	8,4	9,4	9,8	9,7	9,5

Fuente: Ministerio de Educación