



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVIII Reunión Anual

Noviembre de 2013

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-1-5

DETERMINANTES DE LA DESIGUALDAD EN EL
DESEMPEÑO EDUCATIVO EN LA ARGENTINA

Marchionni Mariana
Pinto María F.
Vazquez Emmanuel

Determinantes de la desigualdad en el desempeño educativo en la Argentina

Mariana Marchionni, Florencia Pinto y Emmanuel Vazquez

CEDLAS – Universidad Nacional de La Plata

Resumen

La desigualdad en el desempeño de los estudiantes argentinos que surge de las pruebas PISA está entre las más altas en el contexto internacional. Este trabajo explora los determinantes de esa desigualdad y cuantifica la contribución relativa de las características de los alumnos y escuelas. Se estiman modelos multinivel de los determinantes del desempeño en las pruebas PISA 2009 de lectura, para después proceder a la descomposición por fuente de la desigualdad en los puntajes mediante una adaptación del método de Lerman y Yitzhaki (1985). El principal resultado es que la desigualdad en el desempeño se explica fundamentalmente (45%) por la desigual composición socioeconómica del alumnado entre escuelas.

Abstract

Inequality in PISA test scores of Argentinean students is among the highest of the participating countries. This paper explores the determinants of this inequality and quantifies the marginal contribution of characteristics of students and schools. We estimate Multilevel Models of the determinants of PISA 2009 reading results for Argentina and decompose the overall score inequality based on the methodology proposed by Lerman and Yitzhaki (1985) to decompose the Gini coefficient of total income by income source. The main result is that overall test scores inequality is mainly due to the high socioeconomic segregation among Argentinean schools.

Código JEL: I24

Palabras clave: educación, desigualdad, descomposición del GINI, PISA, Argentina

1. Introducción

La educación es un factor clave para el desarrollo individual, social y económico. A nivel individual, más educación se asocia a mayores salarios, a acceso a mejores puestos de trabajo y a la posibilidad de movilidad social y económica ascendente. A nivel macro, los estados nacionales y los organismos supranacionales ven a la inversión en capital humano como el medio para lograr el desarrollo económico.¹

Pero la importancia atribuida a la educación no se limita a su contribución al crecimiento económico. La educación constituye una de las pocas herramientas que permiten luchar contra la pobreza más severa y las desigualdades más persistentes con efectos de largo plazo. La intervención focalizada en las familias más pobres para garantizar una educación de calidad para sus hijos constituye una de las políticas públicas de mayor aceptación para combatir la pobreza. Por otra parte, una mayor igualdad en el acceso y en la calidad de la educación que reciben niños y jóvenes se traduciría en mayor igualdad de oportunidades laborales futuras, aumentando la movilidad intergeneracional y reduciendo la persistencia de la desigualdad de ingresos. Es por ello que el ideal de una sociedad más equitativa parece verse frustrado cuando en un país se observan fuertes desigualdades educativas.

El Programa para la Evaluación Internacional de Estudiantes de la OECD (PISA por sus siglas en inglés), busca medir las capacidades de los jóvenes de 15 años para afrontar los desafíos de la vida adulta, en particular los conocimientos y habilidades que se requieren para la vida laboral. Los resultados de los estudiantes argentinos en las pruebas PISA son bajos y se han deteriorado en la última década. De un total de 74 países/regiones que participaron de la edición 2009 de PISA, Argentina ocupó la posición 63 en comprensión lectora (ver gráfico 1.A). Estos resultados poco satisfactorios han dado lugar a un intenso debate en el ámbito nacional en torno a la capacidad de PISA para evaluar la calidad del sistema educativo argentino.

En contraste con la amplia difusión y la gran variedad de análisis de los resultados promedio, poco se ha dicho sobre la desigualdad educativa capturada en las pruebas PISA, lo que resulta particularmente llamativo en vista de la enorme variabilidad que exhiben los puntajes de los alumnos argentinos. En las pruebas de lectura de 2009, por ejemplo, la Argentina aparece como el cuarto país con mayor desigualdad de resultados (ver gráfico 1.B). Este hecho alerta sobre la posible contribución del sistema educativo a la persistencia en el tiempo, a través de las generaciones, de las desigualdades socioeconómicas presentes.

El objetivo de este trabajo es desentrañar los factores que hay detrás de este desempeño tan desigual de los estudiantes argentinos. ¿Pueden asociarse estas disparidades en los puntajes a diferencias en los contextos familiares de los estudiantes? ¿Cuánto tiene que ver la escuela en el desempeño diferencial de los alumnos? Y a nivel de escuela, ¿qué

¹ Los países del Este Asiático constituyen el paradigma de este modelo de crecimiento, que se ha dado en llamar “desarrollo liderado por recursos humanos” (Behrman 1990).

peso tienen la forma de gestión, la dotación de recursos y las características del alumnado en la explicación de la desigualdad de resultados entre alumnos?

Para poder responder a estas y otras preguntas, se procede en dos etapas. En primer lugar, se estiman modelos econométricos de los determinantes de los resultados de las pruebas PISA 2009 en el área de comprensión lectora para los estudiantes argentinos. Posteriormente, se predicen los resultados individuales a partir de esas estimaciones y se realiza una descomposición por fuente de la desigualdad en los puntajes predichos. Este procedimiento permite cuantificar la importancia relativa de los distintos factores para explicar por qué la desigualdad educativa es tan alta en Argentina.

El trabajo está ordenado de la siguiente forma. En la sección 2 se describen los datos y la metodología. En la sección 3 se describen los resultados de las estimaciones, contextualizándolos en el marco de la literatura. En la sección 4 se presentan y discuten los resultados del análisis de varianza y la descomposición por fuente de la desigualdad educativa. Finalmente, la sección 5 concluye con un resumen de los resultados y la principal recomendación de política que puede derivarse de los mismos.

2. Datos y metodología

Este trabajo utiliza como fuente de información la base de datos del año 2009 para Argentina publicada por el Programa Internacional de Evaluación de Alumnos de la OECD (PISA). El objetivo de PISA es medir las competencias de los estudiantes cercanos al final de su educación obligatoria en las áreas de lengua, matemática y ciencias, y más generalmente evaluar si han adquirido los conocimientos y habilidades necesarios para enfrentar los desafíos que plantea la sociedad actual. Las pruebas PISA se realizan desde el año 2000, cada 3 años, en los países miembros de la OECD y en un grupo de países socios cuyo número ha ido creciendo en el tiempo. En el año 2009, 515.958 estudiantes de 74 países completaron la evaluación en un total de 18.641 escuelas, representando alrededor de 24 millones de estudiantes.

Para cada país, las pruebas PISA son representativas de los alumnos entre 15 años y 3 meses y 16 años y 2 meses (en adelante, alumnos de 15 años) que han terminado al menos 6 cursos de enseñanza obligatoria. Los resultados se computan usando la Teoría de la Respuesta al Ítem (TRI) y se miden en una escala estandarizada con media igual a 500 puntos y desvío estándar de 100 puntos, que corresponde a la distribución de resultados de los países de la OECD en la evaluación del año 2000. Además de las pruebas estandarizadas, el programa recoge información sobre los estudiantes y las escuelas empleando cuestionarios armonizados entre países.²

Argentina participó en PISA en los años 2000, 2006 y 2009.³ (OECD, 2010). La muestra PISA 2009 para la Argentina incluye 4.774 alumnos, que representan a un total

² Para más detalle sobre las pruebas PISA, ver OECD (2009, 2010, 2010a, 2010b)

³ También en el año 2012, pero los resultados no se encontraban disponibles al momento de escribirse este trabajo.

de 472.106 alumnos (74% de la población objetivo y 69% del total de jóvenes de 15 años de todo el país). Los puntajes de estos alumnos en las pruebas de lectura, la competencia principal en el año 2009, junto con las respuestas que dieron en los cuestionarios armonizados y la información de la escuela a la que asisten provista por los directores de los establecimientos, será empleada en este trabajo para explorar los determinantes de la desigualdad educativa en la Argentina.

En cuanto a la metodología, se utiliza el enfoque tradicional de la función de producción de educación en el que se estima un modelo que explica los puntajes individuales en las pruebas en función de distintos factores observables de los estudiantes, sus familias y escuelas. Para elegir el conjunto relevante de factores explicativos se recurre a la evidencia que surge de la literatura.

Formalmente, el modelo planteado es de la forma:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

donde Y_{ij} es el puntaje obtenido por el alumno i que asiste a la escuela j , γ_{00} es una constante (intercepto global), X_{ij} es un vector columna con características individuales de los alumnos, γ_{10} es el vector fila con los coeficientes asociados a esas características individuales, Z_j es un vector columna con características de la escuela, γ_{01} es el vector fila con los coeficientes asociados a cada una de esas características de la escuela, μ_{0j} es una variable aleatoria a nivel de escuela con media 0 y varianza Ω , y ε_{ij} es una variable aleatoria a nivel alumno con media 0 y varianza $\sigma^2 I$. La asignación no aleatoria de estudiantes entre escuelas es lo que motiva el supuesto de varianza no esférica del término aleatorio del modelo.

Para estimar el modelo (1) se usan técnicas de análisis multinivel que, además de lidiar con la correlación intra-escuela (*intra-cluster*), permiten descomponer la varianza de los puntajes en un componente de variabilidad entre alumnos (*within*) y otro de variabilidad entre escuelas (*between*).⁴ El análisis multinivel resulta particularmente adecuado en el caso de PISA debido a la naturaleza jerárquica de los datos: los alumnos (observaciones del nivel 1, indexados con i en el modelo) están agrupados en escuelas (observaciones del nivel 2, indexadas con j).

Un caso particular de interés surge cuando se excluyen todas las variables explicativas del modelo (1), obteniéndose el siguiente “modelo nulo”:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

donde γ_{00} representa el rendimiento promedio entre todas las escuelas, μ_{0j} constituye el desvío del puntaje promedio de la escuela j con respecto al promedio global γ_{00} y ε_{ij} captura el desvío del puntaje individual del alumno i respecto del puntaje promedio de la escuela j a la que asiste. A partir de (2), entonces, la varianza no condicional de los puntajes individuales, $\text{Var}(Y_{ij})$, puede descomponerse como la suma de la varianza de los puntajes promedio entre escuelas, $\text{Var}(\mu_{0j})$, y la varianza de los puntajes

⁴ Sobre modelos multinivel puede consultarse Leeuw y Meijer (2008).

individuales dentro de las escuelas, $\text{Var}(\varepsilon_{ij})$. La incorporación de variables explicativas a partir del modelo nulo permite explicar parte de la varianza de los puntajes y evaluar cómo se ven afectados los dos componentes de esa varianza.

Si bien el análisis multinivel permite responder qué parte de la desigualdad educativa en Argentina se debe a desigualdades entre escuelas y qué parte a diferencias entre alumnos al interior de las mismas (y cuánto de esta desigualdad *between* y *within* puede explicarse por características observables de los propios estudiantes, sus familias y escuelas), un simple análisis de varianza no es suficiente para identificar la contribución relativa de los distintos factores a la desigualdad en los resultados educativos. Por esta razón, se complementa la descomposición de la varianza que resulta del análisis multinivel con una descomposición por fuente del coeficiente de Gini de los puntajes. La metodología que se emplea consiste en una adaptación del método propuesto originalmente por Lerman y Yitzhaki (1985) para realizar la descomposición por fuente de la desigualdad de ingresos. Siguiendo a estos autores, el índice de Gini del ingreso per cápita familiar se puede escribir como:

$$G = \sum_k S_k R_k G_k \quad (3)$$

donde S_k es la participación de la k -ésima fuente de ingreso en el total, R_k es la correlación de Gini entre la fuente de ingreso k y el ingreso total, y G_k es el coeficiente de Gini de la fuente de ingreso k . La contribución de cualquier fuente de ingresos (por ejemplo, ingresos laborales, ingresos de capital, ingresos por transferencias, etc.) a la desigualdad total depende entonces de cuán importante sea esa fuente con respecto al ingreso total, de cuán correlacionada esté esa fuente de ingresos con el ingreso total y de cuán igualitariamente distribuida esté esa fuente. El producto de estos tres factores representa la contribución absoluta de cada fuente de ingreso a la desigualdad total, y este valor dividido el Gini del ingreso per cápita familiar da como resultado su contribución relativa o porcentual.

Es posible adaptar esta metodología para descomponer la desigualdad en los puntajes de una prueba siempre que el puntaje pueda, al igual que el ingreso, expresarse como la sumatoria de un conjunto de fuentes, lo que resulta evidente de la ecuación (1): el puntaje que obtiene un alumno resulta de sumar un puntaje idiosincrático al país igual para todos los alumnos γ_{00} , unos puntos extras derivados de cada una de sus características individuales observables $\gamma_{10}X_{ij}$, otros puntos adicionales asociados a las características observables de la escuela $\gamma_{01}Z_j$, y unos puntos residuales atribuibles a características inobservables individuales y de la escuela ($\mu_{0j} + \varepsilon_{ij}$).

Una vez estimado el modelo multinivel es posible descomponer el Gini del puntaje individual en cada una de los factores (fuentes) usando la ecuación (3), con una salvedad. Debido a que el índice de Gini está definido para valores no negativos de la variable, es necesario que cada fuente de puntaje k sea no negativa, por lo que resulta necesario definir las variables explicativas incluidas en el modelo multinivel de manera

tal que las fuentes de puntaje observables solo tomen valores no negativos.⁵ Este procedimiento de normalización puede provocar una constante γ_{00} negativa, pero como la constante toma un valor igual para todos los individuos, el Gini y la contribución absoluta de este factor fijo a la desigualdad son nulos. La fuente de desigualdad no observable $\mu_{0j} + \varepsilon_{ij}$, en cambio, no puede normalizarse para asegurar no negatividad. Pese a ello, la contribución absoluta de esta fuente puede obtenerse como la diferencia entre el Gini del puntaje total y la contribución absoluta de las fuentes observables.

En resumen, para el análisis de los determinantes de la desigualdad de los resultados educativos de los estudiantes argentinos se propone proceder en dos etapas. Primero, estimar los coeficientes del modelo multinivel (1) de determinación de los puntajes individuales, y luego descomponer la desigualdad en la distribución de esos puntajes entre los distintos factores siguiendo la ecuación (3). Aún más relevante, el análisis permitirá evaluar en qué medida la contribución de cada factor a la desigualdad de los puntajes se debe a la importancia de ese factor en la predicción del puntaje total, a la magnitud de su correlación con este último o a la desigual distribución de esa característica entre los alumnos argentinos.

3. Los factores asociados al desempeño educativo

La revisión de la literatura sobre los determinantes del rendimiento educativo sugiere una serie de características observables de los individuos y las escuelas asociadas al desempeño educativo. Afortunadamente, gran parte de esas características están disponibles en las bases PISA, que combinan los puntajes en las pruebas con la información personal y familiar reportada por los alumnos y las características de las escuelas que se obtienen de las respuestas de los directores. Las variables consideradas y su definición se presentan en la tabla 1, donde se agrupan en una serie de ámbitos de influencia para facilitar su análisis: características del alumno, características demográficas y socioeconómicas de la familia, tipo de escuela y gestión, recursos de la escuela y características del alumnado.

La variable dependiente se define como el puntaje en las pruebas de comprensión lectora de la edición 2009 de PISA.⁶ Una particularidad de la pruebas PISA es que debido a que el objetivo no es medir el desempeño de estudiantes particulares sino el de una población, no se dispone con estimaciones puntuales del resultado de cada alumno sino con un rango de valores plausibles para ese resultado (*plausible values*). PISA

⁵ A manera de ejemplo, considere el caso en el que se encuentra que luego de controlar por todas las variables relevantes, las mujeres tienen un mayor rendimiento promedio en lectura. Si este es el caso, la variable dummy que debe incluirse en el modelo debe tomar valor 1 si el alumno es mujer y 0 si es varón. Definir la variable para que tome valor 1 si el alumno es varón y 0 si es mujer produciría valores negativos de la fuente “género” en el caso de los hombres, lo cual no es deseable para el cómputo del Gini de esta fuente k.

⁶ El análisis se concentra en las pruebas de lectura por tratarse de la competencia principal en ese año. Salvo en el caso de unas pocas variables, como por ejemplo el género del estudiante, los resultados hallados son similares en las áreas de matemática y ciencias.

computa estos valores plausibles como forma de reflejar los errores de medición que surgirían de asignar un valor puntual a un concepto tan amplio como la competencia de un alumno, que puede verse afectada por las condiciones particulares bajo las cuales el estudiante realiza la evaluación (OECD, 2009). Así, PISA estima una distribución de puntajes para cada estudiante y luego toma una muestra aleatoria de 5 valores de esa distribución, que son los valores plausibles que publica en las bases de datos. La utilización de esta metodología garantiza estimadores insesgados para los parámetros poblacionales vinculados al desempeño (OECD, 2009).

La estimación de modelos multinivel con valores plausibles para la variable dependiente requiere la utilización de software econométrico especializado. En este trabajo, se ha empleado el programa HLM (por *Hierarchical Linear Models*), desarrollado por Raudenbush, Bryk y Congdon, siguiendo la práctica usual en PISA de utilizar ponderadores de las observaciones de los estudiantes normalizados al nivel 1. La estimación se hace por Máxima Verosimilitud con información completa.

Luego de desechar las observaciones con datos faltantes, la muestra de estimación contiene información sobre 2746 alumnos y las 174 escuelas a las que asisten. La tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos para el total de estudiantes incluidos en las bases PISA 2009 y para nuestra muestra de estimación. El puntaje promedio de los estudiantes en la muestra de estimación es de 425 puntos, un cuarto de desvío estándar por encima del puntaje promedio de la muestra completa de estudiantes argentinos. Las diferencias en el resto de las variables tampoco son importantes. Para mencionar solo las principales, la muestra de estimación tiene una mayor concentración de estudiantes en los años escolares más avanzados (89% en 9no, 10mo y 11vo año, versus 81% en la muestra completa), menos repitentes (71% nunca han repetido un año comparado con 62% para la muestra total), padres con calificación laboral algo mayor (48% con padres en ocupaciones cuello blanco calificado contra un 43% en la muestra completa), más recursos educativos disponibles en el hogar (72% tienen computadora comparado con un 65% en la muestra completa) y más probabilidad de asistir a una escuela privada (43% contra 35% en la muestra completa en la muestra completa). Es decir, la muestra de estimación se caracteriza por un desempeño educativo y un nivel socioeconómico algo mayor a los del promedio de los estudiantes argentinos de 15 años. Sin embargo, no encontramos razones para pensar que esta selección pueda sesgar las estimaciones del modelo de determinantes del desempeño ni de la contribución de cada factor a la variabilidad de los resultados educativos, lo que se confirma en las pruebas realizadas con métodos de imputación por medias condicionadas, que arrojan resultados similares a los que se presentan a continuación.

Los resultados de la estimación de los modelos multinivel se muestran en la tablas 3. A continuación se escriben los principales resultados, poniéndolos en contexto con la evidencia que surge de la literatura. Si bien los comentarios se concentran fundamentalmente en el modelo más completo (especificación (7) en las tablas), se hará referencia a las demás especificaciones cuando se considere necesario.

3.1. Características del alumno

Género. Es usual encontrar que las mujeres se desempeñan mejor que los hombres en los tests estandarizados de comprensión lectora y habilidad verbal (Hedges y Nowell, 1995). En particular, en todos los países que participaron de la evaluación PISA 2009 se observa una diferencia de puntaje favorable a las mujeres en el área de lectura. Los resultados de la tabla 3 muestran que para la Argentina esta ventaja se mantiene incluso luego de controlar por el resto de las variables potencialmente asociadas al desempeño educativo. Dado lo demás constante, las mujeres obtienen en promedio 26 puntos más que los hombres en la prueba de lectura, lo que representa alrededor de un cuarto de desvío estándar del puntaje promedio en la muestra de estimación.⁷ Algunos autores argumentan que estas diferencias por género se originan fuera del aula, por las distintas actividades que realizan hombres y mujeres (Downey y Vogt Yuan, 2005) y otros destacan el rol que la elección de cursos con orientaciones diferentes puede jugar en la explicación del desigual desempeño de hombres y mujeres (Pallas y Alexander, 1983).

Edad, año escolar y repitencia. Como se mencionó antes, las pruebas PISA se aplican a estudiantes de entre 15 años y 3 meses y 16 años y 2 meses de edad, lo que por un lado genera variabilidad en la edad, pero también en los años escolares que cursan los alumnos al momento de ser evaluados. Diferencias en la edad pueden relacionarse con distintos grados de madurez, provocando diferencias en el desempeño. También hay cuestiones administrativas relacionadas con la edad de corte en el ingreso a la educación formal que pueden explicar que estudiantes que nacieron con pocos meses de diferencia estén en años escolares distintos, y es de esperar que dado todo lo demás, el desempeño en las pruebas mejore a medida que se avanza en los años de escolarización.⁸ Pero a esto se agrega otra fuente de diferencias en el desempeño asociadas al año escolar: muchos de los alumnos en el 7mo y 8vo año escolar son repitentes, y su rendimiento es potencialmente inferior al de los estudiantes que nunca han repetido un año.

El modelo incluye variables para controlar por estos tres factores y la evidencia que surge de las estimaciones presentadas en la tabla 3 está en línea con las hipótesis anteriores. Se encuentra que el mayor efecto sobre el desempeño en las pruebas es el del año escolar: los alumnos en los años 9no, 10mo y 11vo tienen un desempeño significativamente mejor que el resto. Los puntajes promedio no se modifican entre el 7mo y el 8vo año, pero pegan un salto de 40 puntos (casi medio desvío estándar de la distribución de puntajes) a partir del 9no año, dado todo lo demás, entre otras cosas la condición de repitencia de los estudiantes. A su vez, a igualdad de año escolar, se

⁷ En un trabajo previo de los autores se encuentra el resultado contrario en las pruebas de matemáticas y ciencias (Marchionni, Pinto y Vazquez, 2012), lo que es consistente con argumentos teóricos y evidencia empírica para otros países. Ver por ejemplo, Downey y Vogt Yuan (2005).

⁸ En la Argentina los 6 años marcan la edad de ingreso a la primaria. La edad de corte se evalúa al 30 de junio de cada año, lo que implica que los niños que cumplen años desde el 1 de enero hasta el 30 de junio empiecen la escuela un año antes que los que cumplen años entre el 1 de julio y el 31 de diciembre. En general, si siguen una trayectoria educativa sin interrupciones ni repitencia, se esperaría que el primer grupo esté cursando el 10mo año al ser evaluado por PISA, y el segundo grupo esté en el 9no año.

encuentra que un alumno no repitente rinde en promedio 36 puntos por encima de uno que sí ha repetido alguna vez. Esta brecha es comparable a la asociada al paso del 8vo al 9no año, y representa un cambio de un 9% respecto del puntaje promedio de los estudiantes de la muestra. Naturalmente, esta evidencia no nos informa sobre el efecto causal de repitencia sobre el desempeño. La condición de repitencia es endógena en los modelos de determinantes del rendimiento educativo, por lo que la causalidad no puede establecerse por la simple comparación de estudiantes repitentes versus no repitentes, que es el único análisis que permiten nuestros datos.⁹

Educación preescolar. Las brechas de habilidad existen independientemente del sistema educativo, pero pueden atenuarse si se trabaja en las habilidades de los chicos a una edad suficientemente temprana, en especial en los contextos económicamente más desventajados (Almond y Currie, 2011; Carneiro y Heckman, 2003). Los estímulos positivos recibidos en la niñez temprana proveen ventajas sustanciales en términos del desarrollo cognitivo y socioemocional de los niños que se traducen a futuro en mejores resultados educativos (Cunha y Heckman, 2007; Currie, 2001; Karoly et al., 1998).

En línea con estas conclusiones, los resultados de PISA 2009 muestran que en casi todos los países de la OECD los estudiantes de 15 años que han asistido al nivel preescolar tienen un mejor desempeño que los que nunca asistieron, aun descontando el efecto del entorno socioeconómico (OECD, 2011). El caso argentino no es la excepción. Según las estimaciones presentadas en la tabla 3, los estudiantes que asistieron al preescolar obtienen en promedio unos 23 puntos más que los que no lo hicieron, dado todo lo demás constante.

3.2. Características de la familia

3.2.1. Demográficas

Presencia de ambos padres en el hogar. La mayor parte de la literatura coincide en que los hijos que viven con ambos padres tienen alguna ventaja educativa respecto a los que viven en hogares monoparentales (McLanahan y Sandefur, 1997; Bhrolchain, Chappel, Diamond y Jameson, 2000; Riala, Isohanni, Jokelainen, Jones e Isohanni, 2003; Pong, Dronkers y Hampden-Thompson, 2003; Björklund, Ginther y Sundström, 2004). Sin embargo, los resultados para Argentina presentados en la tabla 3 no parecen sugerir lo mismo: en ninguno de los modelos estimados se ha encontrado una diferencia de rendimiento estadísticamente significativa entre hijos de hogares con padre y madre

⁹ Pocos estudios logran controlar adecuadamente el hecho de que la repitencia y los rendimientos se determinan en forma simultánea. Algunos trabajos basados en datos cuasi-experimentales encuentran que la práctica de la repitencia tiene un efecto negativo sobre el rendimiento de los repitentes (Chen, Chengfang, Zhang, Shi y Rozelle, 2010; Belot y Vandenberghe, 2009; García Pérez, Hidalgo-Hidalgo y Robles-Zurita, 2011; Manacorda, 2012). Como siempre, este tipo de hallazgos no necesariamente son extrapolables a otros países y sistemas educativos. Por otra parte, otros trabajos no encuentran un efecto significativo (Jacob y Lefgren, 2004) o incluso encuentran efectos positivos en el largo plazo dependiendo de qué año escolar se repita (Jacob y Lefgren, 2009).

presentes y los hijos de hogares monoparentales (sólo padre, sólo madre o tutor u otro adulto responsable que vive con el menor).¹⁰

Presencia de hermanos en el hogar. Según los resultados de la Tabla 3, los estudiantes sin hermanos, al menos que no están viviendo en la misma casa, tienen un desempeño promedio algo superior (11 puntos solamente) al de estudiantes comparables pero con hermanos. La posible competencia entre hermanos por los recursos económicos, materiales y el tiempo de sus padres ha sido estudiada, entre otros, por Wolter y Vellacott (2002) y Wolter (2003), quienes proveen evidencia de un efecto negativo del número de hermanos en el rendimiento educativo, pero de gran variabilidad entre países (Wolter, 2003) y entre familias de distinto nivel socioeconómico, educación o distancia cultural a su país original (Wolter y Vellacott, 2002).¹¹

Condición de inmigrante y lengua materna. Según datos de PISA 2009, en la mayoría de los países participantes los alumnos de origen inmigrante tienen un peor desempeño que los estudiantes nativos, aunque la magnitud de la brecha varía marcadamente a lo largo de los países, producto en gran medida de diferencias en las políticas migratorias (OECD, 2010a; Entorf y Minoui, 2004). Parte de la literatura encuentra que la desventaja de los alumnos inmigrantes se potencia cuando su lengua materna es distinta de la oficial (Entfort y Minoiu, 2004; Taguma, Kim, Wurzburg y Kelly, 2009). Para capturar estos efectos sobre el desempeño, nuestro modelo incluye variables *dummy* de interacción entre la condición de nativo (como opuesto a inmigrante) y si la lengua materna es el español o no. Los resultados que se muestran en la tabla 3 sugieren una ventaja de la mayoría nativa que habla español (96% de los estudiantes de la muestra) por sobre las minorías de inmigrantes de primera o segunda generación. En particular, la brecha con los inmigrantes con otra lengua materna es de 48 puntos (medio devío estándar de la distribución de puntajes), pero esta minoría está representada sólo por 16 estudiantes en nuestra muestra de estimación. Wößmann (2010) encuentra un resultado similar pero para alumnos argentinos más jóvenes, usando datos de la evaluación PIRLS.

3.2.2. Socioeconómicas

La literatura empírica consistentemente encuentra evidencia de que el contexto socioeconómico constituye uno de los factores observables más importantes para explicar el desempeño escolar individual, resultado que se verifica para países y

¹⁰ Hay evidencia en la literatura de que los efectos difieren dentro de los mismos hogares monoparentales según cuál sea la causa de ausencia de uno de los padres. Por lo general se encuentra al divorcio asociado a un peor desempeño educativo de los hijos, a diferencia de la viudez (Riala et. al., 2003; Bhrolchain et. al., 2000; Biblarz y Gottainer, 2000; Sosa-Escudero y Marchionni, 2000). Lamentablemente, los datos PISA 2009 no permiten evaluar estos otros canales de la estructura familiar.

¹¹ Otros estudios sugieren que no sería la cantidad de hermanos (efecto tamaño familiar) sino el orden de nacimiento lo que tendría impacto sobre los resultados educativos de los hijos (Black, Devereux y Salvanes, 2005). Desafortunadamente, en los datos PISA no se dispone de información sobre la edad ni otras características de los hermanos.

regiones muy distintos, y que también trasciende a las fuentes de información (Ammermüller, 2005; Sirin, 2005).¹² Típicamente, el efecto del entorno socioeconómico se captura mediante variables de capital humano familiar, y la disponibilidad de recursos monetarios y materiales por parte de la familia. PISA incluye información sobre la educación y ocupación de los padres, que pueden usarse para aproximar el capital humano familiar. Si bien no se dispone de una variable de ingresos familiares, sí hay datos sobre ciertos recursos de particular relevancia como insumos educativos: disponibilidad de libros y de computadora en el hogar. Todas estas variables han sido incluidas en los modelos de determinantes del desempeño presentados en la tabla 3.

Ocupación y educación de los padres. Los resultados de nuestras estimaciones sugieren un efecto positivo sobre el desempeño en las pruebas de lectura de la condición de inactividad de la madre, en línea con el efecto crianza que la literatura atribuye al mayor tiempo que las madres inactivas podrían pasar con sus hijos. Un mayor nivel socioeconómico de la familia, capturado por la calificación ocupacional de los padres (definida como la máxima calificación entre padre y madre), también aparece asociado con un mejor desempeño. El efecto resulta significativo sólo para los hijos de padres en ocupaciones altamente calificadas (cuello blanco altamente calificado), que obtienen unos 14 puntos más en promedio que los hijos de trabajadores no calificados.¹³ Posiblemente la calificación ocupacional de los padres esté capturando parte del efecto del capital humano familiar, ya que no se encuentra un efecto significativo de la educación de los padres una vez que se controla por su calificación ocupacional.¹⁴

Disponibilidad de recursos educativos en el hogar: libros y computadora. Los resultados de la Tabla 3 sugieren que para nuestra muestra de estimación la disponibilidad de libros y de computadora en el hogar se asocia a un desempeño promedio más alto en el área de lectura (14 y 12 puntos, respectivamente), aun después de considerar las demás variables socioeconómicas a nivel familiar. La disponibilidad

¹² Entre los estudios que confirman esta fuerte relación pueden mencionarse los trabajos y revisiones de Hanushek (1997), Datcher-Loury (1988), Haveman y Wolfe (1995), Hanushek y Luque (2003) y Chiswick y DeBurman (2004) para Estados Unidos; Ammermüller, Heijke y Wößmann (2005) para países de Europa oriental; Wößmann (2005) para países del este asiático; Wößmann (2008) y Peterson y Wößmann (2007) para países de Europa occidental y los Estados Unidos; y Wößmann (2010) para Latinoamérica.

¹³ PISA clasifica las ocupaciones en cuatro grupos de acuerdo a la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (ISCO): profesionales de cuello blanco altamente calificados, de cuello blanco poco calificados, de cuello azul altamente calificados y de cuello azul poco calificados. Las ocupaciones que comprende la categoría de cuello blanco altamente calificado son las siguientes: directores, gerentes, profesionales científicos e intelectuales y técnicos y profesionales de nivel medio; las ocupaciones de cuello blanco poco calificadas son: personal de apoyo administrativo, trabajadores de los servicios y vendedores de comercios y mercados; cuello azul altamente calificado: trabajadores cualificados de la agricultura, pesca, manufacturas y comercio; cuello azul poco calificado: operadores de instalaciones y máquinas, ensambladores y en ocupaciones elementales.

¹⁴ Como se discute más adelante, el nivel educativo promedio de los padres de los alumnos de la escuela (conocido como clima educativo de la escuela) sí aparece como un factor fuertemente relacionado con desigualdades en los resultados educativos.

de recursos materiales y culturales en el hogar podría facilitar el aprendizaje y mejorar por eso el desempeño, pero también se asocia a una mejor situación económica general de la familia, y a un clima educativo y cultural en el hogar que de por sí llevarían a mejores resultados educativos de los hijos. Es decir, estos resultados no deben interpretarse como evidencia de un efecto causal desde los recursos educativos hacia el desempeño, sino que su efectividad depende de cómo se complementan esos recursos con un contexto favorable al aprendizaje. En el ámbito de la escuela, por ejemplo, muchos estudios concluyen que el éxito de los programas de distribución de computadoras y de informatización de la enseñanza dependen fundamentalmente de su implementación, en particular, que los maestros reciban la capacitación adecuada y logren incorporar las nuevas tecnologías pedagógicas al proceso educativo (Busso y Berlinski, 2013; Barrera-Osorio y Linden, 2009; Howell y Lundall, 2000).

3.3. Tipo de escuela y modalidades de gestión

Titularidad de la escuela. La literatura no es concluyente respecto de si el tipo de gestión de las escuelas tiene o no impacto sobre el desempeño de los estudiantes. Mientras algunos estudios empíricos encuentran que existe un efecto positivo de los centros privados sobre los resultados educativos, incluso luego de controlar por el entorno socioeconómico de los alumnos (Hanushek, 1986; Cox y Jimenez, 1990; Miller y Moore, 1991; Evans y Schwab, 1995; Figlio y Stone, 1997; Neal, 1997; Stevans y Sessions, 2000; Angrist, Bettinger, Bloom, King y Kremer, 2002; Fuchs y Wößmann, 2007), otros encuentran un efecto nulo (Noell, 1982; Gamoran, 1996; Goldhaber, 1996; Sander, 1996; Fertig, 2003b; Somers, McEwan y Willms, 2004; Altonji, Elder y Taber, 2005). Según nuestras estimaciones, antes de controlar por la diferente composición del alumnado de los distintos tipos de centros (modelos 5 y 6 en la tabla 3), los alumnos en escuelas privadas tienen un mejor desempeño promedio que los de escuelas públicas, y la brecha es mayor para las escuelas privadas sin subvención del gobierno (alrededor de 50 puntos) que para las privadas subvencionadas (más 30 puntos). Naturalmente, en sistemas educativos de alta segregación socioeconómica entre el sector público y privado como lo es el argentino (Gasparini, Jaume, Serio y Vazquez, 2012), es de esperar que parte de esta brecha sea atribuible a la disímil composición del alumnado de uno y otro sector. En efecto, cuando se incorporan al modelo las variables que capturan efectos de pares (modelo 7), la diferencia de puntajes entre estudiantes de escuelas públicas y privadas que surge de las pruebas PISA 2009 para la Argentina deja de ser significativa. Otros estudios para el caso argentino encuentran resultados similares (Cervini, 1999; Cervini, 2006; Santos, 2007; Formichella, 2011).¹⁵

¹⁵ Esta evidencia contrasta con otros resultados que sugieren que asistir a una escuela privada tiene un efecto positivo sobre el desempeño escolar en la Argentina (Fernández Aguerre, 2002; Llach, 2006; Fresoli, Herrero, Giuliadori y Gertel, 2007; Abdul-Hamid, 2007). En todos los casos, la divergencia de resultados está íntimamente relacionada con la definición de la variable de desempeño educativo, los controles que se usan, el nivel de agregación de los datos y el método de análisis.

Efectos escala: tamaño de la escuela y del municipio. En la literatura se discuten tanto ventajas como desventajas de las escuelas más grandes. Del lado de las ventajas están la mayor especialización de los docentes a través de una mejor división del trabajo, la posibilidad de operar a un menor costo por alumno gracias a las economías de escala y el exponer a los estudiantes a una mayor diversidad al atraer una población más heterogénea de alumnos. Entre las desventajas figuran la mayor dificultad del desarrollo de relaciones personales y la mayor necesidad de incurrir en costos de monitoreo y supervisión (Leithwood y Jantzi, 2009). La evidencia apunta en general a que las escuelas pequeñas son mejores para la mayoría de los propósitos (Cotton, 1996), un resultado contrario al que surge de nuestras estimaciones, donde cada 100 alumnos más en la escuela (poco menos del 20% del tamaño promedio de las escuelas en la muestra de estimación) el puntaje promedio aumenta en 10 puntos.

Otro efecto de escala puede derivarse del tamaño de la localidad donde se ubica la escuela. Otra vez la evidencia que surge de la literatura es mixta. De nuestras estimaciones para Argentina se observan mejores resultados educativos en las ciudades grandes (de más de un millón de habitantes), donde el puntaje promedio supera en 24 puntos al de las localidades más chicas.¹⁶

Autonomía de la escuela. La evidencia internacional sugiere que el desempeño de los estudiantes es superior si el presupuesto se formula en forma centralizada, y los establecimientos tienen autonomía para la elección de los libros, la contratación de profesores y las asignaciones de presupuesto dentro de la escuela (Wößmann, 2003; Wößmann, 2005; Fuchs y Wößmann, 2007). Sin embargo, para nuestra muestra no se encuentra evidencia de desigualdades en el rendimiento asociadas a la autonomía de la escuela en las distintas decisiones de gestión de personal, manejo del presupuesto y definición de contenidos.

3.4. Recursos de la escuela

La importancia de los recursos de la escuela en la determinación de los resultados educativos de los estudiantes ha sido objeto de un largo e intenso debate en la literatura especializada. Las revisiones de Hanushek (1986, 1995, 2006) sugieren que el tamaño de las clases y demás variables que captan los insumos provistos por la escuela no tienen un efecto sistemático en el logro de los alumnos, tanto en países desarrollados como en desarrollo, pero otros como Krueger (2003), Kremer (1995) y Card y Krueger (1992) proveen resultados en el sentido contrario. Nuestro modelo de determinantes del

¹⁶ Calero y Waisgrais (2009) y Fuchs y Wößmann (2007) encuentran resultados similares también a partir de los datos PISA.

desempeño incluye el tamaño de las secciones como proxy de los recursos por alumno pero no se encuentran efectos significativos.¹⁷

3.5. Características del alumnado

Composición demográfica: proporción de inmigrantes y de varones. Antes se vio que la condición de inmigrante podría asociarse con peores resultados educativos en la medida que el sistema educativo no logre integrar adecuadamente a los estudiantes inmigrantes. Asimismo, la inmigración puede afectar los resultados educativos agregados si los estudiantes inmigrantes generan externalidades sobre el resto de los alumnos. Algunos trabajos para países de la OECD encuentran que tener compañeros inmigrantes afecta negativa y significativamente los rendimientos educativos individuales (Sánchez Hugalde, 2008; Calero, Choi y Waisgrais, 2009). En Argentina la inmigración es mucho menor que en los países de la OECD, y los resultados de la tabla 3 sugieren que no habría diferencias significativas de rendimiento asociadas a la proporción de compañeros de origen inmigrante en la escuela.

En cuanto a los efectos de la composición por género del alumnado, en general se encuentra que la mayor proporción de varones en la escuela se asocia con un peor desempeño individual, tanto de mujeres como de varones (Lavy y Schlosser, 2011; Calero, Choi y Waisgrais, 2009; Hoxby, 2000). Uno de los canales por los que operaría este efecto, y el más explorado en la literatura, es el que asocia la mayor proporción de chicos en la escuela con una peor disciplina. Según nuestros resultados, este efecto no sería significativo para los alumnos argentinos, al menos luego de controlar por un indicador de clima disciplinario en la escuela que se discute más adelante

Clima educativo (educación promedio de los padres de los alumnos de la escuela).

Varios trabajos encuentran efectos positivos del clima educativo sobre el desempeño individual (Calero y Waisgrais, 2009; Calero y Escardíbul, 2007) usualmente más fuertes para los alumnos de peor desempeño o más bajo nivel socioeconómico (Rangvid, 2007).¹⁸ La evidencia para la Argentina apunta en la misma dirección: escuelas con mejor clima educativo se caracterizan por un desempeño individual más alto de sus alumnos. Por ejemplo, comparando un clima educativo equivalente a nivel secundario completo (padres con 12 años de educación promedio) con uno de nivel

¹⁷ La variable se define como la inversa del tamaño de la clase para obtener un coeficiente positivo (aunque no significativo), tal como requiere la descomposición del Gini de la próxima sección. También se utilizó como proxy de los recursos de la escuela a la cantidad de estudiantes por profesor, pero como los efectos estimados tampoco eran significativos y gran parte de las observaciones tenían información faltante para esta variable, se la excluyó del modelo.

¹⁸ Otros autores encuentran resultados similares aunque trabajando con distintas aproximaciones del nivel socioeconómico del alumnado (no sólo incorporan la educación de los padres sino también la calificación ocupacional y la disponibilidad de recursos, entre otras). Ver por ejemplo, Raitano y Vona (2010), Ammermueller y Pishke (2006), Feinstein y Symons (1997), y Schneeweis y Winter-Ebmer (2007). También la literatura ha explorado el efecto de la heterogeneidad de los compañeros, pero la evidencia es más ambigua (ver por ejemplo Fertig, 2003a; Hanushek, Kain, Markman y Rivkin, 2003; Raitano y Vona, 2010).

universitario (5 años más de educación promedio), y manteniendo constantes todos los demás factores, la brecha en el puntaje promedio de los estudiantes es de 49 puntos (medio desvío estándar de la distribución de puntajes individuales).

Clima disciplinario de la escuela. El comportamiento de los estudiantes ha sido ampliamente estudiado en la literatura por su impacto en el aprendizaje (Lewis, Romi, Qui y Katz, 2005; Barton, Coley y Wenglinsky, 1998). En particular, PISA elabora un índice de ambiente disciplinario a partir de las respuestas de los estudiantes con relación a la frecuencia con que se presentan ciertas situaciones de indisciplina en las clases (OECD, 2010b). Mayores valores del índice corresponden a un mejor clima disciplinario. En base a los valores promedio de este índice a nivel de escuela, se ha agrupado a los establecimientos en quintiles de clima disciplinario e incorporado esta variable como variable explicativa en el modelo 7 de la Tabla 3.¹⁹ Los resultados sugieren diferencias significativas en los resultados en lectura entre los alumnos que asisten a escuelas en diferentes quintiles de clima disciplinario. En particular, manteniendo constantes todos los demás factores determinantes del rendimiento, un alumno que asiste a una escuela en un quintil de clima disciplinario superior obtiene en promedio casi 5 puntos más que un alumno con iguales características observables en el quintil disciplinario inferior.²⁰

Proporción de repitentes. Otro aspecto importante a tener en cuenta para caracterizar a los compañeros de escuela es la condición de repitencia. En general, como vimos anteriormente, la repitencia se asocia con un bajo desempeño educativo individual. En la medida que el desempeño de los compañeros afecte el propio desempeño podemos esperar que exista un “efecto de pares repitentes”. Lavy, Paserman y Schlosser (2008), por ejemplo, encuentran que una alta concentración de repitentes en el aula reduce el rendimiento académico de los estudiantes regulares, en particular de aquellos en la parte más baja de la distribución socioeconómica, y argumentan que el canal a través del cual operaría el efecto es desviando la atención de los maestros desde los alumnos regulares hacia los repitentes. Los resultados para la Argentina también sugieren que una mayor proporción de alumnos repitentes en la escuela se asocia a resultados significativamente peores en comprensión lectora. En particular, del modelo 7 de la tabla 3 surge que pasar de una escuela promedio dentro de las de alta tasa de repitencia (un 69% de los alumnos de 15 años repitieron algún año) a una escuela promedio dentro de las de baja tasa de repitencia (un 13% de repitentes en la escuela) se asocia a un aumento de 29 puntos en las pruebas de lectura.

¹⁹ La agrupación del índice de clima disciplinario de la escuela en quintiles está íntimamente relacionada con la necesidad de transformar este índice para realizar la descomposición del Gine en la siguiente sección, debido a que el índice que confecciona PISA puede tomar tanto valores positivos como negativos. De cualquier modo, los resultados cualitativos no cambian si se utiliza el índice en lugar del quintil del índice como variable explicativa.

²⁰ En la misma dirección apuntan los resultados de Duarte, Bos y Moreno (2011), donde en base al Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE) examinan para 16 países latinoamericanos la asociación de un índice de violencia y discriminación escolar con el desempeño de alumnos de tercer y cuarto grado de la educación básica en las áreas de lengua y matemáticas.

Clima académico (prácticas de agrupamiento y selectividad académica de alumnos). La práctica de asignar a los alumnos a clases o escuelas diferentes en base a su capacidad o desempeño, comúnmente conocida como *tracking*, ha sido motivo de un intenso debate político en varios países del mundo. Los defensores de esta medida argumentan que el *tracking* puede aumentar la eficiencia en la enseñanza al permitir focalizarse en las necesidades pedagógicas y de recursos de estudiantes de distintos grupos, en tanto sus detractores sostienen que esta práctica puede perpetuar y agravar las desigualdades existentes, al agrupar a los estudiantes de menor desempeño con otros pares de bajo rendimiento, conduciéndolos a un menor logro académico y por lo tanto a menores perspectivas laborales e ingresos en su vida adulta (Betts, 2011). La división de los estudiantes en base al rendimiento puede realizarse entre distintas clases dentro de una escuela, o bien entre diferentes escuelas. Al primer tipo de *tracking*, aquel que ocurre al interior de la escuela, común en el norte de América, nos referiremos como “prácticas de agrupamiento de alumnos”; al segundo, más frecuente en Europa, lo relacionamos con las prácticas de selectividad académica.

La evidencia internacional acerca del efecto de las prácticas de agrupamiento de alumnos sobre el desempeño individual es ambigua, en gran medida debido a las dificultades metodológicas propias de la inferencia causal, pero también por diferencias en la manera que se aplica el agrupamiento en los distintos países (Betts, 2011). Según nuestros resultados para la Argentina, y luego de controlar por los demás factores, no se encuentra una diferencia significativa en el desempeño individual asociada al uso de estas prácticas.

En cuanto a la selectividad académica de estudiantes, los estudios a nivel internacional encuentran que aumenta la desigualdad en el rendimiento de los estudiantes, especialmente si se realiza a edades tempranas (Hanushek y Wößmann, 2006; Ammermüller, 2005; Schütz, Ursprung y Wößmann, 2008), y que también refuerza los efectos del contexto socioeconómico familiar sobre los resultados educativos de los hijos (Brunello y Checchi, 2007). Si bien en la Argentina no se aplica formalmente de manera generalizada, un 37% de los estudiantes representados por PISA 2009 van a escuelas usan algún mecanismo de selección académica. Los resultados de la tabla 3 muestran que en promedio, y dados todos los demás factores asociados al rendimiento en lectura, los alumnos de escuelas que aplican la selección académica exhiben un rendimiento casi 14 puntos superior, aunque estas diferencias sólo son significativas al 10%.²¹

4. Los factores detrás de las desigualdades en el desempeño

²¹ Se evaluó también el efecto de la práctica de la selección de alumnos sobre la base del acuerdo de los padres con la filosofía religiosa o de instrucción de la escuela, pero no se encontraron diferencias significativas de desempeño asociadas a la aplicación de este criterio.

4.1. Análisis de varianza

En la sección 2 se señaló que uno de los atractivos de los modelos multinivel es que permiten descomponer la varianza de los puntajes de las pruebas en dos partes: una que se asocia a características de las escuelas y la otra que es atribuible a diferencias entre los alumnos al interior de las escuelas. Esto se conoce como descomposición de la varianza en sus componentes: varianza entre grupos (varianza *between*) y varianza entre individuos dentro de cada grupo (varianza *within*).

En la tabla 4 se presenta la descomposición de la varianza del término inobservable correspondiente a cada uno de los modelos de la tabla 3. La varianza total (tercera fila de la tabla 4) es igual a la varianza de los resultados de las pruebas que subsiste luego de controlar por las variables explicativas que se incluyen en el modelo. La descomposición permite separar la parte de esa varianza no explicada que se debe a diferencias en las características no observadas entre escuelas (primera fila de la tabla), de la parte que se debe a diferencias en las características no observadas de los alumnos al interior de cada escuela (segunda fila de la tabla).

La primera columna de la tabla corresponde al modelo nulo de la ecuación (2). La descomposición de la varianza total de los resultados de las pruebas cuando no se controla por ningún factor sirve como parámetro de comparación con los restantes modelos. Un 50% de la varianza total en los puntajes de las pruebas de lectura es atribuible a diferencias entre escuelas, lo que se conoce como correlación *intracluster*. El 50% restante es atribuible a diferencias entre los alumnos al interior de las escuelas, o varianza *within*.

Las siguientes columnas corresponden a los demás modelos estimados, en lo que se agregan regresores en forma progresiva.²² En la medida que esas variables logren explicar parte de la variabilidad de resultados, la varianza total irá cayendo y la composición *between* y *within* de esa varianza se irá modificando. El conjunto de las variables del nivel 1, agregadas paulatinamente a lo largo de las tres especificaciones siguientes, logran explicar hasta un 34% de la varianza total. Esa contracción de la varianza se debe principalmente a la caída de la varianza *between*, que se reduce más de la mitad (52%), mientras que la varianza *within* cae sólo un 16%. Es interesante notar que este resultado sugiere que más de la mitad de la varianza de resultados causada por la heterogeneidad de las escuelas no se explica por características de las escuelas en sí (notar que aún no fueron incorporadas las variables del nivel 2) sino por características de los alumnos que asisten a esas escuelas. Es decir, los mecanismos de autoselección que asignan distintos tipos de alumnos a distintos tipos de escuelas explican en gran medida por qué algunas escuelas obtienen resultados superiores que otras en las pruebas PISA. También es importante destacar que las características de los alumnos aproximadas por las variables del nivel 1 logran explicar apenas un 16% de la varianza de resultados entre alumnos al interior de las escuelas.

²² Las columnas de la tabla 4 se corresponden con las de la tabla 3.

Cuando se incorporan al modelo todas las variables del nivel 2 (columna 7 en la tabla 4) la varianza total cae un 48%. Es decir, los factores observables a nivel alumnos y escuelas explican un poco menos de la mitad de la variabilidad total de los resultados en las pruebas de lectura. Otra vez, esta caída en la varianza total es liderada por el componente *between* que se contrae en un 80%. Mientras que sólo restaría explicar un 20% de la varianza de resultados entre escuelas (*between*), un 84% de la varianza de resultados entre alumnos al interior de las escuelas (*within*) sigue sin poder explicarse aún en el modelo más completo, lo que pone de manifiesto la importancia de los factores inobservables a nivel de alumnos (motivación, esfuerzo, habilidad, talento, inteligencia, características no observables de la familia, etc.) para explicar la heterogeneidad en los resultados más allá de la escuela a la que asisten, de sus propias características observables, de las de sus compañeros y familia.

4.2. Descomposición por fuente de la desigualdad en el desempeño

En este apartado se busca medir la contribución relativa sobre la desigualdad de resultados en las pruebas PISA, de cada uno de los factores incluidos en los modelos de determinantes estimados en la sección anterior. Se ha visto, por ejemplo, que aquellos alumnos cuya madre se encuentra inactiva se desempeñan en promedio 9 puntos por encima de aquellos que tienen una madre económicamente activa. Este efecto es de similar orden de magnitud que asistir a una escuela en la que los padres de los alumnos posean en promedio un año más de educación. Aunque ambas características (tener madre inactiva y asistir a una escuela con un clima educativo un año superior) tengan igual impacto en el rendimiento promedio, su incidencia sobre la desigualdad de puntajes dependerá no sólo de la asociación de estas variables con el rendimiento, sino también de la distribución de estas características entre los alumnos argentinos (qué proporción de alumnos poseen y no poseen esas características y cuán desigualmente distribuidas están las mismas).

A los efectos de poder comprender mejor por qué la desigualdad educativa es alta en Argentina es necesario contemplar todos los canales simultáneamente. La metodología de descomposición de puntajes por fuente explicada en la sección 2 permite expresar la desigualdad de rendimiento, medida por el índice de Gini, como la suma de las contribuciones absolutas provenientes de cada característica, donde la contribución de cada una de ellas a la desigualdad depende del peso de cada factor en la predicción del puntaje total (S_k), la fuerza de la correlación de Gini del factor con el puntaje (R_k) y la desigualdad en la distribución de la variable (Gini de la variable G_k).²³ Naturalmente, y como se desprende de la subsección anterior, parte de la desigualdad de puntajes no puede ser explicada por factores observables, pero el análisis de la desigualdad restante mediante una descomposición como la antes mencionada puede ayudar a comprender, al menos parcialmente, algunas de las razones detrás de la desigualdad de rendimiento existentes.

²³ Notar que por la propiedad de invarianza a la escala del indicador, el Gini del producto de la variable por el efecto marginal es igual al Gini de la variable.

Los resultados de la descomposición por fuente de la desigualdad en base al modelo multinivel completo (modelo 7 de la tabla 3) se muestran en la tabla 5. El Gini del puntaje en lectura para la submuestra utilizada para la regresión es de 0.130. De ese Gini, es posible explicar 0.092 puntos (un 70%) en base a la distribución real de las características observables incluidas en el modelo multinivel. Las contribuciones absolutas de cada fuente al Gini son iguales al producto de los 3 factores antes mencionados, y el peso de estas contribuciones en relación al Gini proveniente de fuentes observables (0.092) representa la contribución relativa de cada factor a la desigualdad de puntajes proveniente de fuentes observables.

Un 32.9% de la desigualdad de rendimiento en lectura en PISA 2009 que proviene de fuentes observables es explicado por características de los alumnos. En particular, un 16% se explica por las diferencias de rendimiento entre repitentes y no repitentes, mientras que un 10% es producto de diferencias en los años escolares a los que asisten los estudiantes de 15 años. Las diferencias de género y asistencia a preescolar sólo permiten explicar un 4.5% y un 2% de esta desigualdad, respectivamente, en tanto el efecto de la edad es despreciable. En cuanto a los factores que explican estas contribuciones, se destaca la fuerte correlación simple de la situación de repitencia con el puntaje obtenido en la prueba, que hace que aunque esta característica no se encuentre muy desigualitariamente distribuida en la población en relación al resto de los factores, su contribución a la desigualdad de rendimiento sea de las más importantes.

Según se desprende de la tabla 5, las disparidades demográficas de las familias de los alumnos no juegan un rol relevante en la explicación de la desigualdad de puntajes obtenidos. Las condiciones de inmigrante y lengua materna en su conjunto sólo dan cuenta de un 0.6% de la desigualdad proveniente de fuentes observables, mientras que diferencias en la presencia de hermanos y de ambos padres en el hogar sólo explican un 0.3% y 0.1%, respectivamente. La poca potencialidad de estas variables para explicar desigualdades de rendimiento (sus contribuciones representan en total un 1% del Gini proveniente de fuentes observables) está íntimamente vinculada al escaso peso de las mismas al momento de predecir el puntaje de un alumno, a excepción de la variable lingual (nativo que habla en su casa el idioma español), característica que al estar tan igualitariamente distribuida en la población no termina teniendo peso sobre la desigualdad de rendimiento observada.

A diferencia de las disparidades demográficas, las desigualdades socioeconómicas de las familias de los alumnos argentinos permiten explicar en su conjunto una proporción no despreciable de la desigualdad de puntajes proveniente de fuentes observables. En efecto, casi un 14% de esta desigualdad se explica por la actividad laboral de la madre,²⁴ la situación educativa y ocupacional de los padres y la disponibilidad de recursos educativos en el hogar. En este caso, si bien ninguno de los factores tiene individualmente un peso importante en la predicción del puntaje total, la desigualdad con la que alguna de estas características se distribuye en la población y su correlación

²⁴ La contribución a la desigualdad de la condición de actividad del padre es nula.

nada despreciable con el puntaje termina contribuyendo significativamente a la desigualdad del rendimiento argentino en la prueba PISA considerada.

Hasta aquí se ha evaluado cómo distintos factores observables a nivel individuo permiten explicar parte de la desigualdad en el rendimiento educativo argentino. Sin embargo, la descomposición de la varianza del puntaje en lectura que surge del modelo nulo presentado en la sección anterior sugería que un 50% de esa variabilidad de rendimiento era desigualdad entre escuelas. Aunque el modelo multinivel posibilitaba realizar esta descomposición de varianza y responder de alguna manera cuánto pesa la escuela a la que va el alumno para explicar un desempeño superior o inferior y qué variables a nivel de escuela están asociadas a diferencias significativas de puntaje, poco permite decir respecto a la importancia relativa de esos factores entre sí. La descomposición por fuente aquí realizada, en cambio, permite dar una respuesta a la pregunta de si son los diferentes tipos de gestión, las distintas dotaciones de recursos o las diferentes composiciones del alumnado de las escuelas los que explican las fuertes disparidades de rendimiento de los alumnos argentinos en la prueba PISA.

El análisis de la tabla 5 sugiere que ni los tipos de escuela y gestión ni las dotaciones de recursos son los factores que explican las fuertes diferencias de rendimiento entre escuelas. Aunque estos factores contribuyen en un 6.9% a la desigualdad de puntaje en lectura proveniente de fuentes observables medida por el Gini (nótese que los recursos de las escuelas constituyen de hecho un factor levemente igualador al existir una correlación simple positiva entre el tamaño de las clases y el puntaje en la prueba)²⁵, su importancia cuantitativa es menor en relación a los efectos que tiene la composición del alumnado en la explicación de la desigualdad del rendimiento de los alumnos argentinos. El principal resultado de este trabajo es precisamente que el 45.4% de la desigualdad del puntaje en PISA que puede explicarse es producto de diferencias en los pares a los que alumnos de una y otra escuela argentina pueden acceder. Mientras algunos estudiantes tienen compañeros regulares de alto nivel socioeconómico, a menudo también seleccionados académicamente, otros interactúan en sus escuelas con pares de bajo los estratos socioeconómicos más bajos, frecuentemente repitentes o incluso inmigrantes, y estas diferencias en los alumnados de las escuelas a las que van unos y otros estudiantes permiten explicar en buena parte el alto grado de desigualdad educativa existente en Argentina.

5. Conclusiones

La desigualdad en los resultados educativos de los jóvenes en la Argentina que resulta del programa de evaluación de competencias PISA es relativamente alta en

²⁵ Si los alumnos y las escuelas fueran exactamente iguales en todos los factores observables excepto en el tamaño de las clases, entonces la desigualdad que surge de fuentes inobservables se vería reducida por la existencia de escuelas con distintos tamaños de clases promedio, constituyendo este un factor que compensaría las desigualdades inobservables y por ende sería igualador. De cualquier modo, en vista de la no significatividad de esta variable (ver tabla 3), este resultado debería interpretarse con cuidado.

comparación a la de otros países. En este trabajo se realizó un análisis exploratorio sobre los determinantes de esta desigualdad, con el objetivo de comprender mejor qué características de los alumnos y las escuelas permiten explicar esta variabilidad, y en qué magnitud pueden hacerlo. Para ello, se procedió en dos etapas. En primer lugar, se estimaron modelos multinivel a los efectos de entender cuáles son los factores observables asociados al desempeño individual de los estudiantes argentinos en las prueba PISA 2009 de lectura. En segundo término, se realizó una descomposición por fuente de la desigualdad en los puntajes, con el objeto de cuantificar la importancia relativa de esos factores al momento de explicar por qué la desigualdad educativa es tan alta en Argentina.

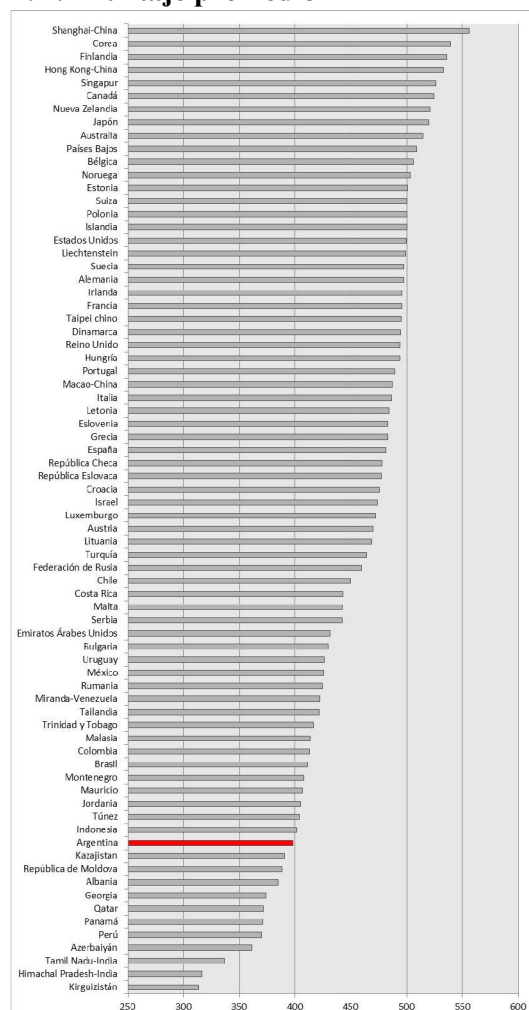
Las estimaciones econométricas sugieren un conjunto de variables asociadas significativamente a los puntajes en lectura en la prueba del año 2009. En el ámbito de las características personales de los alumnos, se encuentra un mejor rendimiento de las mujeres y de los estudiantes en los años escolares más avanzados, que no han repetido cursos previamente y que asistieron al nivel preescolar. En relación a las características de familiares de los alumnos, se observa que los estudiantes sin hermanos ni entorno inmigrante en el hogar (en el sentido de que el alumno es argentino y en su casa se habla el idioma español) tienen un desempeño superior en promedio, dado todo lo demás. Igualmente asociado a un rendimiento promedio mayor se encuentran ciertas características que definen la situación socioeconómica de las familias, como tener una madre laboralmente inactiva, padres con alta calificación ocupacional y disponer de recursos educativos en el hogar, como libros y computadora. Con relación a los efectos a nivel escuela, se halló que, en general, son las características de los compañeros (efectos de pares) y no el tipo de escuela en sí, los que parecen explicar las diferencias en los rendimientos educativos individuales. En particular, tener pares no repitentes, de buen comportamiento, con padres más educados y seleccionados académicamente resulta en un desempeño educativo superior.

La descomposición de la desigualdad de puntajes por fuente permitió evaluar la importancia relativa de todos estos factores. Los resultados de ese ejercicio sugieren que la desigualdad del rendimiento argentino en PISA se explica fundamentalmente por la composición diferencial de los alumnos de las escuelas. En efecto, un 45.4% de la desigualdad que surge de fuentes observables es producto de que mientras algunos alumnos tienen compañeros regulares de alto nivel socioeconómico, a menudo seleccionados académicamente, otros interactúan en sus escuelas con pares estratos socioeconómicos más bajos, frecuentemente repitentes. Estas diferencias, que se están en el corazón de las desigualdades del sistema educativo argentino, sugieren la necesidad imperiosa de emprender políticas encaminadas a reducir la segregación socioeconómica y académica entre las escuelas del país. Los resultados sugieren que una distribución menos segregada de los diferentes tipos de alumnos entre los distintos establecimientos educativos del país contribuiría reduciendo las desigualdades en el desempeño educativo y, en general, aumentando la equidad.

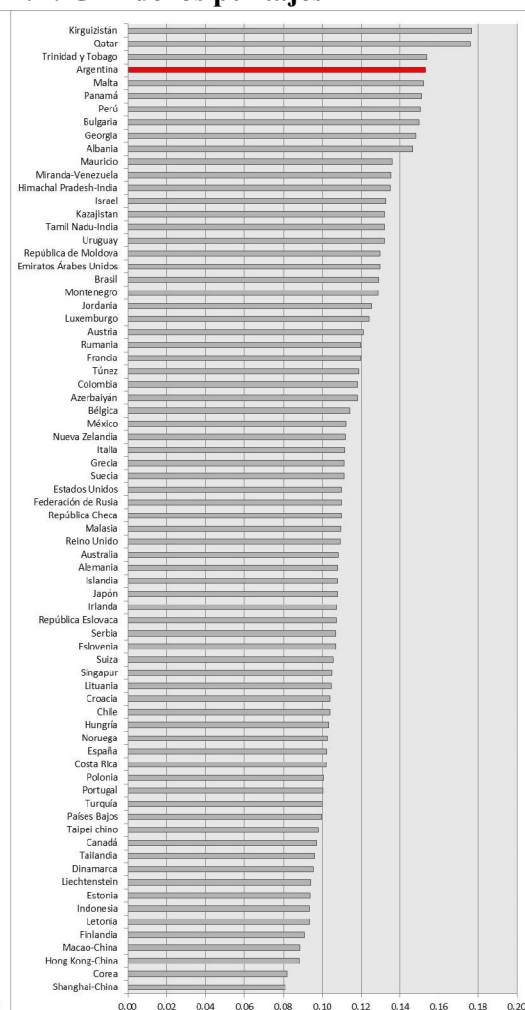
Gráficos y tablas

Gráfico 1. Puntaje promedio en comprensión lectora y desigualdad de puntajes en PISA 2009.

1.A. Puntaje promedio



1.B. Gini de los puntajes



Fuente: Elaboración propia sobre la base de PISA 2009.

Tabla 1. Definición de las variables incorporadas al análisis**NIVEL 1***Características del alumno*

EDAD	Edad del estudiante
MUJER	1= Mujer
AÑO 7	1= Asiste al grado 7
AÑO 8	1= Asiste al grado 8
AÑO 9	1= Asiste al grado 9
AÑO 10	1= Asiste al grado 10
AÑO 11	1= Asiste al grado 11
ESPECIAL	1= Asiste a educación para adultos o no formal
NO REPITENTE	1= No repitió nunca un grado
PREESCOLAR 0	1= No asistió a educación preescolar
PREESCOLAR 1	1= Asistió un año o menos a educación preescolar
PREESCOLAR 2	1= Asistió más de un año a educación preescolar

Características demográficas de la familia

CON 2 PADRES	1= Vive en una familia con sus dos padres
SIN HERMANOS	1= Vive sin ningún hermano/a en el hogar
LENGUA 1	1= Nativo que habla español en su hogar
LENGUA 2	1= Nativo que habla en casa un idioma distinto al español
LENGUA 3	1= Inmigrante que habla español en su hogar
LENGUA 4	1= Inmigrante que habla en casa un idioma distinto al español

Características socioeconómicas de las familias

INACTIVA	1= Madre económicamente inactiva
INACTIVO	1= Padre económicamente inactivo
OCUP_CBC	1= Máxima categoría ocupacional de los padres cuello blanco calificado
OCUP_CBNC	1= Máxima categoría ocupacional de los padres cuello blanco no calificado
OCUP_CAC	1= Máxima categoría ocupacional de los padres cuello azul calificado
OCUP_CANC	1= Máxima categoría ocupacional de los padres cuello azul no calificado
EDUPADRES	Máxima educación de los padres en años
COMPUTADORA	1= Tiene computadora en el hogar
LIBROS	1= Tiene más de 100 libros en el hogar

Tabla 1 (cont.). Definición de las variables incorporadas al análisis**NIVEL 2***Tipo de escuela y gestión*

PUBLICA	1= Escuela pública
PRIVSUBV	1= Escuela privada dependiente del gobierno
PRIVINDEP	1= Escuela privada independiente
TAM_ESCUELA	Total de alumnos de la escuela
TAM_MUNI1	1= Escuela en un municipio de menos de 100.000 habitantes
TAM_MUNI2	1= Escuela en un municipio de entre 100.000 y 1.000.000 habitantes
TAM_MUNI3	1= Escuela en un municipio de más de 1.000.000 habitantes
ESC_CERCA	1= Más de dos escuelas disponibles cerca
AUTO_PROF	1= Escuela con autonomía en la contratación de profesores
AUTO_TEXTO	1= Escuela con autonomía en la definición de textos
CENTR_PRESUP	1= Escuela sin autonomía en la asignación presupuestaria
CENTR_CONTE	1= Escuela sin autonomía en la definición de contenidos

Recursos de la escuela

INV_TAMCLASE	1/Tamaño promedio de las clases para alumnos de 15 años
--------------	---

Características del alumnado

PORC_VARONES	Porcentaje de varones en la escuela
PROP_INMI0	1= Alumnos de origen inmigrante en la escuela: 0%
PROP_INMI1	1= Alumnos de origen inmigrante en la escuela: entre 0,1 y 10%
PROP_INMI2	1= Alumnos de origen inmigrante en la escuela: más del 10%
MEDIA_EDUPADRES	Promedio de los máximos años de escolarización de los padres y madres de la escuela
QUINTIL_DISC	Quintil del Índice de clima disciplinario promedio de la escuela
PORC_NOREPIT	Porcentaje de no repitentes en la escuela
SELEC_ACADE	1= Escuela que tiene en cuenta los antecedentes académicos del alumno entre sus criterios de admisión
AGRUPA	1= Escuela que realiza algún tipo de agrupamiento de sus alumnos por capacidad

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables. PISA 2009.

	Muestra total				Muestra reducida			
	Media	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo	Media	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo
Puntaje medio en lectura	398.3	108.2	2.0	756.3	424.9	98.8	20.7	703.7
Edad	15.7	0.3	15.3	16.2	15.7	0.3	15.3	16.2
Mujer	0.54	0.5	0	1	0.54	0.5	0	1
Año 7	0.05	0.2	0	1	0.03	0.2	0	1
Año 8	0.13	0.3	0	1	0.10	0.3	0	1
Año 9	0.20	0.4	0	1	0.18	0.4	0	1
Año 10	0.57	0.5	0	1	0.64	0.5	0	1
Año 11	0.04	0.2	0	1	0.05	0.2	0	1
Especial	0.02	0.1	0	1	0.00	0.1	0	1
No repitente	0.62	0.5	0	1	0.71	0.5	0	1
Preescolar 0	0.05	0.2	0	1	0.03	0.2	0	1
Preescolar 1	0.29	0.5	0	1	0.27	0.4	0	1
Preescolar 2	0.66	0.5	0	1	0.69	0.5	0	1
Con 2 padres	0.71	0.5	0	1	0.79	0.4	0	1
Sin hermanos	0.11	0.3	0	1	0.09	0.3	0	1
Lengua 1	0.95	0.2	0	1	0.96	0.2	0	1
Lengua 2	0.01	0.1	0	1	0.01	0.1	0	1
Lengua 3	0.03	0.2	0	1	0.02	0.2	0	1
Lengua 4	0.01	0.1	0	1	0.01	0.1	0	1
Inactiva	0.31	0.5	0	1	0.29	0.5	0	1
Inactivo	0.06	0.2	0	1	0.04	0.2	0	1
Ocup_cbc	0.43	0.5	0	1	0.48	0.5	0	1
Ocup_cbnc	0.22	0.4	0	1	0.21	0.4	0	1
Ocup_cac	0.16	0.4	0	1	0.15	0.4	0	1
Ocup_canc	0.19	0.4	0	1	0.16	0.4	0	1
EduPadres	12.5	4.3	3	17	13.0	4.0	3	17
Computadora	0.65	0.5	0	1	0.72	0.4	0	1
Libros	0.19	0.4	0	1	0.22	0.4	0	1
Publica	0.65	0.5	0	1	0.57	0.5	0	1
Privsubv	0.20	0.4	0	1	0.24	0.4	0	1
Privindp	0.15	0.4	0	1	0.19	0.4	0	1
Tam_escuela	559.2	423.1	9	4,147	580.5	445.2	32	4,147
Tam_muni1	0.58	0.5	0	1	0.55	0.5	0	1
Tam_muni2	0.26	0.4	0	1	0.28	0.4	0	1
Tam_muni3	0.16	0.4	0	1	0.17	0.4	0	1
Esc_cerca	0.77	0.4	0	1	0.78	0.4	0	1
Auto_prof	0.42	0.5	0	1	0.48	0.5	0	1
Auto_texto	0.94	0.2	0	1	0.96	0.2	0	1
Centr_presup	0.47	0.5	0	1	0.48	0.5	0	1
Centr_conte	0.30	0.5	0	1	0.28	0.4	0	1
Inv_tamclase	0.04	0.01	0.02	0.13	0.04	0.01	0.02	0.10
Porc_varones	46.2	12.0	6.5	100.0	46.1	12.0	6.5	100.0
Prop_inmi0	0.55	0.5	0	1	0.56	0.5	0	1
Prop_inmi1	0.33	0.5	0	1	0.34	0.5	0	1
Prop_inmi2	0.11	0.3	0	1	0.10	0.3	0	1
Media_edupadres	12.4	2.2	5	17	12.8	2.1	5	17
Quintil_disc	3	1.4	1	5	3	1.4	1	5
Porc_norepit	62.3	32.2	0	100	68.9	29.7	0	100
Selec_acade	0.37	0.5	0	1	0.44	0.5	0	1
Agrupar	0.61	0.5	0	1	0.62	0.5	0	1
Observaciones Nivel 1	4,774				2,746			
Observaciones Nivel 2	199				174			

Tabla 3. Regresiones multinivel del puntaje en lectura. PISA 2009.

VARIABLES EXPLICATIVAS	Modelo Nulo	Modelos con Variables nivel 1			Modelos con Variables nivel 1 y 2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CONSTANTE	402.99*** (5.69)	201.71** (94.75)	133.33 (103.00)	99.07 (101.86)	-28.01 (105.95)	-49.31 (114.31)	-201.92* (113.84)
NIVEL 1							
<i>Características del alumno</i>							
EDAD		9.84* (5.83)	10.99* (5.83)	10.78* (5.87)	11.02* (5.86)	11.12* (5.89)	10.50* (5.81)
MUJER		24.51*** (3.03)	24.85*** (2.98)	26.42*** (2.98)	26.09*** (2.95)	26.11*** (2.95)	26.06*** (2.99)
AÑO 7		-65.40*** (22.80)	-63.67*** (22.96)	-50.32** (22.88)	30.67 (33.37)	36.78 (34.34)	54.28 (34.38)
AÑO 8		-67.28*** (12.37)	-66.04*** (12.10)	-53.82*** (12.31)	24.55 (27.69)	30.80 (28.87)	43.44 (29.84)
AÑO 9		-21.45 (12.96)	-21.06 (12.85)	-11.10 (13.26)	65.49** (27.82)	71.93** (28.86)	82.44*** (29.93)
AÑO 10		-13.57 (10.13)	-13.64 (10.14)	-5.01 (10.58)	70.86** (27.80)	77.44*** (28.71)	83.13*** (30.19)
AÑO 11		13.25 (12.51)	13.31 (12.68)	18.59 (12.94)	93.44*** (28.64)	99.97*** (29.10)	105.35*** (30.79)
NO REPITENTE		40.18*** (9.17)	39.31*** (9.00)	37.69*** (8.81)	37.36*** (8.63)	37.32*** (8.62)	36.06*** (8.29)
PREESCOLAR 1		26.09** (11.19)	26.06** (11.40)	25.33** (11.51)	23.99** (11.37)	24.29** (11.40)	22.83** (11.16)
PREESCOLAR 2		36.60*** (10.10)	36.14*** (10.24)	31.98*** (10.50)	30.04*** (10.30)	30.24*** (10.33)	28.28*** (10.06)
<i>Características demográficas de la familia</i>							
CON 2 PADRES			3.36 (4.60)	0.94 (4.59)	0.88 (4.60)	0.90 (4.60)	1.09 (4.58)
SIN HERMANOS			10.84* (5.65)	11.34** (5.67)	11.36** (5.66)	11.38** (5.65)	11.04*** (5.59)
LENGUA 1			47.87* (24.89)	44.61* (22.75)	48.08** (22.98)	48.04** (22.93)	47.67* (24.39)
LENGUA 2			26.97 (28.97)	22.72 (28.24)	26.90 (28.65)	26.70 (28.62)	27.32 (29.76)
LENGUA 3			37.30 (29.96)	40.89 (28.72)	42.68 (28.87)	42.64 (28.86)	44.50 (29.66)
<i>Características socioeconómicas de las familias</i>							
INACTIVA				9.19*** (3.27)	9.10*** (3.27)	9.08*** (3.27)	8.83*** (3.24)
INACTIVO				9.18 (7.45)	9.73 (7.34)	9.75 (7.34)	9.41 (7.30)
OCUP_CBC				16.32*** (5.21)	15.65*** (5.21)	15.58*** (5.21)	14.38*** (5.18)
OCUP_CBNC				6.47 (5.67)	6.33 (5.67)	6.29 (5.67)	6.11 (5.60)
OCUP_CAC				1.43 (5.34)	1.64 (5.36)	1.57 (5.35)	1.03 (5.24)
EDUPADRES				0.96* (0.51)	0.88* (0.52)	0.88* (0.52)	0.62 (0.51)
COMPUTADORA				15.15*** (4.24)	13.80*** (4.27)	13.86*** (4.27)	12.49*** (4.23)
LIBROS				15.26*** (4.08)	14.31*** (4.11)	14.26*** (4.10)	13.94*** (4.08)
NIVEL 2							
<i>Tipo de escuela y gestión</i>							
PRIVSUBV					32.35*** (12.39)	33.99*** (12.74)	3.35 (11.69)
PRIVINDEP					50.35*** (16.99)	51.01*** (16.86)	11.00 (13.69)
TAM_ESCUELA					0.02*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.01* (0.01)
TAM_MUN2					9.42 (8.82)	9.14 (8.80)	3.26 (6.87)
TAM_MUN3					38.30*** (9.61)	38.31*** (9.47)	24.10*** (10.54)
ESC_CERCA					10.48 (8.88)	11.20 (8.78)	4.00 (8.35)
AUTO_PROF					1.41 (12.21)	1.76 (12.15)	2.60 (10.56)
AUTO_TEXTO					5.98 (14.10)	5.85 (14.00)	3.59 (13.78)
CENTR_PRESUP					-0.05 (7.90)	-0.42 (7.84)	0.58 (6.65)
CENTR_CONTE					0.57 (8.67)	0.29 (8.62)	7.87 (7.97)
<i>Recursos de la escuela</i>							
INV_TAMCLASE						277.77 (320.88)	436.01 (340.90)
<i>Características del alumnado</i>							
PORC_VARONES							0.09 (0.24)
PROP_INMI0							8.92 (6.95)
PROP_INMI2							1.64 (12.33)
MEDIA_EDUPADRES							9.81*** (2.29)
QUINTIL_DISC							4.69*** (2.37)
PORC_NOREPIT							0.52*** (0.13)
SELEC_ACADE							13.70* (7.42)
AGRUPA							0.16 (7.05)

Nota: Errores estándar robustos entre paréntesis. *significativa al 10%, **significativa al 5%, ***significativa al 1

Tabla 4. Descomposición de los componentes de la varianza. Regresiones multinivel del puntaje en lectura. PISA 2009.

VARIANZAS	Modelo Nulo	Modelos con Variables nivel 1			Modelos con Variables nivel 1 y 2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Entre escuelas (<i>between</i>)	5102.3	3165.5	3156.2	2438.1	1744.0	1734.0	1008.3
Entre alumnos dentro de la escuela (<i>within</i>)	5115.7	4407.8	4380.4	4275.3	4270.4	4270.4	4280.8
Total (<i>between</i> + <i>within</i>)	10218.0	7573.3	7536.6	6713.4	6014.4	6004.4	5289.1
% de varianza explicada por las variables sobre el modelo nulo: total		25.9	26.2	34.3	41.1	41.2	48.2
% de varianza explicada por las variables sobre el modelo nulo: alumnos (nivel 1)		13.8	14.4	16.4	16.5	16.5	16.3
% de varianza explicada por las variables sobre el modelo nulo: escuelas (nivel 2)		38.0	38.1	52.2	65.8	66.0	80.2

Tabla 5. Descomposición de la desigualdad de puntaje en lectura por fuente. PISA 2009.

Ámbito	Fuente de desigualdad	Proporción de puntaje predicho (S_k)	Correlación de Gini (R_k)	Índice de Gini (G_k)	Contribución absoluta ($S_k R_k G_k$)	Contribución relativa ($S_k R_k G_k / G$)	Contribución relativa por ámbito (en %)
	constante	-0.479	1.000	0.000	0.000	0.000	
Características del alumno	edad	0.390	0.061	0.010	0.000	0.003	32.9%
	mujer	0.033	0.267	0.461	0.004	0.045	
	año 7	0.004	-0.224	0.967	-0.001	-0.010	
	año 8	0.010	-0.866	0.903	-0.008	-0.085	
	año 9	0.035	-0.547	0.819	-0.016	-0.173	
	año 10	0.125	0.589	0.364	0.027	0.293	
	año 11	0.013	0.567	0.950	0.007	0.074	
	no repitente	0.061	0.843	0.290	0.015	0.162	
	preescolar 1	0.015	-0.246	0.727	-0.003	-0.029	
	preescolar 2	0.046	0.317	0.307	0.005	0.049	
Características demográficas de la familia	con 2 padres	0.002	0.164	0.208	0.000	0.001	1.0%
	sin hermanos	0.002	0.134	0.910	0.000	0.003	
	lengua 1	0.109	0.330	0.037	0.001	0.015	
	lengua 2	0.000	-0.377	0.993	0.000	-0.002	
	lengua 3	0.003	-0.244	0.976	-0.001	-0.007	
Características socioeconómicas de las familias	inactiva	0.006	0.037	0.708	0.000	0.002	13.8%
	inactivo	0.001	-0.041	0.955	0.000	0.000	
	ocup_cbc	0.016	0.560	0.517	0.005	0.052	
	ocup_cbnc	0.003	-0.198	0.793	0.000	-0.005	
	ocup_cac	0.000	-0.349	0.855	0.000	-0.001	
	edupadres	0.019	0.478	0.167	0.002	0.017	
	computadora	0.021	0.646	0.276	0.004	0.042	
	libros	0.007	0.526	0.780	0.003	0.033	
Tipo de escuela y gestión	privsubv	0.002	0.482	0.765	0.001	0.007	8.3%
	privindep	0.005	0.447	0.809	0.002	0.020	
	tam_escuela	0.019	0.068	0.387	0.001	0.006	
	tam_muni 2	0.002	0.144	0.721	0.000	0.002	
	tam_muni 3	0.010	0.489	0.829	0.004	0.043	
	esc_cerca	0.007	0.329	0.223	0.001	0.006	
	auto_prof	0.003	0.514	0.516	0.001	0.009	
	auto_texto	0.008	0.308	0.041	0.000	0.001	
	centr_presup	0.001	0.107	0.522	0.000	0.000	
	centr_conte	0.005	-0.277	0.724	-0.001	-0.011	
Recursos de la escuela	inv_tamclase	0.038	-0.237	0.141	-0.001	-0.014	-1.4%
Características del alumnado	porc_varones	0.010	-0.129	0.133	0.000	-0.002	45.4%
	prop_inmi 0	0.012	0.109	0.436	0.001	0.006	
	prop_inmi 2	0.000	-0.205	0.902	0.000	-0.001	
	media_edupadres	0.298	0.776	0.093	0.022	0.235	
	quintil_disc	0.033	-0.067	0.258	-0.001	-0.006	
	porc_norepit	0.085	0.774	0.234	0.015	0.169	
	selec_acade	0.014	0.613	0.561	0.005	0.053	
	agrupa	0.000	0.185	0.384	0.000	0.000	
Total fuentes observables		1.000			0.092	1.000	100.0%
Total fuentes observables e inobservables					0.130		

Referencias

- Abdul-Hamid, H. (2007). "Assessing Argentina's preparedness for the knowledge economy: Measuring student knowledge and skills in reading, mathematical and scientific literacy with evidence from PISA 2000." *Well-being and Social Policy*, Vol. 3(2): 41-66.
- Almond, D. y J. Currie (2011). "Human Capital Development before Age Five". En: O. Ashenfelter y D. Card (eds.). *Handbook of Labor Economics, Volume 4*. Elsevier.
- Altonji, J., T. Elder y C. Taber (2005). "Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools." *Journal of Political Economy*, Vol. 113 (1): 151-184.
- Ammermüller, A. (2005). "Educational opportunities and the role of institutions." ZEW Discussion Paper 05-44.
- Ammermüller, A., H. Heijke y L. Wößmann. (2005). "Schooling quality in Eastern Europe: Educational production during transition." *Economics of Education Review*, Vol. 24 (5): 579-599.
- Ammermüller, A. y J. Pischke (2006). "Peer Effects in European Primary Schools: Evidence from PIRLS". IZA Discussion Paper 2077.
- Angrist, J. y V. Lavy (2002). "New evidence on classroom computers and pupil learning." *The Economic Journal*, Vol. 112(482): 735-765.
- Angrist, J., E. Bettinger, E. Bloom, E. King y M. Kremer (2002). "Vouchers for private schooling in Colombia: Evidence from a randomized natural experiment." *American Economic Review*, Vol. 92 (5): 1535-1538.
- Banerjee, A., S. Cole, E. Duflo y L. Linden (2007). "Remedying education: Evidence from two randomized experiments in India." *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122(3): 1235-1264.
- Barrera-Osorio, F. y L. Linden (2009). "The use and misuse of computers in education: evidence from a randomized experiment in Colombia." Policy Research Working Paper Series 4836, The World Bank.
- Barrow, L., L. Markman y C. Rouse (2009). "Technology's edge: The educational benefits of computer-aided instruction." *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 1(1): 52-74.
- Barton, P., R. Coley y H. Wenglinsky (1998). *Order in the classroom: Violence, discipline and student achievement*. Princeton, NJ: Policy Information Center, Educational testing service.
- Becker, G. (1964). *Human Capital*. Nueva York: Columbia University Press.
- Behrman, J. (1990). *Human Resource Led Development? Review of Issues and Evidence*. New Delhi: International Labour Office. Asian Regional Team for Employment Promotion (ILO-ARTEP).
- Bellei, C. (2007). "Expansión de la educación privada y mejoramiento de la educación en Chile. Evaluación a partir de la evidencia." *Revista Pensamiento Educativo*, Vol. 40(1).
- Belot, M. y V. Vandenberghe (2009). "Grade retention and educational attainment. Exploring the 2001 Reform by the French-Speaking Community of Belgium and Synthetic Control Methods." Discussion Paper 2009-22, Institut de Recherches Économiques et Sociales de l'Université Catholique de Louvain.
- Best, R. (1983). *We All Have Scars*. Bloomington: Indiana University Press.
- Betts, J. (2011). "The Economics of Tracking in Education." En: E. Hanushek, S. Machin y L. Wößmann (eds.). *Handbook of the Economics of Education, Volume 3*. Amsterdam: North-Holland, pp. 341-382.
- Bhrolchain, M., R. Chappel, I. Diamond y C. Jameson (2000). "Parental divorce and outcomes for children: evidence and interpretation." *European Sociological Review*, 16(1): 67-91.
- Biblarz, T. y G. Gottainer (2000). "Family structure and children's success: a comparison of widowed and divorce single-mother families." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 62: 533-548.
- Bishop, J. y L. Wößmann (2004). "Institutional effects in a simple model of educational production." *Education Economics*, Vol. 12(1): 17-38.
- Björklund, A., D. Ginther y M. Sundström (2004). "Family Structure and Child Outcomes in the United States and Sweden." IZA Discussion Paper 1259.
- Black, S., P. Devereux y K. Salvanes (2005). "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education." *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120(2): 669-700.
- Blase, J. (1986). "A qualitative analysis of sources of teacher stress: Consequences for performance." *American Educational Research Journal*, Vol. 23: 23-40.

- Borg, M., R. Riding y J. Falzon (1991). "Stress in teaching: A study of occupational stress and its determinants, job satisfaction and career commitment among primary schoolteachers." *Educational Psychology*, Vol. 11(1): 59-75.
- Brunello, G. y D. Checchi (2007). "Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence." *Economic Policy*, Vol. 22 (52): 781-861.
- Busso, M. y S. Berlinski (2013). "Pedagogical Change in Mathematics Teaching: Evidence from a Randomized Control Trial". Mimeo.
- Calero, J. y J-O. Escardíbul (2007). "Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003." *Hacienda Pública Española*, Vol. 183(4): 33-66.
- Calero, J. y S. Waisgrais (2009). "Factores de desigualdad en la educación española. Una aproximación a través de las evaluaciones de PISA." *Papeles de Economía Española*, Vol. 119: 86-98.
- Calero, J., A. Choi y S. Waisgrais (2009). "Determinantes del rendimiento educativo del alumnado de origen nacional e inmigrante en PISA-2006." *Cuadernos Económicos de ICE*, Vol. 78: 281-310.
- Card, D. y A. Krueger (1992). "Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States." *Journal of Political Economy*, Vol. 100(1): 1-40.
- Carneiro, P. y J. Heckman (2003). "Human Capital Policy." En J. Heckman y A. Krueger (eds.). *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies?* Cambridge MA: The MIT Press.
- Catsambis, S. (1994). "The path to math: gender and racial/ethnic differences in mathematics participation from middle school to high school." *Sociology of Education*, Vol. 67: 199-215.
- Cervini, R. (1999). *Calidad y equidad en la educación básica en la Argentina*. Buenos Aires: Ministerio de Cultura y Educación de la Nación.
- Cervini, R. (2003). "Diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos entre estudiantes de escuelas públicas y privadas en la educación secundaria de Argentina: Un análisis multinivel." *Education Policy Analysis Archives*, Vol. 11(6).
- Cervini, R. (2006). "Los efectos de la escuela y del aula sobre el logro en matemáticas y en lengua de la educación secundaria. Un modelo multinivel." *Perfiles educativos*, Vol. XXVIII(112): 68-97.
- Chen, X., L. Chengfang, L. Zhang, Y. Shi y S. Rozelle (2010). "Does taking one step back get you two steps forward? Grade retention and school performance in poor areas in rural China." *International Journal of Educational Development*, Vol. 30: 544-559.
- Chiswick, B. y N. DebBurman (2004). "Educational attainment: Analysis by immigrant generation." *Economics of Education Review*, Vol. 23: 361-379.
- Cotton, K. (1996). "School size, school climate, and student performance." School Improvement Research Series, Series X, Close-Up No. 20.
- Cox, D. y Jimenez, E. (1990). "The relative effectiveness of private and public schools: Evidence from two developing countries." *Journal of Development Economics*, Vol. 34(1-2): 99-121.
- Cunha, F. y J. Heckman (2007). "The Technology of Skill Formation." *American Economic Review*, Vol. 97(2): 31-47.
- Currie, J. (2001). "Early Childhood Education Programs". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15(2): 213-238.
- Datcher-Loury, L. (1988). "Family background and school achievement among low income blacks." *The Journal of Human Resources*, Vol. 24(3): 528-544.
- DeRobbio, R. y E. Iwanicki (1996). "Factors accounting for burnout among secondary school teachers." Trabajo presentado en la conferencia anual de la American Educational Research Association. New York.
- Downey, D. y A. Vogt Yuan (2005). "Sex differences in school performance during high school: puzzling patterns and possible explanations." *The Sociological Quarterly*, Vol. 46: 299-321.
- Driscoll, D., D. Halcoussis y S. Svorny (2003). "School district size and student performance." *Economics of Education Review*, Vol. 22(2): 193-201.
- Dronkers, J. y P. Robert (2003). "The effectiveness of public and private schools from a comparative perspective." EUI Working Paper SPS 2003-13, European University Institute.
- Duarte, J., M. Bos. y M. Moreno (2011). "Los docentes, las escuelas y los aprendizajes escolares en América Latina: Un estudio regional usando la base de datos del SERCE." Notas técnicas del BID # IDB-TN-267.

- Duflo, E., P. Dupas y M. Kremer (2011). "Peer Effects, Teacher Incentives, and the Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya." *American Economic Review*, Vol. 101(5): 1739-1774.
- Entorf, H. y N. Minoiu (2004). "PISA results: What a difference immigration law makes." IZA Discussion Paper N° 1021.
- Epplé, D. y R. Romano (1998). "Competition between private and public schools, vouchers, and peer-group effects." *American Economic Review*, Vol. 88(1): 33-62.
- Evans, W. y R. Schwab (1995). "Finishing high school and starting college: Do catholic schools make a difference?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110(4): 941-974.
- Feingold, A. (1988). "Cognitive gender differences are disappearing." *American Psychologist*, Vol. 43: 95-103.
- Feinstein, L. y J. Symons (1997). "Attainment in secondary school." Centre for Economic Performance Discussion Paper 341.
- Ferguson, R. (1991). "Paying for public education: New evidence on how and why money matters." *Harvard Journal on Legislation*, Vol. 28: 466-498.
- Fernández Aguerre, T. (2002). "Determinantes sociales e institucionales de la desigualdad educativa en sexto año de educación primaria de Argentina y Uruguay, 1999. Una aproximación mediante un modelo de regresión logística." *Revista mexicana de investigación educativa*, Vol. 7(16): 501-536.
- Fertig, M. (2003a). "Educational Production, Endogenous Peer Group Formation and Class Composition - Evidence From the PISA 2000 Study." *Royal Economic Society Annual Conference*.
- Fertig, M. (2003b). "Who's to blame? The determinants of German students' achievement in the PISA 2000 study." IZA Discussion Paper N° 739.
- Figlio, D. y J. Stone (1997). "School choice and student performance: Are private schools really better?" Institute for Research on Poverty Discussion Papers 1141-97, University of Wisconsin Institute for Research on Poverty.
- Formichella, M. (2011). "¿Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestión privada en la Argentina al tipo de administración?" *Revista CEPAL*, Vol. 105: 151-166.
- Fresoli, D., V. Herrero, R. Giuliodori y H. Gertel (2007). "Incidencia de la gestión sobre el rendimiento escolar en la escuela argentina. El mensaje de las pruebas internacionales y nacionales." *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Friedman, I. (1995). "Student behavior patterns contributing to teacher burnout." *The Journal of Educational Research*, Vol. 88(5): 281-289.
- Fuchs, T. y L. Wößmann (2007). "What accounts for international differences in student performance? A re-examination using PISA data." *Empirical Economics*, Vol. 32(2-3): 433-464.
- Fuller, B. y P. Clarke (1994). "Raising school effects while ignoring culture? Local conditions and the influence of classrooms, tools, rules and pedagogy." *Review of Educational Research*, Vol. 64(1): 119-157.
- Fuller, B. (1986). "Raising school quality in developing countries: What investments boost learning?" The World Bank, Washington D.C.
- Gamoran, A. (1996). "Student achievement in public magnet, public comprehensive, and private city high schools." *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol. 18(1): 1-18.
- García Pérez, J. I., M. Hidalgo-Hidalgo y J. A. Robles-Zurita (2011). "Does grade retention affect achievement? Some evidence from PISA." Document de treball de l'IEB 2011/37.
- Gasparini, L., D. Jaume, M. Serio y E. Vazquez (2012). "La segregación entre escuelas públicas y privadas en Argentina. Reconstruyendo la evidencia." *Desarrollo Económico*, en prensa.
- Gertel, H., R. Giuliodori, V. Herrero y D. Fresoli (2007). "Los factores determinantes del rendimiento escolar al término de la educación básica en Argentina. Una aplicación de técnicas de análisis jerárquico de datos." *Anales de las XVI Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación*.
- Gertel, H., R. Giuliodori, V. Herrero, D. Fresoli, M. Vera y G. Morra (2006). "Análisis multinivel del rendimiento escolar al término de la educación básica en Argentina." *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Glewwe, P., E. Hanushek, S. Humpage y R. Ravina (2011). "School resources and educational outcomes in developing countries: a review of the literature from 1990 to 2010." NBER Working Papers 17554, National Bureau of Economic Research.

- Glewwe, P., M. Kremer y S. Moulin (2009). "Many children left behind? Textbooks and test scores in Kenya." *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 1(1): 112-35.
- Goldhaber, D. (1996). "Public and private high schools: Is school choice an answer to the productivity problem?" *Economics of Education Review*, Vol. 15(2): 93-109.
- Handa, S. (1994). "Gender headship and intrahousehold resource allocation." *World Development*, Vol. 22, N° 10.
- Hanushek, E. (1986). "The economics of schooling: production and efficiency in public schools." *Journal of Economic Literature*, Vol. 24(3): 1141-1177.
- Hanushek, E. (1995). "Interpreting recent research on schooling in developing countries." *World Bank Research Observer*, Vol. 10(2): 227-246.
- Hanushek, E. (1997). "Assessing the effects of school resources on student performance: An update." *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol. 19: 141-164.
- Hanushek, E. (2006). "School Resources." En: E. Hanushek y F. Welch (eds.). *Handbook of the Economics of Education, Volume 2*. Amsterdam: North-Holland, pp. 865-908.
- Hanushek, E. y J. Luque (2003). "Efficiency and equity in schools around the world." *Economics of Education Review*, Vol. 22: 481-502.
- Hanushek, E. y L. Wößmann (2006). "Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries." *The Economic Journal*, Vol. 116(510): 63-76.
- Hanushek, E. y L. Wößmann (2011). "The economics of international differences in educational achievement". En: E. Hanushek, S. Machin y L. Wößmann (eds.). *Handbook of the Economics of Education, Volume 3*. Amsterdam: North-Holland, pp. 89-200.
- Hanushek, E., J. Kain, J. Markman y S. Rivkin (2003). "Does peer ability affect student achievement?" *Journal of Applied Economics*, Vol. 18: 527-544.
- Haveman, R. y B. Wolfe (1995). "The determinants of children's attainment: A review of methods and findings." *Journal of Economic Literature*, Vol. 33(4): 1829-1878.
- He, F., L. Linden y M. MacLeod. (2008). "How to teach English in India: Testing the relative productivity of instruction methods within the Pratham English Language Education Program." Manuscrito no publicado. Columbia University.
- Heckman, J. (2007). "The Economics, Technology and Neuroscience of Human Capability Formation." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 104(3): 13250-5.
- Hedges, L. y A. Nowell (1995). "Sex differences in mental test scores, variability, and numbers of high-scoring individuals." *Science*, Vol. 269: 41-45.
- Heyneman, S., J. Farrell y M. Sepulveda-Stuardo (1978). "Textbooks and achievement: What we know." World Bank Staff Working Paper No. 298.
- Howell, C., y P. Lundall (2000). "Computers in schools: A national survey of information communication technology in South African schools." Cape Town: Education Policy Unit, University of Western Cape.
- Hoxby, C. (1994). "Do private schools provide competition for public schools?" National Bureau of Economic Research Working Paper 4978.
- Hoxby, C. (2000). "Peer effects in the classroom: learning from gender and race variation." NBER Working Paper 7867.
- Hyde, J., E. Fennema y S. Lamon (1990). "Gender differences in mathematics performance: A meta-analysis." *Psychological Bulletin*, Vol. 107: 139-155.
- Jacob, B. A. and Lefgren, L. (2004). "Remedial Education and Student Achievement: A Regression-Discontinuity Analysis." *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXXVI(1): 226-244.
- Jacob, B. A. and Lefgren, L. (2009). "The effect of grade retention on high school completion." *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 1(3): 33-58.
- Jacobs, J. (1995). "Gender and academic specialties: trends among college degree recipients during the 1980s." *Sociology of Education*, Vol. 68 (2): 81-98.
- Jacques, C., B. Brorsen y F. Richter (2000). "Consolidating rural school districts: Potential savings and effects on student achievement." *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 32(3): 573-583.
- Jimenez, E., M. Lockheed y V. Paqueo (1991). "The relative efficiency of private and public schools in developing countries." *The World Bank Research Observer*, Vol. 6(2): 205-218.

- Jimerson, S. (2001). "Meta-analysis of grade retention research: Implications for practice in the 21st century." *School Psychology Review*, Vol. 30(3): 420-437.
- Karoly, L. A., P. W. Greenwood, S. S. Everingham, J. Hoube, M. R. Kilburn, C. P. Rydell, M. Sanders and J. Chiesa. (1998). *Investing in Our Children: What We Know and Don't Know About the Costs and Benefits of Early Childhood Interventions*. Santa Monica, CA: RAND Corporation.
- Keiper, R. y K. Busselle (1996). "The rural educator and stress." *Rural educator*, Vol. 17(2): 18-21.
- Kiesling, H. (1967). "Measuring a local government service: A study of school districts in New York State." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 49(3): 356-367.
- Klein, S. (1985). *Handbook for Achieving Sex Equity through Education*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Kremer, M. (1995). "Research on schooling: What we know and what we don't. A comment." *World Bank Research Observer*, Vol. 10(2): 247-254.
- Krueger, A. (2003). "Economic considerations and class size." *Economic Journal*, Vol. 113(485): 34-63.
- Kyriacou, C. (1980). "Stress, health, and school-teachers: A comparison with other professions." *Cambridge Journal of Education*, Vol. 10: 154-159.
- Lavy, V. M. Paserman y A. Schlosser (2008). "Inside the black box of ability peer effects: evidence from variation in the proportion of low achievers in the classroom." NBER Working Paper 14415.
- Lavy, V. y A. Schlosser (2011). "Mechanisms and impacts of gender peer effects at school." *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3(2): 1-33.
- Lazear, E. (2001). "Educational Production." *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116(3): 777-803.
- Leeuw and Meijer (eds.) (2008). *Handbook of Multilevel Analysis*. Springer
- Leithwood, K. y D. Jantzi (2009). "A Review of Empirical Evidence About School Size Effects: A Policy Perspective." *Review of Educational Research*, Vol. 79 (1): 464-490.
- Lerman, R and S. Yitzhaki (1985). "Income Inequality Effects by Income." *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67(1): 151-56.
- Leuven, E., M. Lindahl, H. Oosterbeek y D. Webbink (2007). "The effect of extra funding for disadvantaged pupils on achievement." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89(4): 721-736.
- Lever, J. (1978). "Sex differences in the complexity of children's play and games." *American Sociological Review*, Vol. 43: 471-483.
- Lewis, R, S. Romi, X. Qui y Y. Katz (2005). "Teachers' classroom discipline and student misbehavior in Australia, China and Israel." *Teaching and Teacher Education*, Vol. 21: 729-741.
- Llach, J. (2006). *El desafío de la equidad educativa. Diagnóstico y propuestas*. Buenos Aires: Granica.
- Llach, J., S. Montoya y F. Roldán (1999). *Educación para todos*. Buenos Aires: IERAL.
- Lockheed, M. y E. Hanushek (1988). "Improving educational efficiency in developing countries: What do we know?" *Compare*, Vol. 18(1): 21-38.
- Machin, S., S. McNally y O. Silva. (2006). "New technology in schools: Is there a payoff?" *The Economic Journal*, Vol. 117(522): 115-167.
- Manacorda, M. (2012). "The Cost of Grade Retention." *Review of Economics and Statistics*, 94.
- Marshall, J. (2009). "School quality and learning gains in rural Guatemala." *Economics of Education Review*, Vol. 28(2): 207-216.
- McLanahan, S. y G. Sandefur (1997). *Growing up with a single parent: What hurts, what helps*. Cambridge: Harvard University Press.
- Metzler, J. y L. Wößmann (2010). "The impact of teacher subject knowledge on student achievement: Evidence from within-teacher within-student variation." IZA Discussion Paper No. 4999.
- Miller, M. y W. Moore (1991). "Private-public school differences in the United States: findings from the second international mathematics study." *International Journal of Educational Research*, Vol. 15(5): 433-444.
- Neal, D. (1997) "The effects of catholic secondary schooling on educational achievement." *Journal of Labor Economics*, Vol. 15(1): pp. 98-123.
- Niskanen, W. (1998). "Student performance and school district size." En: W. Niskanen (ed.). *Policy analysis and public choice: selected papers by William A. Niskanen*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, pp. 124-134.

- Noell, J. (1982). "Public and catholic schools: A reanalysis of 'public and private schools'." *Sociology of Education*, Vol. 55(2-3): 123-132.
- OECD (2004). "Lifelong Learning." Policy Brief, February, Paris.
- OECD (2009). *PISA Data Analysis Manual: SPSS, Second Edition*, PISA, OECD Publishing
- OECD (2010). "PISA 2009 Results: What Students Know and Can Do – Students Performance in Reading, Mathematics and Science (Volume I)". <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091450-en>
- OECD (2010a). "PISA 2009 Results: Overcoming Social Background – Equity in Learning Opportunities and Outcomes (Volume II)". <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091504-en>
- OECD (2010b). "PISA 2009 Results: What Makes a School Successful? – Resources, Policies and Practices (Volume IV)". <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091559-en>
- OECD (2011). "Does participation in pre-primary education translate into better learning outcomes at school?" PISA in focus, OECD.
- Opdenakker, M. y J. Van Damme (2006). "Differences between secondary schools: A study about school context, group composition, school practice, and school effects with special attention to public and Catholic schools and types of schools." *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 17(1): 87-117.
- Pallas, A. y K. Alexander (1983). "Sex differences in quantitative SAT performance: New evidence on the differential course-work hypothesis." *American Educational Research Journal*, Vol. 20: 165–182.
- Peterson, P. y L. Wößmann (2007). "Introduction: schools and the equal opportunity problem." En L. Wößmann y P. Peterson (eds.). *Schools and the equal opportunity problem*. Cambridge, MA: MIT Press: 3-27.
- Pong, S., J. Dronkers y G. Hampden-Thompson (2003). "Family Policies and Children's School Achievement in Single- Versus Two-Parent Families." *Journal of Marriage and Family*, Vol. 65: 681–699.
- Raitano, M. y F. Vona (2010). "Peer Heterogeneity, Parental Background and Tracking: Evidence from PISA 2006." Document de travail de l' OFCE 23.
- Rangvid, B. (2007). "Educational Peer Effects. Quantile Regression Evidence from Denmark with PISA2000 data" *Empirical Economics*, Vol. 33(2): 359-388.
- Riala, K., I. Isohanni, J. Jokelainen, P. Jones y M. Isohanni (2003). "The relationship between childhood family background and educational performance, with special reference to single-parent families: a longitudinal study." *Social Psychology of Education*, Vol. 6(4): 349-365.
- Rivkin, S., E. Hanushek y J. Kain (2005). "Teachers, Schools and Academic Achievement". *Econometrica*, Vol. 73(2): 417-458.
- Rouse, C. y A. Krueger (2004). "Putting computerized instruction to the test: A randomized evaluation of a "scientifically based" reading program." *Economics of Education Review*, Vol. 23(4): 323-338.
- Sánchez Hugalde, A. (2008). "Efectos de la inmigración en el sistema educativo: el caso español." Tesis doctoral, Universidad de Barcelona.
- Sander, W. (1996). "Catholic grade schools and academic achievement." *The Journal of Human Resources*, Vol. 31(3): 540-548.
- Santos, M. (2007). "Quality of education in Argentina: determinants and distribution using PISA 2000 test scores." *Well-being and Social Policy*, Vol. 3(1): 69-95.
- Schneeweis, N. y R. Winter-Ebmer (2007). "Peer effects in Austrian schools," *Empirical Economics*, Springer, vol. 32(2), pages 387-409.
- Schütz, G., H. Ursprung, y L. Wößmann (2008). "Education policy and equality of opportunity". *Kyklos*, Vol. 61(2): 279–308.
- Shleifer, A. (1998). "State versus private ownership." *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12(4): 133–150.
- Shonkoff, J. y D. Phillips (2000). *From neurons to neighborhoods: the science of early child development*. Washington, DC: National Academy Press.
- Sirin, S. (2005). "Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research." *Review of Educational Research*, Vol. 75(3): 417-453.
- Slavin, R. (1990). "Achievement effects of ability grouping in secondary schools: A best-evidence synthesis." *Review of Educational Research*, Vol. 60(3): 471-499.

- Somers, M., P. McEwan y J. Willms (2004). "How effective are private schools in Latin-America?" *Comparative Education Review*, Vol. 48(1): 48–69.
- Sosa Escudero, W. y M. Marchionni (2000). "Household Structure, Gender and the Economic Determinants of School Attendance in Argentina". En *Poor people in a rich country. Poverty Report for Argentina*. The World Bank, volumen 2, background paper N° 7.
- Stevens, L. y D. Sessions (2000). "Private/public school choice and student performance revisited." *Education Economics*, Vol. 8(2): 169-184.
- Taguma, M., M. Kim, G. Wurzburg y F. Kelly (2009). *OECD Reviews of Migrant Education: Ireland*. OECD Publishing.
- Thomas, D. (1991). "Like father, like son: gender differences in household resource allocations." Universidad de Yale. Yale Economic Growth Center Discussion Paper N° 619, New Heaven.
- Thomas, D. y J. Strauss (1997). "Health and wages: evidence of men and women in urban Brazil." *Journal of Econometrics*, Vol. 77, N° 1.
- Vazquez, E. (2012). "Segregación escolar por nivel socioeconómico. Midiendo el fenómeno y explorando sus determinantes." Documento de trabajo del CEDLAS N°128.
- Walberg, H. y W. Fowler (1987). "Expenditure and size efficiencies of public school districts." *Educational Researcher*, Vol. 16(7): 5–13.
- Wolter, S. (2003). "Sibling Rivalry: A Six Country Comparison." IZA Discussion paper N° 734.
- Wolter, S. y M. Vellacott (2002). "Sibling rivalry: A look at Switzerland with PISA data." IZA Discussion paper N° 594.
- Wößmann, L. (2003). "Schooling resources, educational institutions, and student performance: The international evidence." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65(2): 117-170.
- Wößmann, L. (2005). "Educational production in East Asia: The impact of family background and schooling policies on student performance." *German Economic Review*, Vol. 6(3): 331–353.
- Wößmann, L. (2008). "How equal are educational opportunities? Family background and student achievement in Europe and the United States." *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, Vol. 78(1): 45-70.
- Wößmann, L. (2010). "Families, schools and primary-school learning: evidence for Argentina and Colombia in an international perspective." *Applied Economics*, Vol. 42(21): 2645-2665.