

4. CRISIS, IGUALDAD DE OPORTUNIDADES Y RESULTADOS EDUCATIVOS EN ESPAÑA: UNA VISIÓN RETROSPECTIVA DESDE PISA 2012

JOSÉ GARCÍA MONTALVO

Universidad Pompeu Fabra e ICREA-Academia

4. CRISIS, IGUALDAD DE OPORTUNIDADES Y RESULTADOS EDUCATIVOS EN ESPAÑA: UNA VISIÓN RETROSPECTIVA DESDE PISA 2012

José García Montalvo

Universitat Pompeu Fabra e ICREA-Academia

INTRODUCCIÓN

El objetivo fundamental de los estudios PISA es comparar los resultados de los alumnos de 15 años en tres disciplinas fundamentales entre diferentes países para intentar obtener indicaciones sobre los factores determinantes de dichos resultados comparativos. La mayoría de los estudios académicos también se centran en analizar los factores que explican las diferencias en los resultados de los estudiantes entre países, bien usando variables macroeconómicas o utilizando las diferencias en las medias obtenidas a partir de los datos micro de PISA. Ejemplos recientes se pueden encontrar en Fuchs (2004), Ammermueller (2007), Deutsch y Silber (2010), Zhang y Lee (2011) o Boulhol y Sicari (2013).

Sin embargo los datos de PISA acumulan cinco oleadas de información con la disponibilidad de PISA 2012. Por tanto la comunidad científica empieza a disponer de una serie temporal con suficientes años como para permitir un análisis de cambios en el tiempo. Ciertamente la información de PISA no se puede utilizar para extraer conclusiones causales puesto que se trata de datos observacionales. No obstante la disponibilidad de cinco oleadas de información mejora la posibilidad de extraer enseñanzas interesantes de la evolución temporal de los indicadores de resultados y su relación con los factores económicos, estructura de la enseñanza, recursos disponibles, etc. Recientemente la OCDE (2010c) realizó un estudio comparativo, básicamente descriptivo, de los resultados de PISA 2000 versus PISA 2009 en lectura utilizando la posibilidad de compara estos dos estudios por motivos metodológicos que se comentarán con

posterioridad. En la literatura académica existen algunos ejemplos de comparaciones intertemporales de los resultados de PISA, normalmente asociados con una descomposición de las diferencias temporales¹.

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la relación entre el nivel socioeconómico y los resultados de los alumnos en el caso español. En el momento de realizar este trabajo están disponibles únicamente los datos españoles y, por tanto, si se realiza alguna comparación con datos internacionales con un objetivo contextualizador, se referirá a las oleadas anteriores. Desde la realización del último PISA se ha producido un hecho muy importante: la agudización de la crisis económica ha provocado un proceso de reducción de los presupuestos públicos que ha afectado a todos los sectores, incluyendo entre los mismos la educación. El objetivo específico de este trabajo es analizar todas las dimensiones posibles de la igualdad de oportunidades y su impacto sobre los resultados de PISA para determinar si el efecto de la consolidación fiscal sobre los recursos disponibles ha tenido alguna influencia en dicha relación.

LA COMPARACIÓN TEMPORAL DE LOS RESULTADOS DE PISA: UN EJERCICIO COMPLEJO

En principio podría pensarse que comparar los resultados de los diferentes estudios PISA en el tiempo consiste simplemente en derivar sus medias y calcular su evolución en el tiempo. Desafortunadamente el ejercicio no es tan simple. En primer lugar el estudio PISA tiene en cada oleada un tema principal (“full assessment”) aunque se realicen pruebas para las tres disciplinas (lectura, matemáticas y ciencias) en cada oleada. El cuestionario del tema principal es tratado con profundidad y recoge gran cantidad de subapartados clasificados por campos específicos. Los campos secundarios en cada oleada tienen un cuestionario menos detallado y que no recorre todos los subcampos con profundidad. Los campos principales de cada oleada aparecen reflejados en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Materias principales en cada oleada

2000	Lectura
2003	Matemáticas
2006	Ciencias
2009	Lectura
2012	Matemáticas

¹ Barrera-Ororio et al. (2011) presentan un ejemplo reciente de descomposición Oaxaca-Blinder de los resultados de matemáticas en Indonesia entre 2003 y 2009.

El segundo problema, relacionado con el anterior, es la necesidad de la existencia de un “full assessment” de la materia para que se pueda establecer alguna comparabilidad con los siguientes PISA. Para que se pueda realizar una medida estadísticamente adecuada del cambio en la puntuación de una determinada materia entre diferentes estudios PISA es necesaria la existencia de ítems comunes en cada cuestionario. Esto solo es posible después del primer “full assessment” y es bastante complicado cuando no se comparan dos años donde se ha producido un “full assessment” de la misma materia. Por ejemplo los resultados del PISA 2000 en el campo de matemáticas no son comparables con los de 2006 ni 2009 ni 2012 puesto que el primer “full assessment” no se produjo hasta 2003. La comparación estadísticamente más adecuada de la materia de matemáticas, principal en PISA2012, se produce en relación a 2003. Por tanto podemos establecer tres categorías de comparaciones temporales: comparaciones no adecuadas por producirse entre un año anterior a un “full assessment” y un año posterior (o entre dos años anteriores a un “full assessment” como en el caso de ciencias en 2000 y 2003); las comparaciones entre años posteriores a un “full assessment”; las comparaciones más adecuadas que se producen cuando se realizan utilizando dos años donde la materia ha sido principal.

El índice de adecuación depende del número de ítems que pueden ser enlazar entre cuestionarios de diferentes años. Por ejemplo, en lectura se pueden enlazar 39 ítems entre el cuestionario de 2000 y el de 2009 del total de 101 ítems del cuestionario de 2009². Sin embargo los enlaces en los ciclos intermedios (2003, 2006 y 2009) solo alcanzan a 26 ítems³. Esto significa, por tanto, que al realizar inferencia respecto al cambio de la puntuación entre dos oleadas de PISA es necesario considerar no solo el error muestral de la estimación sino también la estimación del error de enlace (“linking error”)⁴. OCDE (2010, c) presenta los errores de enlace en la escala PISA para comparaciones de parejas de oleadas. Nótese que en las siguientes páginas no se puede considerar el error de enlace cuando se hable de la comparación de las diferencias en matemáticas puesto que no se ha presentado todavía los errores de enlace entre 2003 y 2012 para matemáticas⁵.

Teniendo en cuenta las precisiones anteriores es posible comenzar a presentar comparaciones en el tiempo. El Cuadro 2 presenta la evolución temporal de los resultados en los tres campos desde el año 2000. En rojo aparecen señalados los años en los que la materia fue principal y en azul los años anteriores al primer “full assessment”.

² OCDE (2010, c), pag. 112-113.

³ Originalmente 28 ítems pero finalmente se consideraron solo 26 pues los otros dos fueron considerados insatisfactorios estadísticamente.

⁴ Gebhardt y Adams (2007) discuten diferentes procedimientos de enlace de los ítems de distintas oleadas y como dichos procedimientos producen tendencias que, en algunos países, pueden ser algo distintas en función del método elegido. Las diferencias para el caso español reportadas por Gebhardt y Adams (2007) son poco relevantes.

⁵ En cualquier caso los errores de enlace reportados en OCDE (2010, c) muestran que el campo de las matemáticas es el que presenta, con diferencia, menores errores. En general los errores de enlace en matemáticas son una tercera parte de los que aparecen en lectura.

Cuadro 2. Evolución temporal de los resultados de PISA de los alumnos españoles

	Lectura	Matemáticas	Ciencias
2000	492.55	476.3	490.93
<i>sd</i>	3.06	3.12	2.95
2003	480.53	485.1	487.09
<i>sd</i>	2.6	2.4	2.61
2006	460.83	479.95	488.42
<i>sd</i>	2.23	2.33	2.56
2009	481.04	483.49	488.25
<i>sd</i>	2.02	2.1	2.05
2012	487.93	484.31	496.44
<i>sd</i>	1.9	1.89	1.82

El Cuadro 2 muestra que en 2012 se ha producido una recuperación en lectura y ciencias respecto al nivel de 2009. De hecho en el caso de ciencias la puntuación media es la mejor desde el comienzo de los estudios PISA aunque, estrictamente hablando se debería señalar que es mejor que la primera comparable (PISA 2006). En matemáticas prácticamente no se ha producido ningún cambio. El Cuadro 3 muestra los cambios en las puntuaciones en las oleadas y materias en las que dicha comparación es adecuada. Tanto en lectura como en ciencias se han producido avances desde el último estudio (PISA 2009) aunque en lectura el cambio no es estadísticamente significativo⁶. El cambio importante en ciencias se ha producido en el estudio de 2012 que ha elevado significativamente la media tanto frente a 2006 como frente a 2009.

⁶ La diferencia es significativa teniendo en cuenta el error muestral pero no cuando se considera también el "linking error".

Cuadro 3. Cambios en las puntuaciones medias de los resultados de PISA en España

Cambios	Lectura	Matemáticas	Ciencias
2000-2012	-4.6	nc	nc
2000-2009	-11.5	nc	nc
2003-2012	7.4	-0.8	nc
2006-2012	27.1	4.4	8.0
2009-2012	6.9	0.8	8.2

Nota: en negrita las diferencias significativas. Nc: no comparable

Obviamente las diferencias que aparecen en el Cuadro 3 se refieren a periodos de tiempo que no son homogéneos puesto que el objetivo es comparar oleada donde dicha comparación sea adecuada. Por este motivo el Cuadro 4 presenta una estimación de las tendencias entendidas como el cociente entre la diferencia de varios años y el número de años transcurridos entre las dos oleadas. Las conclusiones son similares a las observadas en el Cuadro 3. Se observa una clara recuperación de los resultados en lectura y una mejora significativa en ciencias entre 2009 y 2012.

Cuadro 4. Tendencia en los resultados

Tendencia Anualizada			
2000-2012	-0.39	nc	nc
2000-2009	-1.28	nc	nc
2003-2012	0.82	-0.09	nc
2006-2012	4.52	0.73	1.34
2009-2012	2.30	0.27	2.73

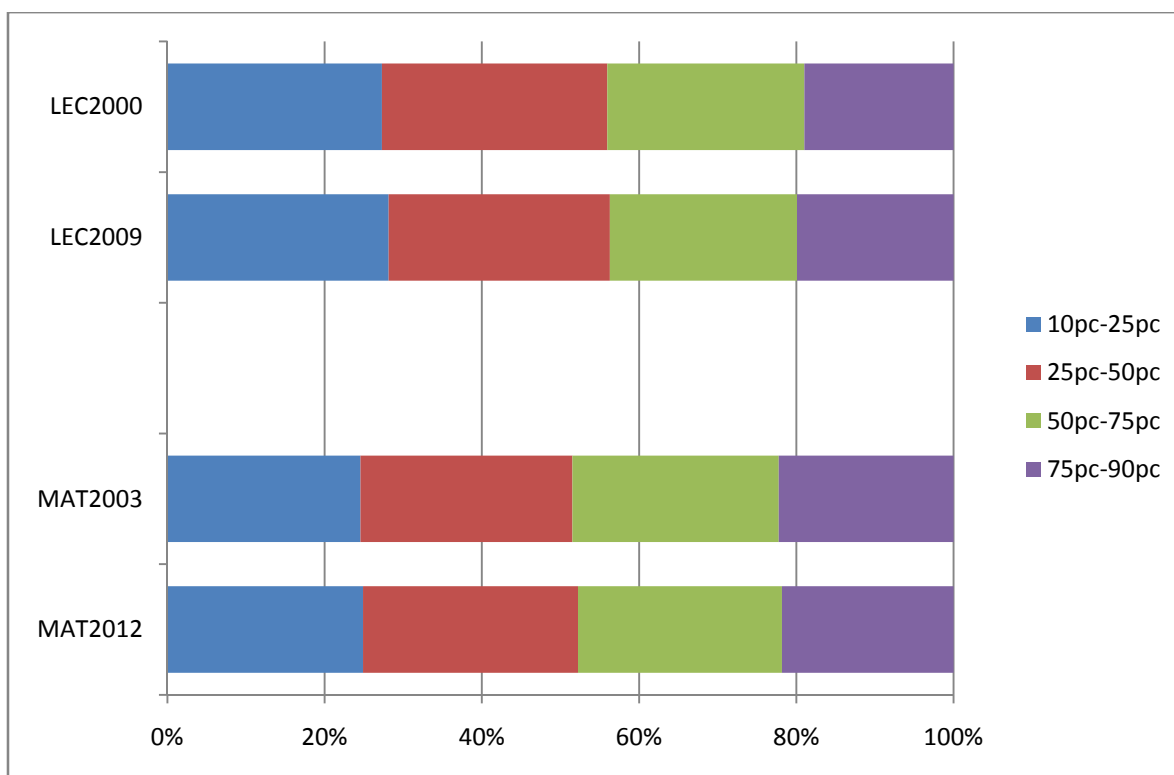
Otra forma de mirar a los resultados comparados es analizar con más detalle la distribución de las puntuaciones y no solo las medias. El Cuadro 5 presenta la evolución de la puntuación media para cinco percentiles en las dos materias que ya cuentan con dos años de comparación como materia principal.

Cuadro 5. Evolución de las medias por percentiles

Percentil	Matemáticas	Lectura	Diferencias corte transversal	
	2012	2009	2012	2009
10	378.8	364.5		
25	435.8	428.8	57	64.3
50	498.4	493.1	62.6	64.3
75	557.8	547.5	59.4	54.4
90	607.8	593	50	45.5
	2003	2000	2003	2000
10	384.2	379.3		
25	438.2	438.4	54	59.1
50	497.5	500.5	59.3	62.1
75	555.2	554.8	57.7	54.3
90	604.1	595.9	48.9	41.1
	Diferencias temporales			
10	-5.4	-14.8		
25	-2.4	-9.6		
50	0.9	-7.4		
75	2.6	-7.3		
90	3.7	-2.9		

Respecto a la distribución de las puntuaciones a lo largo del tiempo en el tratamiento de las materias que son principales en dos oleadas (lectura y matemáticas) se observa que la diferencia entre el percentil 10 y el 90 ha aumentado en 11,9 y 9,1 puntos respectivamente. También la ratio de la puntuación del percentil 90 sobre el percentil 10 ha aumentado pasando de 1,57 (igual para matemáticas y lectura en el primer año de materia principal) a 1,62 y 1,60 respectivamente en el segundo año. La interpretación de los percentiles es más sencilla en matemáticas, donde la media casi no ha cambiado, que en lectura, donde la media entre 2000 y 2009 había caído significativamente. Para facilitar la interpretación la Figura 1 incluye la proporción del cambio total que supone la variación entre dos percentiles consecutivos. El gráfico muestra que no ha existido tampoco un cambio significativo de la distribución de las puntuaciones en matemáticas entre 2003 y 2012.

Figura 1. Cambio en la media por percentiles sobre el cambio total



EVOLUCIÓN DEL ESTATUS SOCIOECONÓMICO

Una de las características más importantes de un sistema educativo es su capacidad para general igualdad de oportunidades. Es bien conocido a partir de numerosas investigaciones que existe una relación clara entre resultados de los estudiantes y origen socio-económico. Esta relación puede tener diferentes explicaciones. La disponibilidad de más recursos puede permitir que el estudio y la formación sean más provechosos. Unos padres con niveles de estudios superiores pueden tener más clara la importancia de la educación en el bienestar futuro de sus hijos y, por tanto, invertir más tiempo en la educación de sus hijos. Reardon (2011) señala que entre 1980 y 2010 la diferencia entre las puntuaciones de estudiantes de familias en el 10% de la distribución de la renta y los que están en el 90% ha aumentado un 40% frente a los 20 años anteriores. En 2010 la diferencia en el SAT⁷ entre estos dos grupos de estudiantes alcanzó los 125 puntos frente a los 90 puntos de los años 80. Esto es casi el doble de los 70 puntos de diferencia que existen entre blancos y afroamericanos. El aumento de esta diferencia no se produce por la caída de las puntuaciones de los estudiantes de menor nivel socioeconómico. Al contrario, en este grupo los estudiantes de nueve años tienen los conocimientos que sus padres tenían a los 11 años. Reardon (2011) señala que la diferencia se produce fundamentalmente por que los estudiantes que provienen de familias de mayor nivel

⁷ El SAT (Scholastic Assessment Test) es la prueba estandarizada por la mayoría de las universidades norteamericanas en el proceso de admisión.

socioeconómico entran en el parvulario con un nivel muy superior a los estudiantes de familias de menor estatus socioeconómico. Este autor concluye que las causas son fundamentalmente un ambiente familiar más estable y padres más conscientes de la creciente importancia de la educación en el futuro profesional. Esto produce una inversión superior en tiempo de los padres, que en muchas ocasiones hacen de tutores académicos, y además tienen la capacidad económica para acceder a mejores guarderías y parvularios.

Los estudios PISA permiten analizar la influencia del nivel socioeconómico de la familia sobre los resultados de los hijos. El análisis de la evolución temporal de dicha relación permite valorar hasta qué punto ha cambiado la importancia del origen socioeconómico en la explicación del cambio en las puntuaciones de las pruebas cognitivas. PISA utiliza como indicador de nivel socioeconómico familiar el denominado Índice de Estatus Económico, Social y Cultural (ESCS en sus siglas inglesas). Este indicador combina información de la educación y la ocupación de los padres con indicadores de posesiones del hogar⁸. El índice se deriva de tres variables: el llamado ISEI o índice de estatus de la ocupación (el mayor del padre y de la madre); el nivel de educación del padre o de la madre (el que sea mayor) utilizando la transformación a partir de los años de educación; y el índice de posesiones familiares obtenido a partir de integrar diferentes activos familiares (tener habitación propia, acceso a internet, un sitio silencioso para estudiar, número de teléfonos, televisiones, ordenadores, coches, libros, etc.)⁹. El ESCS se obtiene a partir de los pesos del primer componente principal y se normaliza para tener una media de 0 y una desviación estándar de 1 para el conjunto de países de la OCDE. Formalmente el ESCS se define como:

$$ESCS = \frac{\gamma_1 HISEI + \gamma_2 PARED + \gamma_3 HOMEPOS}{\omega}$$

Donde HISEI es el nivel ocupacional más alto de padre o madres; PARED es el nivel educativo más alto de padre o madre; y HOMPOS es un índice de posesiones familiares. ω representa el valor propio del primer componente principal. El Cuadro 6 muestra los pesos de los factores y los índices de fiabilidad para España y el conjunto de la OCDE. La fiabilidad es elevada en todos los casos y muy similar en el caso español al del resto de países de la OCDE

⁸ Desafortunadamente PISA no pregunta por el nivel de renta de la familia. El ESCS para el año 2000 fue calculado con posterioridad a la disponibilidad inicial de la base de datos de 2000 y utilizó cinco indicadores: mayor ISEI, mayor nivel educativo y tres índices de posesiones (físicas, culturales, y educativas).

⁹ El índice de fiabilidad del constructo a partir de los 13 ítems de posesiones era del 0,7 en el caso español y del 0,71 para el conjunto de la OCDE (OECD 2012).

Cuadro 6. “Factor loadings” y fiabilidad del ESCS

	HISEI	PARED	HOMEPOS	Fiabilidad
2003				
España	0.82	0.79	0.75	0.69
OCDE	0.81	0.8	0.76	0.69
2006				
España	0.84	0.82	0.7	0.69
OCDE	0.81	0.79	0.72	0.67
2009				
España	0.84	0.82	0.68	0.71
OCDE	0.8	0.79	0.7	0.65

El Cuadro 7 muestra la evolución del ESCS en el caso español desde el primer estudio PISA. En primer lugar es importante notar que la media es negativa por lo que podemos afirmar que el estatus socioeconómico de los alumnos españoles es menor que el de la media de la OCDE, que por construcción es 0. Sin embargo se observa un aumento del ESCS en el tiempo desde el -0.56 del año 2000 hasta el -0.19 de 2012. Esto significa que los datos españoles se aproximan a la media de la OCDE en términos del ESCS. La varianza del ESCS también ha disminuido en el tiempo siendo cada vez más similar a la media de la OCDE. La mejora del ESCS a lo largo del tiempo está más relacionada con la mejora del nivel educativo de las familias que con la mejora en la ocupación del padre o la madre (HISEI o índice ocupacional más alto del padre o la madre). En concreto los años medios de educación del padre más formado, o de la madre (MNEDUC), han aumentando en casi tres años entre 2000 y 2012¹⁰.

¹⁰ En 2000 la clasificación de niveles educativos era algo diferente a la utilizada en los estudios PISA posteriores. Para hacer compatible la correspondencia entre años de educación y niveles del ISCED de 2000 se ha tomado la media del nivel 5A y 5B.

Cuadro 7. Evolución de los indicadores relacionados con el estatus socioeconómico en España

	ESCS		HISEI	HNEDUC	MNEDUC
	Media	Varianza	Media	Media	Media
2000	-0.56	1.12	45	9.26	8.13
<i>sd</i>	0.05	0.02	0.62	0.14	0.16
2003	-0.28	1.08	44.29	10.68	9.28
<i>sd</i>	0.03	0.01	0.57	0.15	0.17
2006	-0.29	1.08	44.94	10.91	9.5
<i>sd</i>	0.03	0.01	0.44	0.11	0.13
2009	-0.31	1.09	45.85	11.91	10.65
<i>sd</i>	0.03	0.01	0.47	0.1	0.11
2012	-0.19	1.05	46.94	12.06	10.87
<i>sd</i>	0.02	0.01	0.49	0.08	0.1

Sin embargo la comparación en el tiempo del ESCS es complicada por dos motivos. Los índices escalados como el ESCS tienen una media 0 y una varianza 1 entre los países de la OCDE en cada oleada. Por este motivo los indicadores escalados no son directamente comparables pues están en escalas diferentes en cada oleada. Este procedimiento debe aplicarse a todas las oleadas pero dado que la comparación se centra en 2003 y 2012 se ha utilizado el recalcu- lo que ha realizado la OCDE para el año 2003 reescalado para que sea comparable a 2012. En principio este primer factor no es demasiado relevante.

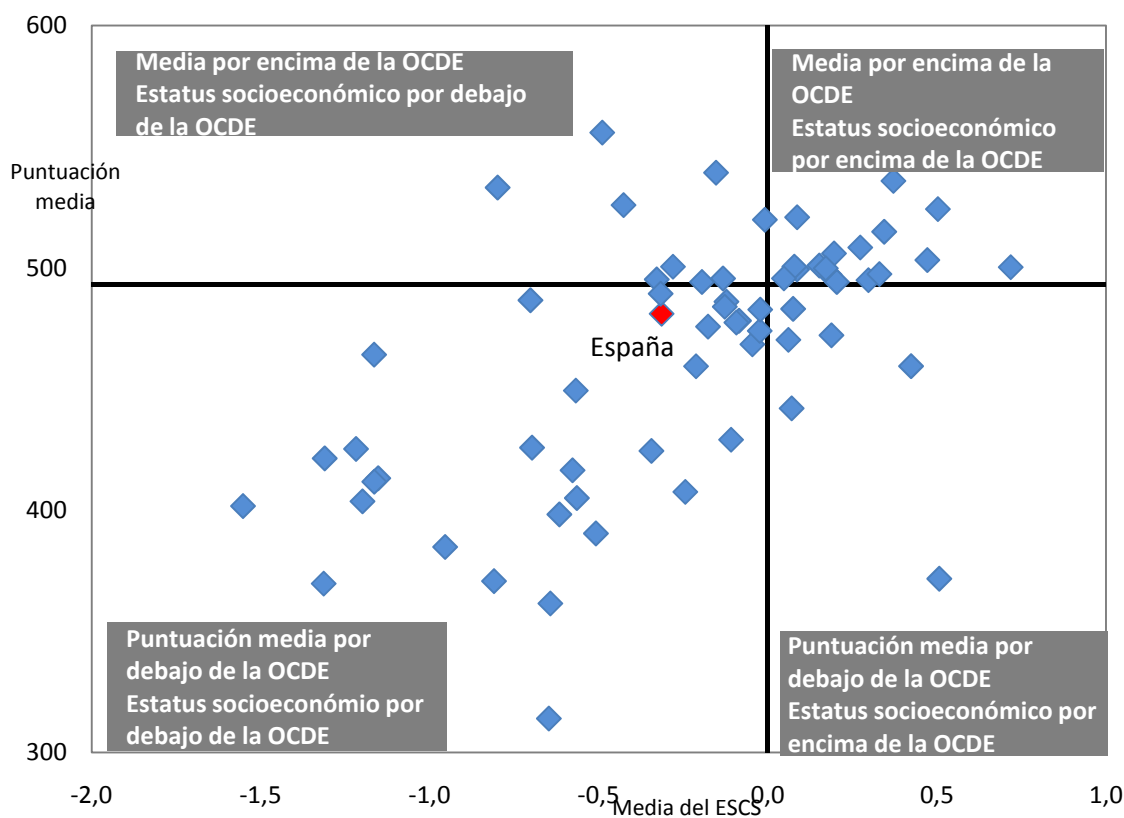
Sin embargo en 2012 se ha producido un hecho muy relevante para la adecuada comparación del ESCS de 2003 y 2012. La codificación del HISEI (ocupación de los padres) se basaba anteriormente en el ISCO-88 (International Classification of Occupations 1988) y en 2012 se ha utilizado el ISCO-08 lo ha supuesto la actualización del índice socioeconómico internacional (ISEI) al ISEI-08.

Una vez realizado el reescalado la media del ESCS para los estudiantes españoles participantes en el PISA 2003 es -0.51 ($sd=0.04$). El nuevo indicador ESCS_A, actualizado o reescalado, tiene una correlación de 0.95 con el ESCS_O (original). Sin embargo la media es muy inferior y el rango de variación es superior en es ESCS_O. Este nuevo cálculo del ESCS para 2003 tiene consecuencias muy importantes en los resultados como se comentará con posterioridad.

Como viene señalando la literatura educativa desde hace muchos años, en PISA también se observa una relación positiva entre puntuación y estatus socioeconómico. La Figura 2 muestra la relación entre la puntuación media obtenida en la prueba de lectura de PISA 2009 y el índice medio ESCS de cada país. La intensidad de la relación entre puntuación y estatus

socioeconómico mide hasta que punto un sistema educativo es capaz de mejorar con éxito la igualdad de oportunidades. Se puede observar que existe una relación positiva evidente entre puntuación y estatus socioeconómico para el conjunto de países que participan en PISA¹¹. España aparece en el cuadrante que indica un nivel socioeconómico inferior a la media y unas puntuaciones también inferiores a la media. Sin embargo en virtud de multitud de indicadores sabemos que España presenta un sistema educativo donde la influencia del nivel socioeconómico es inferior a mucho otros países y, adicionalmente, la varianza entre escuelas es una de las menores de todos los países lo que indica que la mayoría de la dispersión de las puntuaciones se produce dentro de cada escuela para diferentes niveles socioeconómicos. Por ejemplo, la pendiente del gradiente socioeconómico (relación entre puntuación y ESCS) era 38 en la media de la OCDE para la prueba de lectura de 2009. Esto quiere decir que un aumento en una desviación estándar del ESCS aumenta la puntuación en 38 puntos. En España este gradiente era menor, de 29 puntos. Solo Islandia y México tienen un gradiente inferior. Los países escandinavos, considerados como ejemplo de igualdad de oportunidades educativas, tenían todos gradientes mayores: Finlandia se sitúa en 31; Noruega en 36 y Suecia alcanza los 43 puntos.

Figura 2. Puntuación media y estatus socioeconómico. Lectura 2009



Fuente: OCDE (2010a)

¹¹ Un gráfico con idénticas características se conseguiría en cualquier año y para cualquiera de las áreas.

En las siguientes páginas el objetivo será analizar la evolución en el tiempo de diferentes indicadores de la relación entre el nivel socioeconómico y puntuaciones.

NIVEL SOCIOECONÓMICO Y RESULTADOS DE PISA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN

La influencia del nivel socioeconómico familiar en los resultados cognitivos de los estudiantes es una preocupación fundamental desde el Informe Coleman (1966). Recientemente la OCDE dedicó el volumen II de los resultados de PISA 2009 a analizar detalladamente el efecto del estatus socioeconómico sobre los resultados de PISA en la muestra de países que participa en el estudio (OCDE 2010a). Existen también muchos estudios académicos que vinculan los resultados en pruebas cognitivas con el estatus socioeconómico de los padres del estudiante o la media del estatus de los padres del colegio¹².

En este apartado se presenta una visión general de la evolución de la intensidad de la relación entre las puntuaciones en 2012 y el nivel socioeconómico de las familias españolas. Para poder comparar con los estudios de la OCDE es razonable utilizar el indicador sintético ESCS que, como hemos visto, tiene buenos niveles de fiabilidad y una elevada correlación con otros factores determinantes del nivel socioeconómico de la familia. En primer lugar vale la pena presentar una visión descriptiva y general de la relación utilizando la aproximación a la equidad que utiliza PISA y que se basa en cinco indicadores básicos: intensidad de la relación, pendiente, altura, longitud y linealidad. En términos econométricos estos conceptos se pueden traducir en R^2 ("strength"), coeficiente de la variable ESCS ("slope"), ordenada en el origen frente a media ponderada ("dif.height"), intervalo intercuartílico 5%-95% del ESCS ("length") y pendiente del cuadrado de ESCS. El Cuadro 8, referido en su totalidad a la comparación entre 2003 y 2012 en la prueba de matemáticas, muestra que el coeficiente de determinación se ha incrementado entre 2003 y 2012¹³. Por tanto la capacidad explicativa del nivel socioeconómico ha aumentado¹⁴. El Cuadro 8 también muestra que la pendiente de la relación ha aumentado, siendo la diferencia estadísticamente significativa¹⁵ ($t=4,2$). Igualando a todos los estudiantes al nivel medio de ESCS¹⁶, que después del recentrado es 0, se observa una puntuación 3,1 puntos superior a la media no condicionada en 2003 y 3,3 puntos superior a la media no

¹² Por ejemplo Caldas y Bankston (1997).

¹³ Utilizando el ESCS original de 2003 no existe ningún cambio en la capacidad explicativa de esta variable.

¹⁴ En términos de comparación internacional la capacidad explicativa del ESCS en el caso español siempre ha estado por debajo de la media de la OCDE lo que indica que el nivel socioeconómico tenía menor capacidad explicativa de las puntuaciones en España que en el resto de la OCDE.

¹⁵ Si se utiliza el ESCS original también aparece una diferencia positiva aunque no es estadísticamente significativa.

¹⁶ Como se ha señalado anteriormente la media del ESCS es inferior a 0 en el caso español. Por este motivo se ha procedido a recentrar en 0 la media con los datos españoles.

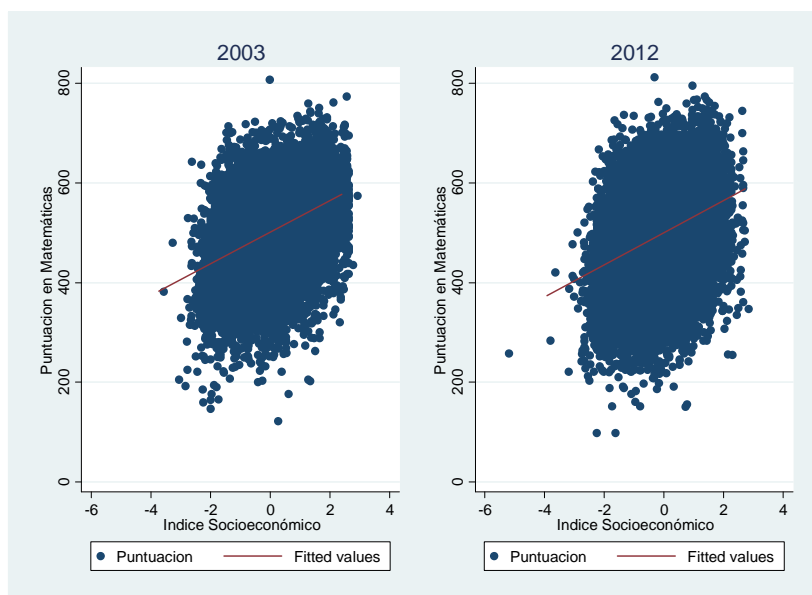
condicionada en 2012. El intervalo intercuartílico 5%-95% del ESCS representa en España 3,2 desviaciones estándar del ESCS y no ha sufrido variación desde 2003¹⁷. Por último el coeficiente del cuadrado de ESCS cuando se introduce en una regresión, no resultaba significativo ni en 2003 ni en 2012. Esto significa que el gradiente se mantiene constante a medida que aumenta el nivel socioeconómico¹⁸.

Cuadro 8. Indicadores simples para España

		2003	2012
R2	"Strength"	12.6	15.8
Pendiente	"Slope"	27.3	33.8
Constante	"Dif.Height"	3.1	3.6
	"Lenght"	3.2	3.2
Linealidad		-0.5	-0.3

La Figura 3 muestra la relación entre puntuaciones en la prueba de matemáticas y ESCS y confirma visualmente una pendiente muy similar en 2003 y 2012. La densidad de puntos es superior en 2012 por considerar un mayor número de observaciones pero la pendiente es prácticamente idéntica.

Figura 3. Relación entre puntuación en matemáticas y ESCS: España 2003-2012



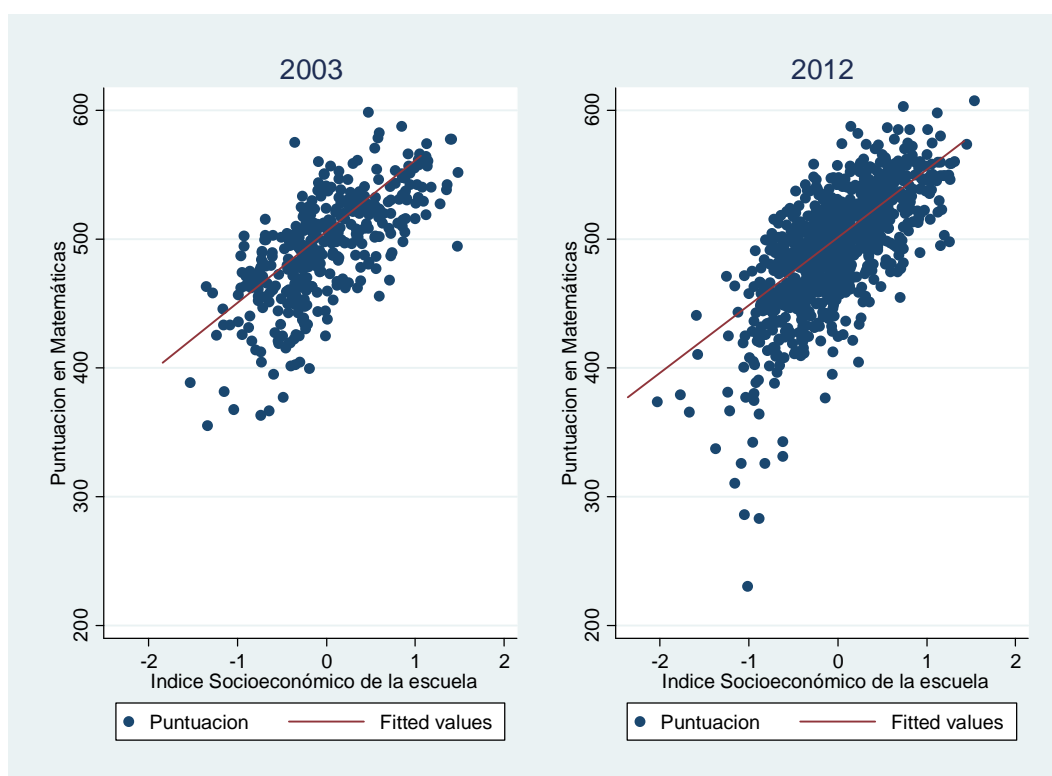
¹⁷ Nótese que en términos de comparación internacional en este indicador España está por encima de la media que suele ser 2,3 desviaciones estándar.

¹⁸ En el conjunto de países de la OCDE la relación entre ESCS y las puntuaciones también es básicamente lineal.

La Figura 3 muestra lo que podemos denominar efecto total de estatus socioeconómico para los resultados de matemáticas en 2003 y 2012. El mismo cálculo se podría hacer para todos los años y áreas de las pruebas¹⁹.

Es evidente los resultados de los alumnos en las pruebas PISA se ven influidos por su nivel socioeconómico, pero también por el nivel de la escuela a la que asisten. La existencia de “peer effects” y la posibilidad de aportar mayor financiación para la mejora de los inputs con los que cuenta la escuela implican que los alumnos cuyos compañeros tienen un nivel socioeconómico más alto también tendrán una puntuación más alta. La Figura 4 muestra la relación entre las puntuaciones medias en matemáticas y el índice socioeconómico medio de las escuelas para los datos españoles de PISA 2003 y 2012. La pendiente es similar en ambos años.

Figura 4. Puntuaciones medias por escuela e índice ESCS medio del centro



El efecto intra y entre escuelas del nivel socioeconómico sobre las puntuaciones es otro indicador interesante y también evoluciona en el tiempo. La pendiente intra-escuela refleja la diferencia en la predicción de la puntuación de dos estudiantes de la misma escuela que tienen una diferencia de una desviación estándar en su origen socioeconómico. La pendiente entre-escuelas refleja la diferencia en la predicción de la puntuación entre dos estudiantes que tienen el mismo nivel socioeconómico pero que van a dos escuelas donde la media del estatus

¹⁹ En este caso al estar considerando la relación entre dos variables que se miden con el mismo instrumento es menos importante que los enlaces entre oleadas de la misma materia sean más o menos precisos. Los gráficos muestran el coeficiente de la regresión utilizando los pesos finales de los estudiantes como factor de ponderación.

socioeconómico de sus compañeros se diferencia en una desviación estándar²⁰. El Cuadro 9 presenta los resultados de los tres estimadores. En el mismo se comprueba que tanto el estimador intra-escuelas como el estimador entre-escuelas han sufrido pequeños incrementos desde el primer punto de comparación pero en ningún caso el cambio es significativo. El Cuadro 9 considera los dos periodos relevantes para las materias de matemáticas y lectura (los dos que ya han tenido dos “full assessments” desde el comienzo de los estudios PISA). El Cuadro 9 también muestra que el efecto entre escuelas es más importante en 2003.

Cuadro 9. Efecto total, intra y entre centros del nivel socioeconómico

	Efecto total	Intra	Entre
LEC2000	28	18	23
LEC2009	29	21	25
MAT2003	27	22	29
MAT2012	33	26	25

Es interesante notar en este punto que mientras el estimador intra-escuelas en el caso español es similar al obtenido para la media de la OCDE en los estudios anteriores, el estimador entre escuelas es muy inferior (en lectura es casi una tercera parte del estimador en el caso de la muestra española). Por tanto, dos alumnos con el mismo nivel socioeconómico que van a diferentes escuelas presentan diferencias en puntuaciones muy superiores en la media de la OCDE. Por ejemplo en 2009 el estudiante que fuera a una escuela cuyos estudiantes tuvieran un nivel socioeconómico medio que superara la media de las escuelas en una desviación estándar tendría en la OCDE una puntuación 61 puntos superior al estudiante que asiste al otro colegio a pesar de que ambos tienen el mismo nivel socioeconómico. En España la diferencia sería tan solo de 25 puntos.

Las Figuras 5 y 6 permiten calibrar la importancia del “shrinking” que se produce respecto a los coeficientes calculados mediante regresiones para las puntuaciones de matemáticas durante 2003 y 2012. El eje de las Y muestran la mejor predicción insesgada (BLUP) del modelo multinivel y el eje de las X el coeficiente de la regresión. El encogimiento respecto al uso de una regresión simple es mayor cuanto menor es la varianza entre-centros y, por tanto, en el caso español es relevante.

²⁰ La desviación intra y entre escuelas se calcula con un modelo de regresión de dos niveles donde la materia puntuada es función del nivel socioeconómico del estudiante y de la media del nivel socioeconómico de los estudiantes de la escuela. El estimador intra se obtiene como la pendiente para la variable ESCS mientras que el estimador entre-escuelas se obtiene del coeficiente de la media del ESCS a nivel de cada colegio.

Figura 5. "Shrinkage" asociado al uso de un modelo multinivel

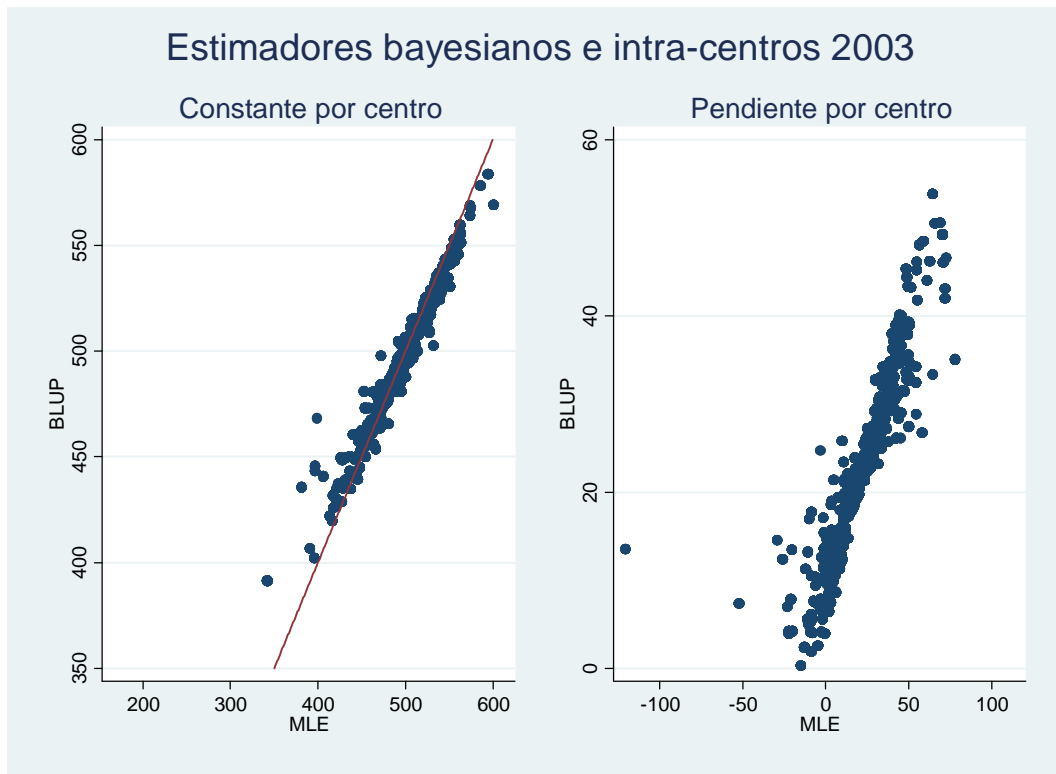
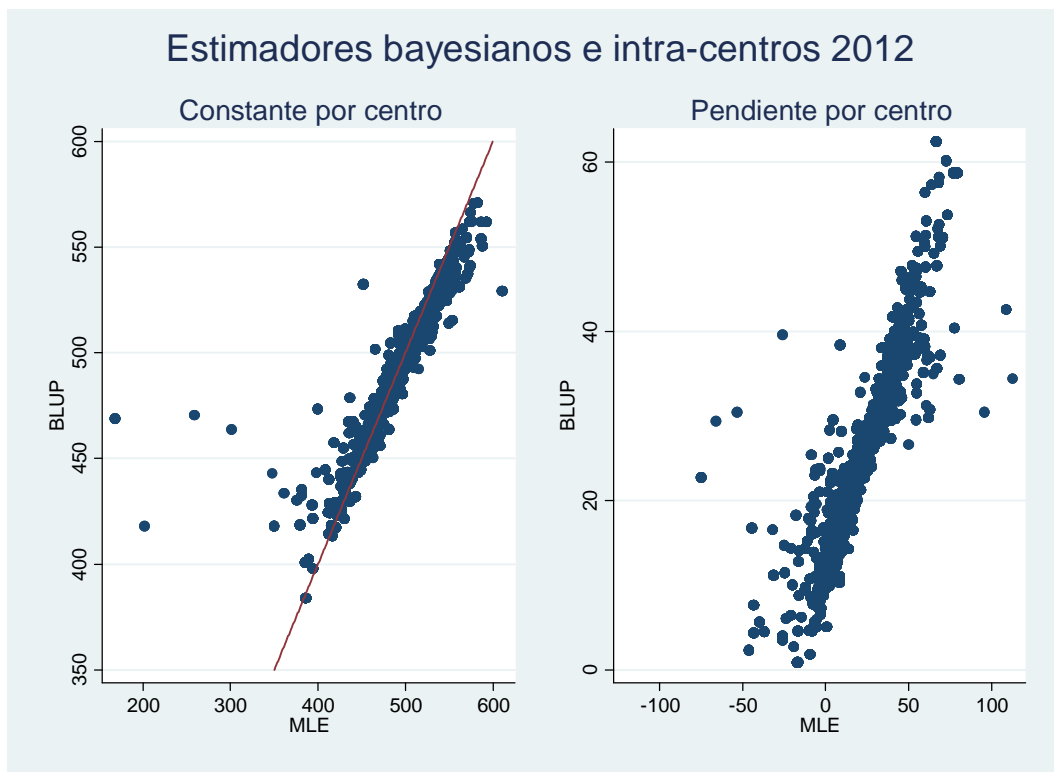
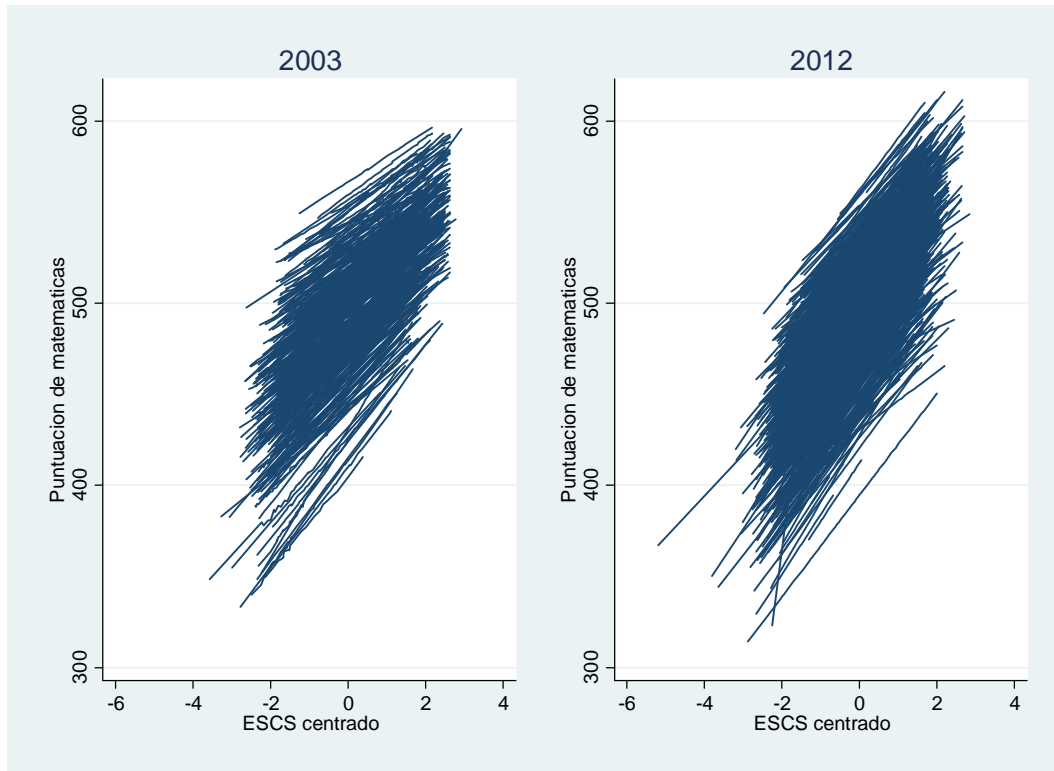


Figura 6. "Shrinkage" asociado al uso de un modelo multinivel



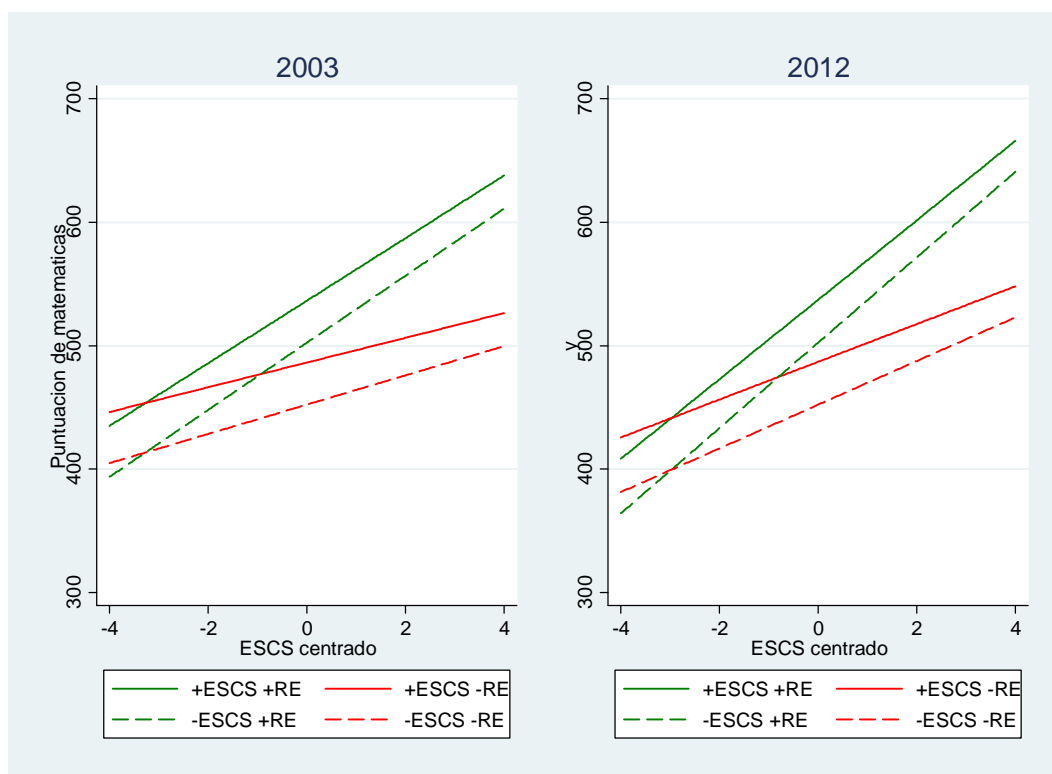
La Figura 7 muestra los gráficos “espagueti” para la relación entre puntuación en matemáticas y estatus socioeconómico en 2003 y 2012. Las diferencias entre escuelas no cambian con el estatus socioeconómico de los estudiantes pues las líneas son básicamente paralelas. Esto significa que se produce la misma diferencia entre escuelas para niveles bajos de ESCS que para niveles altos de ESCS. El resultado es coincidente en ambos años y no se observan cambios.

Figura 7. Gráficos “espagueti” de la relación entre la puntuación en matemática y el ESCS



La Figura 8 compara las líneas de centros con un nivel socioeconómico una desviación estándar por encima (línea continua) y por debajo (línea discontinua) de la media para el caso de características no observables favorables (+re en verde, random effect) y desfavorables (-re en rojo). Las diferencias en la puntuación entre estudiantes con condiciones no observables favorables y desfavorables se mantienen al mismo nivel para todos los valores del nivel socioeconómico del estudiante en 2003 mientras en 2012 se observa una pequeña reducción de la diferencia a medida que aumenta el nivel socioeconómico individual que, en cualquier caso, no es estadísticamente significativa. Además la Figura 8 muestra que los estudiantes de una escuela con una media de nivel socioeconómico alto (una desviación estándar por arriba) tienen una pendiente superior que las escuelas con un nivel socioeconómico medio inferior en una desviación estándar, aunque para niveles de ESCS muy bajos obtienen puntuaciones menores.

Figura 8. El efecto de características no observables sobre la relación puntuación-ESCS



FACTORES DETERMINANTES DE LOS RESULTADOS DE PISA MATEMÁTICAS ENTRE 2003 Y 2012

En esta sección se analizan los factores determinantes de los resultados en PISA 2012 utilizando un modelo multinivel completo y se comparan los resultados con los obtenidos a partir de la información de PISA 2003. El interés fundamental radica en medir el cambio en la influencia del nivel socioeconómico tanto a nivel de la familia del estudiante como a nivel del centro educativo. Este objetivo ha guiado la selección de las variables incluidas en el análisis. Se incluyen como factores determinantes el ESCS, el género, el estatus migratorio, el trimestre de nacimiento y los años en preescolar como variables personales. Entre las variables del centro se incluyen la media del ESCS por centro, el tipo de escuela (privada/concertada o pública), la proporción de estudiantes inmigrantes y la localización del centro (ciudad o gran ciudad). Asimismo se incluyen interacciones del ESCS con la media del centro y con el carácter público o privado del mismo. De esta forma la pendiente de ESCS se hace depender de la media del estatus socioeconómico de los estudiantes del centro y del carácter público o privado del mismo. Considerando las variables del estudiante (X) y del centro (Z) el modelo utilizado puede representarse en forma multinivel

$$MAT_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}ESCS_{ij} + \delta_{1j}M_ESCS_j + \sum_{q=2}^Q \beta_{qj}X_{qij} + \sum_{k=2}^K \delta_{kj}Z_{kij} + \epsilon_{ij}$$

$$\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad var(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}M_ESCS_j + \gamma_{12}PRIVADA_j$$

$$\delta_{1j} = \pi_{10} + \pi_{11}PRIVADA_j$$

Donde M_ESCS es la media del ESCS por centro. El subíndice ij denota estudiante i del centro j. Los resultados principales no se ven fundamentalmente alterados por la inclusión de un factor aleatorio en los parámetros β_{1j} y δ_{1j} . Para contrastar la significatividad estadística del cambio en las variables relacionadas con el origen socioeconómico se ha utilizado la siguiente especificación

$$\begin{aligned} MAT_{ijt} = & \beta_{0j} + \beta_{1j00}ESCS_{ij} * D2012 + \delta_{1j00}M_ESCS_j \\ & + \beta_{1j12}ESCS_{ij} * D2012 + \delta_{1j12}M_ESCS_j * D2012 \\ & + \sum_{q=2}^Q \beta_{qj}X_{qijt} + \sum_{k=2}^K \delta_{kj}Z_{kijt} + \epsilon_{ijt} \end{aligned}$$

Donde D2012 es una dicotómica que toma valor 1 para el año 2012.

Ciertamente la literatura ha incluido muchas otras variables en la explicación de las diferencias de las puntuaciones en PISA como el grado, la repetición de curso, la estructura familiar o los recursos disponibles por las escuelas. Estas variables están correlacionadas con el estatus socioeconómico de los estudiantes y el centro que son las variables clave que se enfatizan en este estudio. Además el objetivo final es la comparación entre el efecto de las variables socioeconómicas entre 2003 y en 2012 y, por tanto, a no ser que se haya producido un cambio muy significativo en su influencia sobre las puntuaciones y su relación con el nivel socioeconómico su inclusión no alteraría significativamente los resultados. El Cuadro 10 muestra los factores determinantes para el conjunto de la muestra y para los centros públicos y privados separadamente. El estatus socioeconómico tiene un efecto significativo sobre las puntuaciones: un aumento de una desviación estándar en ESCS supone un incremento de casi 25 puntos en la prueba de matemáticas²¹. Es interesante señalar que este resultado es prácticamente idéntico al obtenido en un modelo multinivel donde solo se incluye ESCS y la media de ESCS por centros como variables explicativas. Por tanto, el efecto es muy robusto. El género y el estatus migratorio tienen parámetros muy significativos con signos coherentes con investigaciones anteriores. Haber nacido en el primer trimestre del año tiene un efecto

²¹ Para un análisis complementario ver Villar (2013).

positivo aunque estrictamente no resulta significativo al 5%. La asistencia a educación infantil durante más de un año equivaldría a que el nivel socioeconómico de una familia se incrementara en una desviación estándar, es decir, tiene un efecto muy importante. Respecto a las variables de centro la única que resulta significativa al 5% es la media del nivel socioeconómico de los alumnos del centro y, de nuevo, su estimación es muy similar a la resultante en un modelo multinivel simple sin la mayoría de las variables explicativas que aparecen en el Cuadro 10. El estatus público o privado del centro no tiene un efecto estadísticamente significativo. Este resultado es coherente también con estudios anteriores²². En cuanto a las interacciones la única que resulta estadísticamente significativa es la que relaciona escuela privada y media del ESCS del centro. En particular un centro privado con un nivel de ESCS medio superior en una desviación estándar a la media reduce la puntuación en 7,6 puntos. Las columnas 3 a 6 muestran los resultados separando entre escuelas privadas y públicas. El estatus socioeconómico tiene mayor influencia en las puntuaciones en escuelas públicas que en privadas aunque la diferencia no es significativa. Lo mismo sucede con la media del nivel socioeconómico del centro: tiene mayor impacto sobre las puntuaciones en las escuelas públicas que en las privadas. En este caso la diferencia es estadísticamente significativa. Teniendo en cuenta que el nivel socioeconómico medio de los alumnos que asisten a escuelas privadas es superior al de escuelas públicas esto explica la interacción negativa entre escuela privada y media por centro de ESCS que aparece en la estimación con toda la muestra. Es interesante señalar que el trimestre de nacimiento no tiene efecto significativo en las escuelas privadas pero sí tiene un efecto positivo, aunque pequeño, en las escuelas públicas.

Los resultados para 2003 aparecen en el Cuadro 11. Los resultados son cualitativamente muy similares a los descritos para 2012. En este caso el trimestre de nacimiento es significativo en la muestra total y, además, muy relevante: un estudiante que nació en el primer trimestre del año obtiene 12.4 puntos más que los nacidos en otros trimestres. La importancia de haber cursado más de un año de educación infantil supone un aumento de la puntuación superior al conseguido por tener un nivel socioeconómico una desviación estándar por encima de la media. El nivel socioeconómico medio de las escuelas públicas tiene un efecto sobre las puntuaciones muy superior al que tiene en las escuelas privadas en consonancia con los resultados obtenidos para la muestra de 2012. En 2003 también aparece un resultado interesante respecto a la interacción entre el nivel socioeconómico del alumno y el nivel del centro. En las escuelas privadas dicha relación es negativa lo que implica que dos alumnos con un mismo nivel socioeconómico tienen resultados significativamente diferentes en función del nivel socioeconómico medio del centro al que asistan. En concreto, el estudiante que acuda al centro con menor nivel socioeconómico tendrá una puntuación superior al alumno con el mismo ESCS que asiste al centro de nivel superior. En los centros públicos esta relación es positiva.

²² También coincide con los resultados de Villar (2013) referidos a los datos de PISA 2012 en España.

Cuadro 10. Factores determinantes de la puntuación en PISA 2012 matemáticas en España

		2012					
		Todas		Privada		Pública	
		Coef.	z-stat	Coef.	z-stat	Coef.	z-stat
Estudiante	Estatus socioeconómico (ESCS)	24.83	19.51	22.64	14.78	26.01	19.32
	Chico	17.24	11.29	18.67	6.73	16.53	9.10
	Inmigrante (primera generación)	-30.81	-10.08	-34.87	-5.29	-29.62	-8.68
	Nacimiento en primer trimestre	3.05	1.82	-0.25	-0.09	4.56	2.22
	Más de un año de ed. Infantil	25.89	8.85	30.07	6.40	24.53	6.90
Centro	Escuela privada/concertada	7.06	1.91				
	Media de ESCS del centro	26.61	5.69	12.26	2.25	26.98	5.66
	Proporción de inmigrantes del centro	-1.36	-0.44	2.39	0.52	-3.96	-0.97
	Escuela de ciudad	2.36	0.71	3.55	0.64	1.87	0.46
Interac.	ESCS*Media ESCS del centro	0.41	0.21	-5.46	-1.84	3.54	1.40
	Privada*Media ESCS del centro	-15.33	-2.23				
	Privada*ESCS	-2.72	-1.32				
	Constante	465.66	72.52	465.27	49.05	470.31	58.14
			Std		Std		Std
	Var[uj]	721.27	63.90	790.80	116.20	691.00	75.00
	Var[eij]	5101.70	83.60	4604.60	113.10	5335.90	108.20
	N estudiantes	23981		9288		14693	
	N escuelas	902		381		551	

Cuadro 11. Factores determinantes de la puntuación en PISA2003 matemáticas en España

		2003					
		Todas		Privada		Pública	
		Coef.	z-stat	Coef.	z-stat	Coef.	z-stat
Estudiante	Estatus socioeconómico (ESCS)	16.01	9.51	18.58	6.82	17.83	10.86
	Chico	10.29	4.51	12.77	3.26	8.82	3.19
	Inmigrante (primera generación)	-23.26	-2.67	-18.40	-1.15	-25.58	-2.52
	Nacimiento en primer trimestre	12.41	4.64	10.19	2.39	13.75	4.08
	Más de un año de ed. infantil	18.88	7.05	31.09	6.86	13.40	4.21
Centro	Escuela privada/concertada	-0.77	-0.15				
	Media de ESCS del centro	34.75	5.86	25.99	5.10	36.45	6.03
	Proporción de inmigrantes del centro	-16.94	-1.49	-21.90	-1.00	-10.10	-0.82
	Escuela de ciudad	-1.16	-0.24	8.02	1.26	-10.96	-1.56
Interac.	ESCS*Media ESCS del centro	1.41	0.60	-8.32	-2.05	6.82	2.70
	Privada*Media ESCS del centro	-11.41	-1.41				
	Privada*ESCS	0.46	0.14				
	Constante	488.52	34.00	479.80	19.84	487.66	30.00
			Std		Std		Std
	Var[u _j]	805.70	94.80	668.30	150.20	882.20	113.00
	Var[e _{ij}]	5547.50	126.90	5445.80	216.60	5576.40	154.80
	N estudiantes	10257		4904		5289	
	N escuelas	374		175		199	

Cuadro 12. Factores determinantes de la diferencia de puntuación entre PISA2012 y PISA2003

		Diferencia 2012-2003					
		Todas		Privadas		Públicas	
		Coef.	z-stat	Coef.	z-stat	Coef.	z-stat
Estudiante	Estatus socioeconómico (ESCS)	16.38	12.0 5	18.63	6.90	17.50	10.8 9
	Estatus socioeconómico (ESCS)*D2012	8.03	5.37	4.55	1.43	8.37	4.14
	Chico	14.09	10.4 3	15.93	6.65	13.06	8.06
	Inmigrante (primera generación)	-29.34	-9.50	-29.43	-4.49	-29.36	-8.47
	Nacimiento en primer trimestre	7.40	4.74	4.95	1.88	8.66	4.51
	Más de un año de ed. infantil	22.36	11.1 5	30.89	9.50	19.07	7.84
Centro	Escuela privada/concertada	4.57	1.41				
	Media de ESCS del centro	34.31	7.00	23.90	4.50	36.85	6.53
	Media de ESCS del centro*D2012	-7.23	-1.45	-8.70	-1.22	-10.45	-1.50
	Proporción de inmigrantes del centro	-1.65	-0.55	2.25	0.53	-4.35	-1.14
	Escuela de ciudad	-0.20	-0.07	5.08	1.17	-4.74	-1.13
	ESCS*Media ESCS del centro	1.77	0.89	-8.66	-2.16	6.65	2.70
Interac.	ESCS*Media ESCS del centro*D2012	-1.75	-0.74	3.86	0.78	-3.01	-0.86
	Privada*Media ESCS del centro	-12.67	-2.28				
	Privada*ESCS	-0.96	-0.48				
	Constante	467.03	87.2 4	458.15	61.48	474.32	70.4 7
	Var[uj]	779.90	60.4 0	750.50	104.5 0	791.90	68.2 0
	Var[eij]	5322.6 0	75.9 0	5042.3 0	130.7 0	5456.1 0	92.9 0
N estudiantes	34238		14220		20018		
N escuelas	1276		526		750		

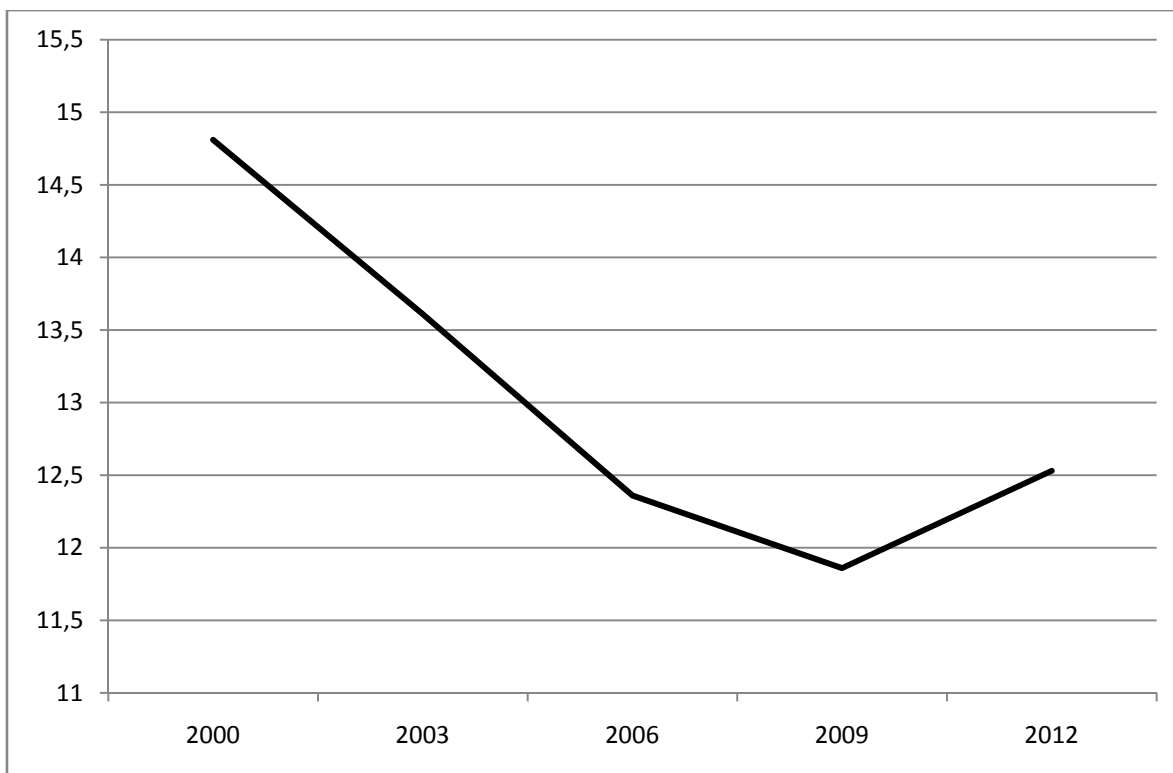
Por último, el Cuadro 12 permite identificar los cambios en el efecto de las variables socioeconómicas entre 2003 y 2012. El primer aspecto destacable es el aumento de la influencia del nivel socioeconómico del alumno sobre las puntuaciones. Este resultado confirmaría el obtenido en el modelo simple que incluye solo el ESCS como variable explicativa. En este punto es importante hacer varias puntualizaciones. En primer lugar la significatividad de la diferencia de la pendiente de las puntuaciones sobre el nivel socioeconómico individual viene determinada por una caída significativa de la pendiente en 2003 cuando se utiliza el nuevo escalado de la variable ESCS (ESCS_A) en lugar del escalado original (ESCS_O). De hecho el parámetro del nivel socioeconómico ESCS cuando se utiliza el escalado original es muy similar al obtenido en 2012. En segundo lugar la diferencia es estadísticamente significativa pero educativamente poco relevante: un estudiante con un nivel socioeconómico que supera la media en una desviación estándar obtiene en 2012 una puntuación 8 puntos superior a la que obtenía en 2003. Esto significa que el efecto es similar a haber nacido en el primer trimestre del año y es casi una tercera parte del incremento por haber cursado más de un año de educación infantil. En tercer lugar el incremento de la influencia del nivel socioeconómico se concentra en la escuela pública. La diferencia entre el efecto del nivel socioeconómico en 2003 y en 2012 no es significativa en el caso de la escuela privada.

Por el contrario la influencia del nivel socioeconómico medio del centro presenta una caída entre 2003 y 2012, aunque no es estadísticamente significativa. Además se confirman los resultados obtenidos en el análisis de cada año por separado: la influencia del nivel socioeconómico medio de los alumnos del centro sobre los resultados es significativamente mayor en las escuelas públicas que en las privadas. La estimación conjunta de 2003 y 2012 confirma que dos centros con el mismo estatus socioeconómico medio de sus alumnos tendrán diferentes efectos sobre las puntuaciones de los alumnos dependiendo de que sean públicos o privados.

¿Está relacionado el incremento de la influencia del nivel socioeconómico de los alumnos sobre las puntuaciones con las consecuencias sobre los inputs del sector educativo de la consolidación fiscal que se ha producido durante la crisis económica? Los resultados de PISA muestran que la ratio de alumnos por profesor ha aumentado entre 2009 y 2012 rompiendo la tendencia de caída que mostraba desde el año 2000²³. No obstante la ratio se sitúa significativamente por debajo de 2003 y el aumento entre 2009 y 2012 no es significativo para el conjunto de los centros.

²³ En este punto es importante recordar que dada la población de escuelas objetivo del estudio en PISA (escuelas con estudiantes de 15 años) puede no representar adecuadamente la población total de escuelas de un determinado país sino de las escuelas con algún alumno de 15 años. Por este motivo el cálculo debe realizarse con las replicaciones de los pesos de los estudiantes para calcular adecuadamente la desviación estándar.

Figura 9. Evolución de la ratio de estudiante por profesor



Los ejercicios empíricos de esta sección se centran en el análisis comparativo de 2003 y 2012 por los motivos metodológicos comentados anteriormente. Por tanto no se puede establecer una relación directa entre el reciente aumento de la ratio de estudiantes sobre profesores y el incremento del parámetro que mide la influencia del nivel socioeconómico sobre las puntuaciones puesto que entre los dos años que se comparan (2003 y 2012) no se observa un aumento sino que, muy al contrario, se ha producido una caída significativa de la ratio.

CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza la evolución temporal de las puntuaciones en el estudio PISA de los alumnos españoles y sus determinantes con especial énfasis en la evolución del impacto del nivel socioeconómico sobre los resultados. La consolidación presupuestaria producida como consecuencia de la crisis económica ha generado una reducción en los inputs disponibles en el sector educativo. Por ejemplo, los resultados de PISA muestran que la ratio de alumnos por profesor ha aumentado entre 2009 y 2012 rompiendo la tendencia de caída que mostraba desde el año 2000. No obstante la ratio se sitúa significativamente por debajo de 2003 y el aumento entre 2009 y 2012 no es significativo para el conjunto de los centros.

Los ejercicios empíricos realizados a lo largo del trabajo muestran que entre 2003 y 2012 la influencia del nivel socioeconómico del alumno sobre los resultados ha subido de manera estadísticamente significativa aunque educativamente poco relevante. Sin embargo no existe

relación directa entre el reciente aumento de la ratio de estudiantes sobre profesores y el incremento del parámetro que mide la influencia del nivel socioeconómico sobre las puntuaciones puesto que entre los dos años que se comparan (2003 y 2012) no se observa un aumento sino que, muy al contrario, se ha producido una caída significativa de la ratio.

El incremento de la influencia del nivel socioeconómico de los alumnos sobre los resultados educativos se ha concentrado en las escuelas públicas sin encontrarse diferencias significativas en las escuelas privadas. Por su parte el efecto del nivel socioeconómico medio de los centros tiene en PISA 2012 un efecto menor que en 2003 aunque la diferencia no es estadísticamente significativa.

REFERENCIAS

Adams, R. and M. Wu (2002), PISA 2000 Technical Report

Adams, R. (Ed.), PISA 2003 Technical Report

Ammermueller, A. (2007), PISA: What makes the difference? Explaining the gap in test scores between Finland and Germany, *Empirical Economics*, 33 (2), 263-287.

Barrera-Osorio, F., García-Moreno, V., Patrinos, H y E. Porta (2011), Using the Oaxaca-Blinder decomposition technique to analyze learning outcomes changes over time, Policy Research Working Paper, 5584, Banco Mundial.

Boulhol, H. and P. Sicari (2013), "Do the Average Level and Dispersion of Socio-Economic Background Measures Explain France's Gap in PISA Scores?", OECD Economics Department Working Papers, No. 1028.

Caldas, S.J. and C. Bankston (1997), Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement, *The Journal of Educational Research*, 90(5), 269-277.

Chiswick, B. R. and N. DebBurman (2004) Educational attainment: analysis by immigrant generation, *Economics of Education Review*, 23, 361-379.

Coleman, J. S., Campbell, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M.,

Weinfeld, F. D. y R.L. York (1966), Equality of Educational Opportunity. Washington, D.C.: US

Department of Health, Education, and Welfare.

Deutsch, J. y J. Silber (2010), Estimating an education production function for five countries of Latin America on the basis of PISA data, mimeo, Bar-Illan University.

Fuchs, T. y L. Wobmann (2004), What accounts for international differences in student performance? A re-examination using PISA data, IFO working paper.

Gebhardt, E. y R. Adams (2007), "The influence of equating methodology on reported PISA Trends," *Journal of Applied Measurement*, 8(3), 305-322.

Instituto de Evaluación (2007), PISA 2006 Informe Español.

Instituto de Evaluación (2008), PISA 2003: Matemáticas.

Instituto de Evaluación (2010) PISA 2009 Informe Español.

OECD (2009a), PISA data analysis manual: Second edition.

OECD (2009b), PISA 2006 Technical Report.

OECD (2010a), PISA 2009 Results: Overcoming Social Background. Equity in learning opportunities and outcomes, Volume II.

OECD (2010b), PISA 2009 Results: What makes a School successful? Resources, policies and practices. Volume IV.

OECD (2010c), PISA 2009 Results: Learning trends. Changes in Student performance since 2000.

OECD (2012), PISA 2009 Technical Report.

Pajares Box, R. (2005), Resultados en España del estudio PISA 2000.

Reardon, S.F. (2011), "The widening academic achievement gap between the rich and the poor: New evidence and possible explanations," en R. Murnane & G. Duncan (Eds.), *Whither Opportunity? Rising Inequality and the Uncertain Life Chances of Low-Income Children*. New York: Russell Sage Foundation Press.

Villar, A. (2013), Rendimiento, esfuerzo y productividad: Análisis de los resultados en matemáticas de los estudiantes españoles según PISA (2012), en INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario*. Madrid. Autor.

Zhang, L. and K.A. Lee (2011), Decomposing achievement gaps among OECD countries, *Asia Pacific. Education Review*, 12 (3), pp. 463-474.