
archivos analíticos de políticas educativas

Revista académica evaluada por pares, independiente,
de acceso abierto y multilingüe



aape | epaa

Arizona State University

Volumen 21 Número 86

25 de noviembre 2013

ISSN 1068-2341

Segregación Social y Desigualdad de Logros Educativos en Argentina

Natalia Krüger

Universidad Nacional del Sur – Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales
del Sur (UNS-CONICET)
Argentina

Citación: Krüger, N. (2013). Segregación Social y Desigualdad de Logros Educativos en Argentina. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 21 (86). Recuperado [fecha], de <http://epaa.asu.edu/ojs/article/view/1352>

Resumen: En este artículo se analiza el impacto de la segregación estudiantil por nivel socioeconómico sobre la equidad educativa en la escuela secundaria argentina. La presencia de segregación implica que los alumnos se distribuyen de forma desigual en el sistema, tendiendo a concentrarse en ciertos establecimientos según su origen social. El objetivo es evaluar si este proceso contribuye a incrementar la desigualdad de logros educativos. Empleando la base de datos de PISA 2009, se estiman modelos multinivel para examinar el efecto de la composición social estudiantil de las escuelas en el desempeño individual en las pruebas de Lectura. La evidencia apoya la existencia de efectos composicionales significativos que contribuyen a explicar la dispersión en los resultados. Esto indica que los jóvenes de bajo estatus socioeconómico enfrentan un doble riesgo educativo: a la desventaja inicial relacionada con su contexto social y familiar desfavorable se suma la probable asistencia a centros con una población estudiantil más vulnerable y la exposición a efectos de pares negativos. Los hallazgos permiten sostener la importancia de considerar a la composición social de las escuelas como una variable clave de política educativa, y señalan la necesidad de analizar medidas orientadas a fomentar la integración social en el sistema.

Palabras-clave: Argentina; educación secundaria; PISA; 2009; análisis multinivel; equidad educativa; rendimiento académico; segregación escolar; nivel socioeconómico; efecto contextual.

Social Segregation and Educational Attainment Inequality in Argentina

Abstract: This paper analyzes the impact of high school socioeconomic segregation on educational equity in Argentina. The presence of segregation means that students are unevenly distributed throughout the system, concentrating in certain schools according to their social origin. The aim is to assess whether this process can increase educational attainment inequality. Using the PISA 2009 database, multilevel models are estimated in order to examine the effects of schools' social composition on individual reading performance. The evidence supports the existence of significant compositional effects which help explain test score dispersion. This suggests that young people of low socioeconomic status face a double educational risk: i) an initial disadvantage related to their social and family background; and ii) a high probability of attending a school with a vulnerable student population, where they may be exposed to negative peer effects. The findings support the need to consider the social composition of schools as a key educational policy factor, and the relevance of analyzing ways to promote social inclusion in the system.

Keywords: Argentina; high school; PISA; 2009; multilevel analysis; educational equity; academic achievement; school segregation; socioeconomic level; contextual effects.

Segregação Social e Desigualdade Rendimento Escolar na Argentina

Resumo: Este artigo analisa o impacto da segregação estudante por status socioeconômico na equidade educacional em á escola secundaria Argentina. A presença da separação implica que os estudantes estão distribuídos de forma desigual no sistema, o que tende a concentrar-se em certos estabelecimentos de acordo com seu origem social. O objetivo é avaliar se este processo contribui para o aumento da desigualdade de escolaridade. Usando o banco de dados PISA 2009, os modelos multinível são estimados para examinar o efeito do estudante composição social das escolas sobre o desempenho do indivíduo em testes de leitura. A evidência apoia a existência de efeitos significativos de composição que ajudam a explicar a dispersão dos resultados. Isso indica que os jovens de baixa condição socioeconômica rosto um risco duplo de educação: a desvantagem inicial em relação ao seu contexto social e familiar adiciona os prováveis escolas assist desfavoráveis com uma população estudantil mais vulneráveis e exposição aos efeitos negativos de pares. Os resultados permitem apoiar a importância de considerar a composição social das escolas como uma variável-chave da política educativa, e apontam para a necessidade de considerar medidas para promover a inclusão social no sistema.

Palavras-chave: Argentina; colégio; PISA; 2009; análise multinível; equidade educacional; rendimento escolar; segregação escolar; nível socioeconômico; efeitos contextuais.

Introducción

El logro de la equidad educativa constituye un objetivo primordial de política en el mundo, siendo clave el rol que la educación cumple en el desarrollo y el bienestar a nivel micro y macro-social. Sin embargo, las metas promovidas en este ámbito suelen enfrentar numerosos obstáculos, ya que son múltiples y complejos los mecanismos involucrados en la reproducción de la desigualdad social al interior de los sistemas educativos. Por ello, para diseñar medidas orientadas a solucionar los problemas más relevantes, un requisito esencial es contar con un diagnóstico adecuado de los mismos.

En el caso de Argentina, los progresos realizados en pos de la equidad educativa durante las últimas décadas son evidentes. En el nivel secundario, en particular, se ha logrado una masificación

del acceso que permitió incorporar a sectores sociales históricamente excluidos, mejorando los indicadores educativos para toda la población. No obstante, considerando que la equidad educativa excede a la situación de acceso al sistema y requiere equiparar las condiciones de escolarización para todos los grupos sociales, puede afirmarse que aún existen importantes desafíos. Más allá de los avances registrados, persisten graves problemas en términos de la progresión, la conclusión, y la calidad de los aprendizajes, que afectan principalmente a los estudiantes de origen social desfavorecido (Krüger, 2012a).

El foco del presente trabajo es una de las manifestaciones particulares de la inequidad socioeducativa en el país: la segregación estudiantil por nivel socioeconómico (NSE). Este concepto alude a que los alumnos de distinto origen social se distribuyen de manera desigual entre los establecimientos (Jenkins, Micklewright, y Schnepf, 2008), tal que algunas escuelas atienden a una proporción particularmente alta de ciertos grupos socioeconómicos, y otras a una proporción especialmente baja. En un sistema segregado, el perfil del alumnado tiende a ser más homogéneo al interior de las escuelas y más heterogéneo entre ellas, reduciendo las probabilidades de interacción entre los estudiantes de distintos segmentos sociales.

La relevancia del problema destacado se fundamenta en que contribuye a través de distintas vías a que las desigualdades socioeconómicas de la población se perpetúen en su paso por el sistema educativo. En forma directa, la segregación tiene un efecto potencialmente negativo porque la composición social de las escuelas puede incidir en la *performance* de sus alumnos. El denominado *efecto de pares* o *efecto-compañero* hace referencia a la interdependencia en el comportamiento de los distintos miembros de un grupo, y en el contexto escolar puede incluso superar al efecto del perfil individual (Cervini, 2003a; Dumay y Dupriez, 2008). Las capacidades, las preferencias, y las actitudes de los estudiantes constituyen en sí mismas un recurso del proceso formativo que puede derramarse a todos los que comparten la experiencia educativa. En forma indirecta, la segregación resulta problemática porque la extracción social de los centros suele vincularse con los recursos que poseen, e influye en las prácticas y los procesos escolares, así como en las expectativas de los docentes y el clima disciplinario (Alegre, 2010; Krüger, 2011; Southworth, 2010). Así, la concentración de los jóvenes más vulnerables en ciertas escuelas limitaría su posibilidad de beneficiarse de efectos contextuales positivos. Esto explica que los sistemas educativos segregados tiendan a presentar una asociación más marcada entre el éxito de las trayectorias escolares y el NSE de pertenencia de los individuos (Dupriez y Dumay, 2006; Gorard, 2009).

Adicionalmente, la importancia de la integración social en la escuela no se reduce a los resultados educativos inmediatos. Por un lado, puede incidir en la cantidad de educación demandada luego del egreso y en la inserción laboral (Brunello y Checchi, 2006; Sendón, 2005). A su vez, la segregación atenta contra la función de cohesión social que puede tener la escuela, dificultando el intercambio de activos de capital social y la creación de redes de estudiantes heterogéneas (Katzman, 2001), factores que favorecen la movilidad social ascendente (CEPAL, 2001). En este sentido, Gorard (2009) señala que el fenómeno puede afectar los patrones de integración residencial y social más generales, impactar en las actitudes y aspiraciones de los alumnos, e influir en la salud y los niveles de delincuencia de una sociedad.

En suma, la segregación tiende a profundizar la incidencia de los condicionantes sociales de origen en los resultados escolares y post-escolares, atentando contra la equidad educativa y social. El presente trabajo tiene como objetivo general aportar evidencia relativa al primer efecto, el impacto de la segregación escolar sobre la equidad educativa, en Argentina. En particular, interesa confirmar la importancia del proceso en la profundización de la desigualdad de logros en el nivel medio, analizando la influencia de la composición social de las escuelas en los aprendizajes de sus estudiantes. Así, se busca comprobar si, una vez descontado el efecto de los atributos individuales de los alumnos, un grado relevante de la desigualdad en el rendimiento académico es atribuible a las

diferencias en el perfil socioeconómico promedio de los centros.

La hipótesis de trabajo es que, efectivamente, la segregación escolar por NSE observable en el país amplía las brechas en los logros educativos entre los jóvenes de diverso origen social, ya que quienes provienen de un contexto vulnerable se encuentran expuestos a un *doble y triple riesgo* (Lizasoain, Joaristi, Lukas, y Santiago, 2007; Willms, 2003). La presencia de un doble riesgo implica que a la desventaja inicial de los estudiantes de menor NSE familiar se suma un efecto contextual negativo, al asistir con mayor probabilidad a escuelas de bajo estatus socioeconómico. Una situación de triple riesgo se verificaría si, además, el efecto de la composición estudiantil resultara más fuerte para los alumnos de menor NSE, quienes cuentan con menos recursos para contrarrestar la influencia de un contexto desfavorable.

Para contrastar la hipótesis se adopta el enfoque de la función de producción educativa y se emplea la base de datos argentina del Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) 2009 implementado por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Mediante modelos de regresión multinivel se estima el efecto de la composición social de las escuelas —considerando diversos indicadores del capital económico, social, y cultural del alumnado— sobre el rendimiento en las pruebas de aprendizaje. Asimismo, se evalúa la posible existencia de una interacción entre las variables de NSE individual y contextual.

Antecedentes

La Segregación Escolar por Nivel Socioeconómico

El fenómeno de la segregación educativa no es reciente ni exclusivo de la Argentina. De hecho, ha sido constatado en países de diverso grado de desarrollo económico y los antecedentes de su medición datan de mediados del siglo pasado. Sin embargo, durante los últimos años se aprecia un renovado interés por el tema, especialmente en su dimensión socioeconómica. Entre las investigaciones más relevantes puede mencionarse a las de Gorard y Smith (2004), Jenkins et al. (2008), y Dupriez (2010), quienes encontraron que la segregación social es moderada a alta en sistemas educativos como los de Hungría, Bélgica, Alemania, Austria, España, e Inglaterra, entre otros. En el extremo opuesto, Noruega, Suecia, Escocia, y Dinamarca presentan los sistemas menos segregados. Según estos autores, la segregación escolar se asociaría a factores como las políticas de asignación de los alumnos, la diferenciación institucional, la segregación residencial, y la inequidad sociocultural. Las escasas mediciones disponibles para América Latina indican que en general estos países presentan niveles bajos de inclusión social en las escuelas, encontrándose la Argentina en una situación intermedia en la región (OCDE, 2010a; Reimers Arias, 2000).

Una revisión exhaustiva de los antecedentes sobre el problema en el país, así como una exploración y discusión de sus posibles causas, puede encontrarse en Krüger (2011, 2012a, 2012b). Allí se establece que la actual distribución desigual de la matrícula entre los sectores de gestión pública y privada —segregación inter-sectorial— y entre los establecimientos al interior de cada sector —segregación intra-sectorial—, responde a una compleja combinación de aspectos estructurales y culturales de la sociedad con características del propio sistema educativo. Por un lado, la progresiva desregulación del sector ha facilitado el desarrollo de mecanismos de mercado que impulsan a las escuelas a desplegar estrategias competitivas para mantener o mejorar su posición en la jerarquía local (Tiramonti, 2004; Veleda, 2005). La selección de los alumnos según su perfil socioeconómico suele formar parte de estas estrategias. En forma simultánea, la transformación de la estructura social durante las últimas décadas a partir de una creciente polarización socioeconómica y de la segregación urbana, entre otras dinámicas, se encuentra íntimamente ligada a estos procesos.

Las tendencias al cierre social de ciertos sectores o la búsqueda de servicios de mayor calidad han configurado una demanda diferenciada en función del NSE de las familias, las cuales aplican diversas estrategias de elección escolar. En este contexto, se han ido creando con el tiempo distintos dispositivos para gestionar la asignación de los alumnos (Fiszbein, 2001), que contribuyen a sesgar su distribución a partir de su origen social. Estas dinámicas se observan tanto en el sub-sistema estatal como en el privado, si bien en este último los mayores márgenes de autonomía de las escuelas agudizan el proceso.

Adicionalmente, un diagnóstico empírico de la profundidad y las características del proceso de segregación escolar en el nivel medio argentino puede encontrarse en Krüger (2012b). Empleando la base de datos de PISA 2009, allí se comparó el perfil socioeconómico de los estudiantes que asisten a los sectores de gestión pública y privada, y se analizó la distribución de los alumnos entre escuelas dentro de cada sector. Considerando diversos indicadores del NSE familiar —relativos a la educación y ocupación de los padres, y a las posesiones culturales y económicas del hogar—, pudo comprobarse la existencia de segregación inter-sectorial. Puede decirse que el sector estatal tiene una mayor participación de jóvenes provenientes de contextos desfavorecidos. Sin embargo, la cuantificación de la segregación escolar a través de diversos índices sintéticos indicó que la misma es determinada principalmente por su componente intra-sectorial. Esto implica que la distribución de los alumnos resulta más desigual entre centros al interior de cada sector que entre sectores de gestión, siendo mucho más inequitativa dentro del sector privado. A nivel global, en relación a las estimaciones disponibles para otros países, la Argentina presenta un nivel moderado a alto de segregación escolar por NSE. Ello se refleja a su vez en altos niveles de aislamiento de las minorías en la escuela. Es decir, tanto los jóvenes de origen social más vulnerable como los de origen privilegiado tienen pocas posibilidades de interactuar con grupos de distinto estatus social.

El Impacto de la Composición Estudiantil sobre los Logros Educativos

En la literatura de la Economía de la Educación se identifica en forma generalizada al Informe Coleman (Coleman et al., 1966) como el trabajo pionero en la investigación acerca de los determinantes del desempeño educativo. Este controvertido estudio, impulsado por el gobierno de Estados Unidos, destacó el rol del contexto de pertenencia frente a los factores escolares en la determinación del rendimiento educativo individual, dando también preeminencia al efecto de las características de los compañeros. Desde entonces, han proliferado los análisis que evalúan el impacto de distintos rasgos de la composición estudiantil de una escuela o aula, como su perfil socioeconómico, su distribución étnica, o el desempeño académico medio.

Si bien la investigación ha producido resultados variados en términos de la significatividad y magnitud del impacto esperado de este factor (Schindler Rangvid, 2007; Van Ewijk y Slegers 2010), el consenso en torno a su relevancia parece ser mayor que en torno al efecto de otros factores escolares (Calero y Escardíbul, 2007).

Referencias clásicas para Estados Unidos son Summers y Wolfe (1977); Caldas y Bankston (1997); Hoxby (2000); Sacerdote (2001); Zimmerman (2003); Hanushek, Kain, Markman, y Rivkin (2003); y Rumberger y Palardy (2005). Estos trabajos abarcaron una diversidad de poblaciones pertenecientes a los tres niveles educativos —primario, secundario, y superior— e identificaron efectos contextuales significativos para la performance individual y su evolución.

Son asimismo numerosas las investigaciones que abordaron este tema en otros sistemas educativos. Un trabajo frecuentemente citado es el de Zimmer y Toma (2000), el cual examinó el efecto de pares en cinco países (Bélgica, E.E.U.U., Canadá, Francia, y Nueva Zelanda). Al estimar una función de producción educativa para alumnos de 13 y 14 años, los autores concluyeron que: los efectos de pares constituían un determinante significativo del logro académico; los mismos eran

decrecientes; parecían ser mayores para estudiantes de baja habilidad; y una mayor heterogeneidad en el rendimiento en cada clase beneficiaba a todos. Dumay y Dupriez (2008), por su parte, resumieron los resultados de distintos trabajos que analizaron el efecto contextual en países como Nueva Zelanda, Francia, Holanda, y Bélgica. Estos estudios consideraron un amplio abanico de variables relativas a la composición estudiantil —como el género, el estatus socioeconómico, o el origen étnico— encontrando efectos significativos sobre los resultados cognitivos y no-cognitivos de los alumnos. Una influencia relevante de las características de los pares también fue hallada por Lauder, Kounali, Robinson, Goldstein, y Thrupp (2007) al analizar los determinantes del progreso académico en las escuelas primarias de Hampshire, Inglaterra. Para el caso de España, cabe destacar el trabajo de Lizasoain et al. (2007), quienes testearon las hipótesis de doble y triple riesgo en la escuela secundaria de la Comunidad Autónoma Vasca. Mediante la estimación de modelos multinivel, hallaron evidencia en favor de la primera hipótesis; no así de la segunda.

Cabe mencionar, en particular, algunos estudios basados en la información provista por el proyecto PISA. Ruiz de Miguel y Castro Morera (2006), por ejemplo, analizaron la base de PISA 2003 para identificar los factores de eficacia escolar en el área de Matemáticas. La estimación de modelos multinivel les permitió sostener que un mayor NSE promedio de los centros permite esperar un mayor puntaje individual en las pruebas, una vez descontado el efecto de las características personales de los alumnos. A partir de la base de PISA 2006, incluyendo a 32 países participantes de la OCDE, Alegre y Ferrer (2010) buscaron explicar los resultados en Ciencias, encontrando un efecto significativo de la proporción de alumnos de bajo y alto NSE en las escuelas. Asimismo, en el informe de la OCDE (2010a) basado en PISA 2009, se indica que en casi todos los países quienes asisten a escuelas cuyo NSE promedio es mayor tienden a presentar un mayor desempeño académico, independientemente de sus propios atributos. Este efecto contextual resulta en muchos casos más relevante que el efecto del origen individual.

Adicionalmente, diversos estudios advierten que la intensidad del efecto de la composición estudiantil puede variar en función del contexto socioeconómico de pertenencia o del rendimiento individual —apoyando la hipótesis del triple riesgo—. Efectos contextuales asimétricos, más intensos para los alumnos en situación académica o socioeconómica más vulnerable, fueron identificados por Dills (2005), Schindler Rangvid (2007), Schneeweis y Winter-Ebmer (2007), y Summers y Wolfe (1977), entre otros.

Finalmente, si bien conforman una minoría, existen algunas investigaciones que no han detectado efectos significativos de la composición estudiantil en el rendimiento individual, como las de Bondi (1991); Evans, Oates, y Schwab (1992); Angrist y Lang (2004); Foster (2006); etc.

Considerando en particular a la región latinoamericana, los antecedentes disponibles sugieren que el papel de las escuelas en la determinación del desempeño académico resulta más importante que en los países desarrollados (Brunner y Elacqua, 2004), siendo relevantes los efectos contextuales. Para el nivel primario, a partir de la información provista por el Primer Estudio Internacional Comparativo (PEIC) aplicado en 13 países latinoamericanos en 1997, Willms y Somers (2001) emplearon modelos de regresión multinivel para examinar los determinantes de distintos resultados. Entre sus conclusiones se destaca la importancia otorgada a la composición socioeconómica de los centros. En forma similar, en un exhaustivo estudio realizado por Treviño et al. (2010) en base al Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE) implementado por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE), se identificaron efectos-escuela significativos sobre la performance en Lectura, Matemáticas, y Ciencias en las escuelas primarias de la región. Los autores concluyeron que, si bien el NSE individual resultaría ser el determinante más importante del rendimiento, una proporción significativa de la varianza en los resultados sería explicada por variables de nivel escuela, siendo fuerte el peso de la composición sociocultural. En un reanálisis crítico del estudio mencionado, Cervini (2012) halló efectos-escuela

menos importantes. Sin embargo, sus resultados no contradijeron, e incluso reforzaron, la relevancia otorgada al perfil sociocultural de las escuelas en la determinación del desempeño individual.

La importancia de la composición estudiantil en la explicación del rendimiento académico se demuestra también en distintas investigaciones que evalúan las diferencias de resultados entre las escuelas públicas y privadas de la región. En general, estos estudios concluyen que al controlar por un conjunto completo de características de los estudiantes, sus familias, y sus compañeros de colegio, es posible explicar una gran proporción de la brecha en el rendimiento entre ambos tipos de escuelas (Carnoy, 2005; Duarte, Bos, y Moreno, 2010; Somers, McEwan, y Willms, 2004).

Por último, cabe revisar los antecedentes específicos para Argentina, los cuales son relativamente escasos. Entre los estudios más antiguos disponibles puede mencionarse al de Fernández Aguerre (2002), basado en el Operativo Nacional de Evaluación (ONE) 2000, en el cual se estimaron modelos de regresión logística para explicar la posibilidad de éxito escolar en los alumnos de sexto año. Entre sus resultados se destaca la influencia de la composición sociocultural de la escuela, que supera a la del capital económico del hogar. Estos hallazgos coinciden con los obtenidos para el país en el mencionado estudio de Treviño et al. (2010) con base en el SERCE. Para el nivel secundario, la influencia significativa de la composición socioeconómica del alumnado fue registrada por Formichella (2011), mediante la estimación de modelos multinivel para analizar los factores explicativos de la performance de los alumnos en las pruebas PISA 2006. En forma similar, el trabajo de Decándido (2011), en el que se estiman modelos jerárquicos de dos niveles con datos de PISA 2009 para Argentina, encuentra efectos positivos del entorno sociocultural de las escuelas. Si bien el presente estudio presenta puntos en común con este antecedente —relacionados con la metodología general y algunos de sus resultados—, las divergencias son relevantes. Mientras que el objetivo de Decándido (op. cit.) es identificar los distintos factores determinantes del desempeño de los alumnos, enfatizando el rol del tipo de gestión escolar, aquí se busca evaluar en particular la incidencia de la composición social estudiantil. Por ello, se sigue una estrategia de análisis diferente, la cual permite derivar conclusiones más ricas en torno a esta cuestión.

Un autor al que cabe hacer especial referencia es Rubén Cervini, quien presenta una extensa producción en torno a la investigación de los determinantes del rendimiento educativo en Argentina. Empleando una diversidad de fuentes de información —como el ONE 1997, 2000, 2007, y el Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario 1998— y de estrategias metodológicas —modelos jerárquicos de dos y tres niveles, uni y bivariados— ha encontrado sistemáticamente efectos composicionales significativos en los resultados cognitivos y no-cognitivos de los estudiantes del nivel primario y secundario (Cervini, 1999, 2002, 2003b, 2010).

En suma, si bien la literatura especializada aún no ha arribado a un consenso en relación a la importancia de las características del grupo de pares en la determinación del desempeño estudiantil (Dumay y Dupriez, 2008), la mayor parte de los estudios revisados la apoya. En el caso de Argentina, los resultados disponibles sugieren la misma conclusión. Sin embargo, la evidencia existente aún no es suficiente para impulsar medidas de política concretas en pos de lograr una mayor integración social en las escuelas del país. Por ello, la intención de este trabajo es aportar evidencia empírica adicional, a partir de una fuente de información actualizada y de una estrategia metodológica diseñada especialmente para evaluar el efecto de este factor.

Metodología

Datos

El estudio se basó en la información que provee el proyecto PISA correspondiente a la

Argentina y al año 2009. Este programa tiene como objetivo evaluar la capacidad de la población de jóvenes de 15 años en distintos países para emplear su conocimiento y habilidades al enfrentar los desafíos que plantea la sociedad actual. El operativo, que se realiza cada tres años desde el 2000, consiste de una serie de evaluaciones de las competencias de los estudiantes en Matemática, Ciencias, y Lectura, enfatizando una de ellas cada año en forma rotativa. A su vez, se aplican cuestionarios complementarios que son respondidos por los alumnos y los directivos de las escuelas, los cuales proveen información acerca del contexto familiar de los estudiantes y de las características de los centros (Adams y Wu, 2002).

La muestra surge de un proceso bi-etápico: se obtiene en primer lugar una muestra estratificada de escuelas, y luego se selecciona al azar en cada una a un grupo de alumnos de 15 años. Este diseño garantiza la representatividad de la muestra en términos de la población de jóvenes escolarizados de 15 años (OCDE, 2009) a nivel nacional. A su vez, cabe mencionar que todas las estimaciones y estadísticas descriptivas en esta investigación se obtuvieron utilizando las ponderaciones finales por alumno (w_{fstumv}) provistas en las bases de datos. Estos pesos intentan compensar los posibles sesgos surgidos de los métodos de muestreo o de la no-respuesta por parte de las escuelas y los estudiantes, y su empleo permite derivar estimaciones apropiadas de los valores poblacionales (OCDE, op. cit.). La muestra 2009 para Argentina está compuesta por 199 establecimientos y 4774 estudiantes. El número ponderado de alumnos participantes es de 472.106, un 74% de la población objetivo (OCDE, 2010b).

Variables

La información provista por PISA se adapta especialmente a la estructura de la función de producción educativa, ya que permite asociar el logro educativo de los alumnos con distintos conjuntos de variables relativas a sus condiciones personales, su hogar, y su escuela.

Si bien los análisis empíricos sobre el rendimiento educativo incluyen una gran diversidad de factores y a menudo llegan a conclusiones diferentes respecto a la relevancia de los mismos, es posible identificar varios atributos que en principio deben estar presentes en estos modelos. Aquí se siguió el marco presentado en UNESCO (2004), en el que se reconocen como dimensiones centrales de la calidad educativa a: los resultados, las características de los estudiantes, el contexto, los insumos facilitadores, y los procesos de enseñanza-aprendizaje. A su vez, las variables independientes de los modelos se escogieron en pos de tres objetivos: (a) la meta principal del estudio, que es medir el efecto de la segregación estudiantil; (b) contemplar los controles usuales empleados en la literatura, para asegurar una correcta especificación y optimizar la estimación de los parámetros; y (c) reducir el potencial problema de endogeneidad o sesgo de selección.

La endogeneidad es una situación en la cual el término de error de la ecuación estimada se encuentra correlacionado con una o más de las variables independientes, determinando la obtención de estimadores sesgados e inconsistentes (De Leeuw y Meijer, 2008). En la estimación de funciones de producción educativa, una de las fuentes de endogeneidad es el proceso de “selección de doble vía” (Tiramonti y Ziegler, 2008) que existe entre las escuelas y las familias, el cual implica que la asignación de los estudiantes a un grupo de pares no es aleatoria (Raudenbush y Willms, 1995). Este proceso, que suele involucrar la implementación de estrategias por parte de las escuelas y las familias, depende de distintos atributos de los centros —como su grado de autonomía y su perfil institucional—, de los hogares —como el NSE de los padres, su interés por la educación de sus hijos o sus valores—, y de los alumnos —como sus actitudes, la valoración de su educación, o su historia académica previa— (Krüger, 2012a). Es posible, a su vez, que estas características tengan un efecto independiente sobre los resultados escolares. Sin embargo, muchos de estos factores son inobservables, presentan errores de medición, o suelen ser omitidos de los análisis. En este caso, el

riesgo es que su efecto sea atribuido a otras variables como la composición estudiantil (Dills, 2005).

Formas relativamente complejas para solucionar este problema, como la estimación de modelos de ecuaciones simultáneas o el empleo de variables instrumentales, presentan dificultades teóricas y prácticas que reducen su aplicabilidad. Una opción más viable para mitigar el sesgo es emplear una fuente de información completa, incluyendo un conjunto amplio de variables que reflejen los factores que han sido señalados por la literatura como determinantes de los logros educativos (Levacic y Vignoles, 2002; Steele, Vignoles, y Jenkins, 2007). Asimismo, siguiendo en parte el ejemplo de Somers et al. (2004) y Schindler Rangvid (2007), se intentó incorporar una serie de indicadores que dieran cuenta del proceso de doble selección.

Variable dependiente

En el año 2009 la evaluación se centró en el área de Lectura, por lo que aquí se tomó a la performance en dicha prueba como indicador del logro o producto educativo. La escala de puntuaciones de la evaluación toma valores entre 0 y 1000, con una media para los países de la OCDE fijada en 500 y un desvío estándar de 100¹. Respecto a estos resultados la Argentina se encontraba en el 2009, al igual que en las rondas anteriores, precariamente posicionada en relación a los demás participantes, siendo uno de los países con menor performance promedio y con mayor desigualdad en los puntajes. La calificación media para el país fue de 398, ubicándose en la posición número 58 entre los 65 sistemas participantes, por debajo incluso de la mayoría de los países latinoamericanos. A su vez, la varianza en los puntajes superó en más del 50% a la varianza promedio para la OCDE (OCDE, 2010b). Dado el alto nivel de desigualdad observable en los aprendizajes, entonces, resulta de interés indagar en qué medida la segregación escolar por NSE contribuye a explicarlo.

Predictores de nivel alumno

Características personales de los estudiantes

Género: Se construyó una variable dicotómica (Mujer) que toma valor uno para el sexo femenino. Su signo esperado es positivo porque existe evidencia empírica (Formichella, 2011; Santos, 2007) a favor de que en Argentina las mujeres obtienen los mejores resultados en Lengua.

Edad: La variable Edad suele emplearse como control en las estimaciones del rendimiento educativo (Calero y Escardíbul, 2007; Corten y Dronkers, 2006; Santos, 2007).

Trayectoria académica previa: Distintos autores sostienen la necesidad de incluir en el modelo algún indicador de la habilidad innata del alumno, o bien de los logros educativos previos (Dupriez, 2010; Van Ewijk y Slegers, 2010), ya que no corregir por estos factores podría distorsionar el efecto de las variables contemporáneas. Así, siguiendo a Formichella (2011), se optó por construir una variable denominada Cursa Nivel Secundario Superior. La misma es una variable dicotómica que toma valor uno si el alumno se encuentra en el nivel “secundario superior” (años 10 a 12 de escolarización) y cero en el caso contrario. El hecho de que algunos alumnos tengan 15 años de edad pero se encuentren cursando niveles inferiores puede deberse tanto al ingreso tardío como a la repitencia u otros motivos de retraso. Cabe aclarar que —si bien puede existir cierto efecto causal

¹ El rendimiento de los alumnos es reportado por PISA a través de valores plausibles, los cuales son una representación del rango de habilidades que puede tener un estudiante, ya que surgen de estimar una distribución de probabilidades de los resultados y extraer al azar cinco valores de la misma (OCDE, 2009). Según OCDE (op. cit.), el método correcto para estimar consistentemente cualquier estadístico poblacional o parámetro de un modelo es realizar cálculos por separado con cada uno de estos cinco valores, y luego obtener su promedio.

de la exposición a menores contenidos o conocimientos— esta variable no se presenta como netamente explicativa, sino como control del modelo y co-variable de la variable dependiente. Esto es así porque el fracaso escolar suele ser recurrente y el atraso se funda en las mismas causas que la variable a explicar (Calero, Choi y Waisgrais, 2010). Entonces, la variable podría reflejar al mismo tiempo dos cuestiones: la historia académica de los alumnos, y atributos inobservables de las familias con incidencia tanto en los resultados como en el proceso de selección de doble vía. Su signo esperado es positivo.

Disposiciones y prácticas académicas: Las expectativas en relación a la utilidad de la formación y la actitud hacia los estudios suelen ser determinantes relevantes de los logros educativos (Dumay y Dupriez, 2008). Aquí se incluyeron dos índices provistos por PISA: la Actitud hacia la Escuela (*atschl*) y el Gusto por la Lectura (*joyread*). El primero indica el grado en que los estudiantes valoran a la escuela en términos de la preparación que les brinda para su vida, y podría reflejar actitudes que influyen en la elección de la escuela o el grupo de pares. El Gusto por la Lectura es mayor si los alumnos disfrutaban de la actividad o de hablar acerca de lo que leen. El signo esperado de ambos indicadores es positivo.

Características contextuales de los hogares o las familias

Estructura familiar: Se construyó una variable dicotómica (Familia Nuclear) que toma valor uno si la familia del alumno es nuclear y cero en caso contrario (uniparental, ensamblada, etc.). En principio, que una familia se constituya como no nuclear podría reflejar la presencia de algún episodio disruptivo, como una separación, que afectaría negativamente al aprendizaje.

Nivel socioeconómico y cultural del hogar: Son innumerables los antecedentes empíricos internacionales y nacionales que avalan la relevancia del NSE del hogar en la explicación de los logros educativos (véase, por ejemplo, Alegre y Ferrer, 2010; Calero y Escardíbul, 2007; Cervini, 2002; Corten y Dronkers, 2006; Duarte et al., 2010; Formichella, 2011; Ruiz de Miguel y Castro Morera, 2006; Somers et al., 2004). Para operacionalizar este concepto se han escogido distintos índices disponibles en la base PISA, que recogen información relativa a las tres dimensiones principales del NSE de un joven: el estatus ocupacional de los padres, el clima educativo del hogar, y la riqueza o las posesiones del hogar. El signo esperado de todos estos indicadores es positivo. El Máximo Estatus Ocupacional de los Padres (*bisei*) captura los atributos de las ocupaciones que se traducen en ingresos, y es creciente con la jerarquía de las mismas. El Máximo Nivel Educativo de los Padres (*pared*) indica el máximo número de años de escolarización aprobados para ambos padres. El Índice de Posesiones de Riqueza (*wealth*) representa los bienes existentes en la vivienda del alumno (habitación propia, conexión a Internet, lavarropas, autos, etc.). El Índice de Recursos Educativos del Hogar (*bedres*) determina si posee espacio y materiales propicios para el estudio. El Índice de Posesiones Culturales del Hogar (*cultposs*) refleja la presencia de literatura clásica, libros de poesía, u obras de arte. Finalmente, PISA provee un índice global que resume las tres dimensiones anteriores: el Índice de Estatus Económico, Social, y Cultural (*escs*). El mismo se encuentra estandarizado, con una media de valor cero para el conjunto de países de la OCDE y un desvío estándar de uno.

Predictores de nivel escuela.

Características contextuales y generales de las escuelas

Tamaño de la escuela: El número de alumnos inscriptos se incluyó como variable de control general, su efecto esperado es ambiguo (Calero y Escardíbul, 2007).

Localización: Se consideraron dos variables relativas al entorno en el que se ubica el

establecimiento: Urbana y Alto Grado de Competencia. La primera es una variable binaria que toma valor uno si la escuela se ubica en un contexto urbano (la localidad tiene una población mayor o igual a 15 mil habitantes). La significatividad y el sentido de su efecto es ambiguo según los antecedentes para el país (Santos, 2007). El indicador Alto Grado de Competencia toma valor uno si la escuela compete en su vecindario con dos o más escuelas por sus alumnos, y cero en el caso contrario. Se incluye como control, ya que potencialmente capta la tendencia de las escuelas a desarrollar estrategias competitivas que puedan incidir en la composición de su alumnado.

Composición estudiantil: Si bien se controló por la composición estudiantil en términos de género, a través de la Proporción de Alumnas Mujeres en la Escuela (*pcgirls*), el interés principal radicó en estimar el efecto del perfil socioeconómico escolar. Cabe señalar que, al no controlarse completamente por la variación en las prácticas de enseñanza o las expectativas docentes, los efectos estimados reflejan tanto los efectos contextuales indirectos como el más estricto efecto de pares, según la distinción realizada por Dupriez (2010). Los indicadores de NSE considerados a nivel individual pueden agregarse de diversas formas para obtener una medida de la composición de cada escuela. Así, como se explicará más adelante, se tuvieron en cuenta alternativas como: el promedio a nivel escuela; su desvío estándar; la proporción de alumnos cuyos padres tienen cierta categoría ocupacional o nivel educativo, y cuyo índice *eser* pertenece al primer o último cuartil.

Prácticas de selección de alumnos: Se construyó la variable dicotómica Alta Selectividad empleando el índice de selectividad académica (*selsch*) proporcionado por PISA. Se considera un alto grado de selectividad si al menos un factor (historia académica previa o recomendaciones de otra institución) siempre es considerado al momento de la inscripción de los alumnos. Se espera que las escuelas más selectivas logren conformar un alumnado con condiciones más favorables para el aprendizaje, por lo que la variable tendría un efecto positivo (este es el resultado, por ejemplo, de Alegre y Ferrer, 2010).

Insumos facilitadores

Esta dimensión actúa como soporte para los procesos de enseñanza-aprendizaje: se encuentra constituida por los recursos disponibles y la forma en que son administrados, así como por el clima de aprendizaje que se propicia y la calidad de las relaciones entre los actores de una escuela. Si bien los antecedentes respecto de estos factores no han sido concluyentes (Calero y Escardíbul, 2007), los efectos esperados de estas variables, de ser significativos, son positivos.

Los modelos finalmente estimados incluyeron a los siguientes indicadores: el Acceso a Internet, que indica la proporción de computadoras para fines educativos conectadas a internet; la Responsabilidad de la Escuela en las Decisiones de Asignación de Recursos; y el Índice de Comportamiento de los Alumnos, que mejora al reducirse su ausentismo, sus problemas de disciplina, o el consumo de sustancias tóxicas.

Prácticas o procesos de enseñanza-aprendizaje

El último conjunto de variables se relaciona con las formas de estructurar los procesos, organizar las clases y las prácticas docentes, o al control por parte de padres y directivos. De acuerdo con Raudenbush y Willms (1995), incorporar este tipo de factores en el análisis es crucial para estimar correctamente a los efectos-escuela.

Monitoreo de las Prácticas Docentes: La variable Alto Monitoreo surge de las respuestas de los directivos acerca de los distintos métodos empleados para evaluar la práctica de su personal. Se definió una variable binaria que toma valor uno si la respuesta es afirmativa para el empleo de 3 o más métodos de monitoreo. En principio, si bien no necesariamente, cabría esperar que un mayor nivel de control de las prácticas docentes se asociara con una mayor calidad de las mismas y por ende con mejores resultados.

Presión por parte de los padres: La variable Alta Presión por parte de los padres para fijar altos estándares académicos toma valor uno si el director opina que existe presión por parte de muchos o algunos padres. La misma se incluyó como forma de controlar por el posible sesgo de selección, ya que indica el interés o las expectativas del grupo de padres en relación a la calidad de la educación de sus hijos. Se espera un efecto positivo, como el de indicadores similares incluidos en Corten y Dronkers (2006) y Blanco Bosco (2009).

Agrupamiento por habilidades o “tracking”: La variable Alto Agrupamiento toma valor uno si los directivos sostienen que en su escuela los alumnos son agrupados según su habilidad para algunas o todas las asignaturas. Fue construida a partir del índice *abgroup* provisto por PISA. Los antecedentes analizados (Alegre y Ferrer, 2010; Calero y Escardíbul, 2007; Wöbmann y Fuchs, 2005) no permiten establecer una hipótesis clara sobre el efecto de esta práctica.

Prácticas en el aula: Se construyó la variable Evaluación Regular, que refleja una mayor frecuencia relativa de evaluación de los alumnos a través de exámenes desarrollados por el docente. Toma valor uno si se realizan más de 5 evaluaciones en el año. No se ha planteado una hipótesis respecto al signo de su coeficiente.

Estrategia de análisis

Dentro del marco general de la función de producción educativa (Hanushek, 1979) resulta apropiado el análisis de regresión, ya que permite calcular el resultado esperado para un alumno según sus atributos personales y las características de la escuela a la que asiste. A su vez, el método empleado debe captar la particularidad de que en el ámbito educativo los datos presentan una estructura jerárquica: las unidades muestrales —los alumnos— se encuentran anidadas dentro de unidades más amplias —las aulas o las escuelas—. Existiendo interdependencias en las conductas individuales, esta agrupación incrementa la correlación entre los valores de las variables de quienes pertenecen a un mismo centro (Hox, 1995). Por ello, si se utilizara la técnica tradicional de Mínimos Cuadrados Ordinarios, al violarse el supuesto de independencia de las observaciones se reduciría la eficiencia de las estimaciones —incrementándose la probabilidad de obtener resultados “significativos” espurios (Hox, 2002)—.

La literatura sobre investigación educativa (Calero y Escardíbul, 2007; Cervini, 2012; Goldstein, 1995; Levacic y Vignoles, 2002; OCDE, 2009; etc.) sugiere en este caso a la utilización de modelos lineales jerárquicos o de regresión multinivel (Bryk y Raudenbush, 1992; De Leeuw y Meijer, 2008). A través de esta técnica, en lugar de estimarse una única recta de regresión se estiman múltiples rectas, una para cada unidad del nivel superior (OCDE, 2003). Además de garantizar una mayor eficiencia en las estimaciones y de proveer errores estándar correctos, la principal ventaja de este método es que modela simultáneamente los diferentes niveles de agregación, permitiendo conocer qué proporción de la variación en el resultado individual se debe principalmente a atributos de cada nivel (Cervini, 2002; Goldstein, 1995).

Dadas las características de la muestra de PISA, aquí se estimó un modelo jerárquico de dos niveles, con información relativa a los alumnos (nivel 1) y a los centros a los que asisten (nivel 2). Como se recomienda en OCDE (2009), el primer paso en esta metodología suele ser la estimación de un modelo nulo o no condicionado que, si bien no explica ninguna porción de la varianza en la variable dependiente, permite descomponerla en dos partes: entre-escuelas e intra-escuelas. Formalmente, este modelo puede expresarse de la siguiente manera:

Nivel 1:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} . \quad (1)$$

Nivel 2:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} . \quad (2)$$

La Ecuación 1 establece que el rendimiento educativo esperado del alumno i perteneciente a la escuela j (Y_{ij}) se compone del resultado promedio para esa escuela (β_{0j}) y de una desviación aleatoria de ese alumno con respecto al promedio escolar (r_{ij}). A su vez, según la Ecuación 2, el intercepto se compone del promedio global para todas las escuelas (γ_{00}) y de la desviación aleatoria de esa escuela con respecto a dicha “gran media” (u_{0j}).

Se supone que los residuos estocásticos se encuentran normalmente distribuidos con media cero y varianza constante. La varianza del error de nivel 1 o $\text{var}(r_{ij})$, usualmente denominada (τ^2), representa a la variación en el rendimiento que se verifica entre alumnos al interior de las escuelas. Por su parte, la varianza del error de nivel 2 o $\text{var}(u_{0j})$, usualmente denominada (σ^2), representa a la variación en el rendimiento que se verifica entre escuelas.

La estimación de este modelo permite calcular el coeficiente de correlación intraclase (ρ), que indica la proporción de la varianza total atribuible a las diferencias entre escuelas:

$$\rho = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2} . \quad (3)$$

Asimismo, el coeficiente puede interpretarse como la correlación esperada entre dos observaciones elegidas al azar pertenecientes al mismo grupo (Hox, 2002). Por lo tanto, si el mismo difiere significativamente de cero, se justifica el empleo de un modelo multinivel.

Luego, interesa agregar como variables explicativas a las distintas características individuales y familiares de los alumnos, representadas por el vector X , tal que:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} . \quad (4)$$

Las mismas pueden incluirse con efectos fijos, suponiendo que el efecto de cada variable de nivel 1 es el mismo en todas las escuelas:

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} . \quad (5)$$

Alternativamente, pueden incluirse con efectos aleatorios, permitiendo que varíe entre escuelas no solo el intercepto sino también la pendiente de la Ecuación 4:

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} . \quad (6)$$

En este caso, el efecto de la variable explicativa sobre la dependiente se compone de una parte fija, común a todos los centros (γ_{10}), y una parte aleatoria, que difiere entre centros (u_{1j}).

Asimismo, es posible incorporar variables relativas a las escuelas, representadas por el vector Z . El intercepto queda entonces conformado de la siguiente manera:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} . \quad (7)$$

Así, las Ecuaciones 4 y 7 pueden combinarse en un modelo completo o extendido:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \beta_{1j}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} + r_{ij} . \quad (8)$$

Según el mismo, el rendimiento esperado de un alumno depende de: (a) el rendimiento promedio de toda la población, un vector de características individuales, un vector de características de la escuela a la que asiste —parte fija o determinística del modelo—; y (b) dos términos de error aleatorio, inter e intra centros —parte estocástica del modelo—.

Al incluir variables explicativas en ambos niveles es interesante observar cómo evoluciona la varianza de los residuos, es decir, la variación en los resultados no explicada por los predictores

considerados. Una forma de evaluar qué tan satisfactorio es el modelo propuesto es comparar esta varianza residual con la varianza del modelo nulo. Esto puede hacerse tanto en forma global como para cada nivel (Formichella, 2011). A su vez, el procedimiento de Máxima Verosimilitud produce un estadístico llamado *deviance*, o razón de verosimilitud, cuyo valor es menor cuanto mejor es el ajuste del modelo (Cervini, 2012; Hox, 2002).

Finalmente, cabe realizar algunas aclaraciones acerca del proceso de modelización llevado a cabo. La especificación de los modelos se realizó de acuerdo a etapas de complejidad creciente, como lo recomiendan Bryk y Raudenbush (1992). La estrategia fue la siguiente: (a) se estimó inicialmente el modelo nulo, para analizar la descomposición de la varianza de los resultados; (b) se añadieron las variables explicativas del nivel 1, primero con efectos fijos y luego testeando la conveniencia de incluir efectos aleatorios; (c) se estimaron diversos modelos con indicadores alternativos de la composición social de los centros; (d) se añadieron controles relativos a las escuelas; y (e) se analizó la posible existencia de interacciones entre variables de ambos niveles.

Para la estimación de los modelos multinivel se empleó el programa Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling for Windows (WHLM 6.25), y el método de Máxima Verosimilitud Restringida (REML). Las observaciones fueron ponderadas por los pesos finales por alumno, los cuales fueron normalizados por el programa. A su vez, con el fin de evitar posibles problemas de heteroscedasticidad, se estimaron los parámetros con errores estándar robustos.

La muestra original fue modificada de diversas formas a los fines del presente análisis. En primer lugar, para que los promedios escolares resultaran más representativos, y siguiendo a Escardíbul (2008), se excluyó a todas las escuelas con menos de cinco alumnos evaluados. Luego, para abordar el problema de la existencia de valores perdidos para muchas de las variables de interés, se optó por imputar los mismos a través de un método de máxima verosimilitud: el algoritmo EM. El mismo presenta un menor riesgo de introducir sesgos en los estimadores o en sus errores estándar, en relación a otros métodos como la sustitución por los valores medios de las variables (De Leeuw y Meijer, 2008; Medina y Galván, 2007). La imputación se realizó con el programa SPSS 19, y solo en el caso de las variables cuantitativas. La muestra empleada para estimar los modelos finales consistió de 168 escuelas y 4149 alumnos. En la Tabla 1 del Anexo puede consultarse el porcentaje de valores perdidos para cada variable, así como los valores medios y los desvíos estándar para la muestra original y la muestra final más reducida.

Por último, se señala que las variables cuantitativas de nivel 1 y 2 fueron incluidas en los modelos centradas alrededor de su media global. Este procedimiento facilita la interpretación de los coeficientes y del intercepto, que ahora representa el puntaje esperado en las pruebas de Lectura para un alumno con valores promedio en todas las variables cuantitativas y valor cero en las dicotómicas (Bryk y Raudenbush, 1992; De Leeuw y Meijer, 2008; Dedrik et al., 2009).

Resultados²

² Todos los modelos alternativos procesados pueden ser solicitados a la autora.

Tabla 1

Regresión Multinivel: Estimación Final de Efectos Fijos con Errores Estándar Robustos

Variables	Coeficientes					Coef. Est. Modelo 5
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	
Constante	390,47*** (7,47)	348,40*** (6,96)	350,61*** (5,70)	348,91*** (6,59)	355,44*** (13,30)	
Nivel 1 (alumnos)						
Edad		5,32 (5,44)	5,01 (5,43)	5,18 (5,19)	5,22 (5,44)	0,014
Mujer		20,48*** (3,01)	19,80*** (2,97)	19,46*** (2,92)	19,81*** (2,99)	0,194***
Cursa Secundario Superior (SECSUP)		51,31*** (4,83)	50,58*** (4,71)	55,65*** (5,46)	49,52*** (4,56)	0,485***
Gusto por la lectura		19,74*** (2,17)	19,70*** (2,12)	19,52*** (2,09)	19,58*** (2,13)	0,140***
Actitud hacia la escuela		1,22 (1,53)	1,33 (1,53)	1,54 (1,56)	1,37 (1,52)	0,012
Familia nuclear		5,09* (3,01)	5,59* (3,03)	4,87 (2,98)	5,60* (3,02)	0,055*
Educación de los padres		1,18*** (0,35)	0,97*** (0,36)	0,88** (0,35)	0,99*** (0,36)	0,040***
Estatus ocupacional de los padres		0,48*** (0,11)	0,43*** (0,11)	0,43*** (0,11)	0,43*** (0,11)	0,071***
Posesiones culturales del hogar		1,81 (1,77)	1,51 (1,76)	1,58 (1,77)	1,58 (1,76)	0,013
Recursos educativos del hogar		2,73 (2,01)	2,87 (2,03)	2,79 (2,07)	2,79 (2,02)	0,026
Posesiones de riqueza del hogar		1,87 (2,26)	-0,32 (2,26)	-0,35 (2,25)	-0,32 (2,24)	-0,003
Nivel 2 (escuelas)						
Media ESCS (MESCS)			57,63*** (4,79)	53,15*** (7,77)	38,46*** (7,02)	0,286***
MESCS·SECSUP				4,86 (8,62)		
MESCS·HISEI				-0,02 (0,13)		
Acceso a internet					19,10** (9,39)	0,084**
Comportamiento de los estudiantes					8,74*** (3,34)	0,092***
Responsabilidad en asignación de recursos					7,09 (9,45)	0,027
Proporción de mujeres					-0,07 (0,28)	-0,009

Tabla 1 (continuación)

Regresión Multinivel: Estimación Final de Efectos Fijos con Errores Estándar Robustos

Variables	Coeficientes					Coef. Est. Modelo 5
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	
Tamaño de la escuela					0,02* (0,01)	0,084*
Localización urbana					7,89 (8,92)	0,077
Alto grado de competencia					-5,01 (7,84)	-0,049
Alto monitoreo de las prácticas docentes					4,27 (6,62)	0,042
Alto agrupamiento por habilidad					-15,31** (7,29)	-0,150**
Evaluación regular					43,46*** (16,18)	0,425***
Alta presión de los padres					2,85 (7,51)	0,028
Alta selectividad académica					20,69** (8,17)	0,202**

Nota. Errores estándar entre paréntesis. Coef. Est. = coeficientes estandarizados.

* $p < .10$; ** $p < .05$; *** $p < .01$

Fuente. Elaboración propia a partir de la base de datos PISA 2009 (OCDE).

Tabla 2

Regresión Multinivel: Efectos Aleatorios

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Varianza entre escuelas: $\text{Var}(u_{0i})$	6692,4	3834,8	1829,5	2617,1	1394,3
Varianza dentro de las escuelas: $\text{Var}(r_{ii})$	5072,9	4370,7	4367,5	4224,7	4378,8
Varianza total: $\text{Var}(u_{0i}) + \text{Var}(r_{ii})$	11765,2	8205,5	6196,9	6841,8	5773,1
Coeficiente de correlación intraclase: (ρ)	0,569				
Razón de Verosimilitud	47714,1	47001,1	46884,9	46827,4	46786,3
Porcentaje de varianza residual explicado por las variables sobre el modelo nulo: nivel 1		13,8	13,9	16,7	13,7
Porcentaje de varianza residual explicado por las variables sobre el modelo nulo: nivel 2		42,7	72,7	60,9	79,2
Porcentaje de varianza residual explicado por las variables sobre el modelo nulo: total		30,3	47,3	41,8	50,9

Fuente. Elaboración propia a partir de la base de datos PISA 2009 (OCDE).

El primer resultado de relevancia obtenido es la constatación de que las diferencias entre escuelas en la performance en las pruebas son mayores que las diferencias entre alumnos al interior

de los centros. Esta conclusión surge de la estimación del modelo no condicionado (Modelo 1) y de la descomposición de la varianza de los puntajes. El valor del coeficiente de correlación intraclase, cercano al 57%, indica que es mayor la proporción de la varianza de los resultados atribuible al nivel escuela que al nivel alumno (Tabla 2). Este coeficiente es relativamente alto si se lo compara con el promedio para los países de la OCDE (38,6%), lo cual sugiere que en Argentina las diferencias entre escuelas tienen un rol especialmente importante como fuente de desigualdad en el desempeño de los jóvenes. Además de confirmar la pertinencia de estimar un modelo multinivel, la gran varianza entre escuelas constata la existencia de una elevada segmentación institucional.

Para conocer con mayor precisión la magnitud de los *efectos escuela*, conviene analizar los resultados de la estimación del Modelo 2 (Tabla 1), el cual controla por un amplio conjunto de variables explicativas de nivel alumno³. Las características personales y familiares de los estudiantes que inciden significativa y positivamente en los logros esperados en Lectura son: (a) ser mujer, (b) estar cursando un grado del Ciclo Superior del secundario, (c) disfrutar de la lectura, (d) pertenecer a una familia nuclear, (e) un mayor nivel educativo de los padres, y (f) un mayor estatus ocupacional de los padres. El capital económico reflejado por los distintos tipos de posesiones no presenta efectos significativos, si bien su impacto puede estar siendo captado por los demás indicadores de NSE incluidos.

Resulta también interesante analizar cómo se ha modificado la varianza de los residuos al incorporar variables individuales al modelo nulo (Tabla 2). Como era de esperarse, esta especificación ha reducido la varianza no explicada de los resultados con respecto al modelo no condicionado, tanto en forma global como para cada nivel de agregación. En particular, la introducción de estos atributos de los alumnos ha permitido explicar cerca de un 43% de la varianza en los resultados entre escuelas, indicando que gran parte de las brechas en sus puntajes promedio se debe a las diferencias en su población estudiantil. Esto refuerza el diagnóstico de la presencia de un relevante nivel de segregación social realizado en Krüger (2012b); sin embargo, el modelo aún no permite deducir si este proceso incrementa o no la desigualdad en los resultados.

El hecho de que persista una elevada variabilidad no explicada luego de controlar por las características individuales de los alumnos indica que asistir a determinadas escuelas sí importa en términos de los logros alcanzados. Dos alumnos con un mismo perfil personal y familiar tendrán distintos resultados esperados en función de la escuela a la que asistan. Resta dilucidar en qué medida las características sociales de sus pares influyen en estas expectativas.

Para ello, partiendo del Modelo 2 como base, se han explorado distintas especificaciones para analizar el efecto de diversos indicadores del NSE de las escuelas sobre la performance individual. Siguiendo la recomendación de Dumay y Dupriez (2008), estos indicadores se han introducido en modelos separados, para evitar que la alta correlación entre los mismos provocara problemas de multicolinealidad.

Así, se ha comenzado por estimar el Modelo 3, en el cual la composición social del alumnado es representada por el promedio escolar del índice ESCS. Según puede observarse en la Tabla 1, asistir a una escuela cuyo grupo de pares presenta un mayor nivel socioeconómico y cultural promedio permite esperar mejores resultados individuales. En modelos alternativos se ha incluido el desvío estándar escolar para este índice —indicando el grado de heterogeneidad del NSE estudiantil en las escuelas— y la media del índice al cuadrado —para testear la posibilidad de un efecto decreciente—. Ambas medidas presentaron coeficientes no significativos.

³ Si bien se ha estimado un modelo alternativo con efectos aleatorios, los cuales resultaron significativos en el caso de las variables Cursa Secundario Superior y Estatus Ocupacional de los Padres, se ha escogido el modelo con efectos fijos porque permite explicar un mayor porcentaje de la varianza total y a nivel escuela (el de particular interés para este estudio) respecto del modelo nulo.

Adicionalmente, se consideraron especificaciones alternativas incorporando diversos indicadores de la composición socioeconómica de las escuelas (véase la Tabla 2 del Anexo). Tal como lo hicieran Alegre y Ferrer (2010), se estimaron dos modelos para evaluar el impacto del porcentaje de alumnos cuyo índice ESCS pertenece al primer y último cuartil. En ambos casos la variable composicional resultó significativa: asistir a una escuela con un mayor porcentaje de alumnos desfavorecidos se asocia con menores resultados individuales esperados para el alumno promedio; mientras que asistir a una escuela con un mayor porcentaje de alumnos privilegiados presenta el efecto contrario. Considerando en particular el nivel educativo de los padres, se encontraron efectos significativos en el sentido esperado para el promedio de años de escolarización aprobados, y para el porcentaje de alumnos cuyos padres tienen un nivel educativo primario o terciario. En forma similar, un mayor estatus ocupacional promedio de los padres o un mayor porcentaje que presenta una categoría ocupacional de tipo “cuello blanco-alta calificación” permite esperar mejores resultados individuales. Por el contrario, un mayor porcentaje de alumnos cuyos padres tienen una ocupación de tipo “cuello azul-baja calificación” se asocia a una menor performance en las pruebas.

El modelo escogido en este punto ha sido el que incluye a la media del índice ESCS, por dos razones: (a) es el que presenta la mayor bondad de ajuste, ya que permite explicar un mayor porcentaje de la varianza total y a nivel escuela, y arroja el menor valor para la razón de verosimilitud; y (b) Van Ewijk y Slegers (2010) sostienen que las medidas compuestas de NSE permiten capturar mejor los efectos composicionales con respecto a sus componentes individuales. Sin embargo, todas las alternativas exploradas sugieren la misma conclusión: en el nivel medio argentino existe un efecto de pares o composicional relevante. Es decir, el rendimiento educativo de los alumnos no solo se ve afectado por sus condiciones personales y familiares, sino también por las características socioeconómicas del alumnado de su escuela. De hecho, la inclusión de este factor ha permitido incrementar en gran medida el poder explicativo del modelo, reduciendo especialmente la varianza no explicada a nivel escuela (en un 30% con respecto al modelo anterior).

Luego, se evaluó si el impacto de la composición estudiantil resultaba disímil según el perfil individual de los alumnos. Para ello se exploró la posibilidad de que existieran interacciones entre las variables individuales que presentaron efectos aleatorios significativos (Estatus Ocupacional de los Padres y Cursa Secundario Superior) y el promedio del índice ESCS de las escuelas. Como se observa en la Tabla 1 (Modelo 4) no se halló ningún término de interacción significativo. Por ello, y por ser mayor la proporción de la varianza explicada por el Modelo 3, se prefirió a este último por sobre el Modelo 4.

Finalmente, el Modelo 5⁴ incorpora una serie de variables de control que intentan dar cuenta de: (a) algunas características generales de las escuelas; (b) los insumos facilitadores disponibles; (c) ciertas prácticas o procesos internos de enseñanza-aprendizaje; y (d) el proceso de selección de doble vía entre centros y familias, para mitigar el problema de endogeneidad.

Puede observarse que la inclusión de estas características no modificó la significatividad de los factores individuales y composicionales destacados anteriormente, si bien determinó cierta reducción del efecto del NSE grupal. Asimismo, se logró incrementar la capacidad explicativa del modelo, dando cuenta finalmente de alrededor de un 80% de la variabilidad del rendimiento a nivel escuela y de un 50% de la variabilidad total. La evolución del porcentaje de la varianza residual de

⁴ Se destaca que en este modelo completo no se detectó un problema de multicolinealidad: el factor de inflación de la varianza (FIV), calculado a través del programa Stata 11.1, tiene un valor promedio de 1,28 y no supera el valor de 5 para ninguna variable (umbral generalmente aceptado, según Stevans y Sessions, 2000). Asimismo, el examen de los residuos del modelo, realizado siguiendo a Hox (2002), no sugirió el incumplimiento de los supuestos de normalidad o linealidad.

nivel 2 explicado sobre el modelo nulo (Tabla 2) ofrece una aproximación a la relevancia de los distintos grupos de factores incluidos en los modelos sucesivos para explicar la desigualdad de resultados. Así, los factores individuales incorporados en el Modelo 2 permiten explicar un 42,7% de la variación en los logros entre escuelas. La inclusión del indicador de composición social en el Modelo 3 permite explicar un 30% adicional de esta varianza. Luego, entre los Modelos 3 y 5 la varianza no explicada se reduce en otro 6,5%, proporción que puede atribuirse a la incidencia de los factores netamente escolares como los recursos o las prácticas educativas. Este último modelo permite explicar finalmente un 79,2% de la desigualdad en el rendimiento entre escuelas, tal que el 20,8% restante permanece sin ser explicado.

Para resumir, en la última columna de la Tabla 1 se presentan los coeficientes del Modelo 5 estandarizados, siguiendo a Hox (2002), para facilitar la comparación de los efectos de las distintas variables. Así, se observa que para un alumno con características promedio, estar cursando el Nivel Secundario Superior se asocia con un incremento de 0,48 desvíos estándar en el puntaje de Lectura, respecto a cursar un grado del ciclo Inferior. Entre las variables cualitativas, le siguen en importancia la evaluación en el aula; el grado de selectividad académica, que refleja probablemente la conformación de una población estudiantil con mejores condiciones socioeducativas; el género del alumno; el agrupamiento por habilidad, que presenta un efecto negativo; y en menor medida, el pertenecer a una familia nuclear. Por otro lado, la envergadura del efecto de pares se desprende del coeficiente del índice ESCS promedio, el cual indica que un incremento en un desvío estándar del mismo se asocia con un incremento de 0,29 desvíos estándar en el rendimiento (38 puntos), superando al efecto de los indicadores de NSE individual. Resulta también significativo el grado en que el alumno disfruta de la lectura, con un coeficiente de 0,14. Por último, un incremento de un desvío estándar en el índice de acceso a internet, en el índice de comportamiento de los estudiantes, o en el tamaño de la escuela, se relaciona con un incremento aproximado de 0,09 desvíos estándar en los resultados de las pruebas.

Discusión

Antes de proseguir, es preciso señalar algunas limitaciones del estudio, relacionadas con el enfoque, la metodología, y la fuente de datos empleada. En principio, es necesario asumir el carácter multidimensional del resultado educativo. Los procesos de enseñanza-aprendizaje generan múltiples y diversos efectos difíciles de discernir y especialmente de cuantificar, tanto en términos de las trayectorias educativas como de las laborales. Por ende, al considerar un único indicador como el rendimiento en una prueba estandarizada, probablemente se estén subestimando los impactos de la segregación escolar sobre los logros de los alumnos.

Respecto de la metodología, debe reconocerse que si bien se ha realizado un esfuerzo por mitigar el problema de endogeneidad, no puede descartarse la presencia de un sesgo de selección. Dada la naturaleza no experimental del estudio, las asociaciones entre los distintos factores y el rendimiento educativo deben ser consideradas como correlacionales, y los efectos no pueden ser interpretados en términos de causalidad (Raudenbush y Willms, 1995).

Adicionalmente, los resultados de este tipo de análisis dependen de la calidad de los datos utilizados. Aunque las evaluaciones de PISA presentan una amplia aceptación en la literatura especializada, no carecen de restricciones como fuente de información. Una de ellas es que la medición de los resultados es contemporánea a la de los insumos y la composición de los pares, por lo que no es posible contemplar el carácter acumulativo de sus efectos (Hanushek, 1986), posiblemente subestimándolos (Arnold y Kaufman, 1992). A su vez, PISA presenta información a nivel de la escuela, y no del aula. Esto dificulta la identificación de los efectos escolares a los que

efectivamente está sujeto cada alumno (Van Ewijk y Slegers, 2010), y puede distorsionar la relevancia asignada a cada nivel (Cervini, 2012). Pese a ello, el programa de la OCDE resulta indispensable por ser actualmente la única base de datos de libre acceso que permite relacionar los logros educativos de los adolescentes argentinos con distintas variables de contexto.

Con las mencionadas salvedades, se considera que los modelos multinivel estimados han permitido contrastar satisfactoriamente la hipótesis planteada al inicio del estudio, y se destaca la coherencia de los resultados obtenidos con los antecedentes disponibles para el país⁵. En primer lugar, las estimaciones apoyan la existencia de una situación de doble riesgo para los alumnos del nivel medio argentino que poseen un bajo estatus socioeconómico familiar. Quienes provienen de hogares con un menor clima educativo o cuyos padres tienen una ocupación de menor categoría presentan un menor rendimiento académico esperado. Esta desventaja educativa se ve luego reforzada por su probable asistencia a escuelas con una población estudiantil más desfavorecida, dado el impacto significativo observado para las distintas variables composicionales. Así, las diferencias en el perfil socioeconómico promedio de los centros contribuyen a explicar una porción relevante de la dispersión de los aprendizajes en el país. A su vez, la influencia de algunos factores propiamente escolares —como el acceso a internet o las prácticas en el aula— señala una fuente de desigualdad adicional, ya que se ha demostrado en Krüger (2011) que las características de las escuelas difieren en función del NSE de su alumnado. Entonces, se sugiere la presencia de un efecto composicional directo, el más estricto efecto de pares, y un efecto indirecto, relacionado con el impacto de otros atributos escolares asociados con el perfil socioeconómico de los alumnos. Por otro lado, la segunda parte de la hipótesis planteada no encontró sustento en los análisis realizados. No se observó que el efecto composicional variara según las características individuales de los estudiantes, por lo que no se halló evidencia en favor de una situación de triple riesgo.

Conclusiones

En este estudio se ha presentado evidencia en favor de la relevancia de la segregación social estudiantil en el nivel medio argentino como un factor de inequidad. Más allá de los prejuicios generales del fenómeno, vinculados con la limitación del rol de cohesión social de la escuela, el hecho de que los jóvenes se concentren en determinados centros según su estatus socioeconómico incide en la desigualdad de logros educativos. La segregación implica que los estudiantes de origen social desfavorecido se encuentran en desventaja por su menor capital económico y cultural, y por asistir a escuelas en las que no pueden beneficiarse del intercambio con pares de distintos segmentos sociales. Mientras tanto, los jóvenes de origen privilegiado son favorecidos por sus mejores condiciones familiares y por un efecto-compañero positivo.

Estos hallazgos permiten afirmar la necesidad de que se otorgue una adecuada atención a aquellas condiciones del sistema educativo que se relacionan con la distribución de los estudiantes. En principio, sería deseable alcanzar una mayor integración social en las escuelas para que los esfuerzos públicos y privados realizados por incrementar el acceso al nivel secundario se tradujeran efectivamente en una mayor equidad educativa.

Sin embargo, no es sencillo a partir de esta noción definir recomendaciones de política concretas, ya que debe encontrarse una forma de armonizar la protección de la igualdad con la libertad de elección escolar (Fernández Soria, 2007). Esto es importante porque la intervención orientada a reducir la segregación educativa podría ir en detrimento de los intereses y las prácticas de

⁵ Salvando las diferencias en términos de los indicadores incluidos y la especificación de los modelos, los resultados en general se condicen, por ejemplo, con los de Formichella (2011) y Decándido (2011).

ciertos sectores. Considerando, por ejemplo, que no se encontró evidencia de una relación no lineal entre el NSE promedio de los centros y el rendimiento individual, la mayor integración de los alumnos reduciría los efectos composicionales negativos en algunas escuelas, pero en la misma medida reduciría los efectos positivos en otras.

Se requiere alcanzar, entonces, un pacto social que equilibre los derechos individuales con la búsqueda de una mayor equidad. Este consenso es indispensable si se tiene en cuenta, además, que la regulación central resulta inefectiva cuando los actores tienen incentivos importantes para evadirla. Quizás la mejor estrategia sea intentar incrementar la calidad de aquellos circuitos que atienden principalmente a los alumnos desfavorecidos. Recuperar la valoración y la calidad de la educación pública sería un primer paso para reducir el éxodo de las familias con mayor capital social, económico, y cultural hacia el sector privado. Esto implicaría un esfuerzo consciente por re-direccionar los mejores recursos materiales hacia las regiones y escuelas con mayores carencias; por dotarlas de los mejores docentes y directivos; y por generar allí las mejores y más innovadoras prácticas.

Indudablemente, las políticas en este sentido enfrentarían innumerables obstáculos, y no presentarían resultados visibles en el corto o mediano plazo. A pesar de ello, se considera que los problemas destacados en torno a la equidad educativa merecen una atención prioritaria. Se espera que el presente estudio contribuya a fomentar el interés y el debate en torno a este tema en diversos ámbitos.

Referencias

- Adams, R. y Wu, M. (eds.) (2002). *PISA 2000 Technical Report*. Paris: OECD Publishing.
- Alegre, M. A. (2010). Casi-mercados, segregación escolar y desigualdad educativa: una trilogía con final abierto. *Educação & Sociedade*, 31(113), 1157-1178.
- Alegre, M. A. y Ferrer, G. (2010). School regimes and education equity. Some insights based on PISA 2006. *British Educational Research Journal*, 36 (3), 433-462.
- Angrist, J. y Lang, K. (2004). Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco program. *American Economic Review*, 94, 1613-1634.
- Arnold, G. y Kaufman, P. (1992). *School Effects on Educational Achievement in Mathematics and Science: 1985-86* (National Assessment of Educational Progress Report No. 92-066). Berkeley, California: MPR Associates.
- Blanco Bosco, E. (2009). Eficacia escolar y desigualdad: aportes para la política educativa. *Perfiles Latinoamericanos*, 34, 51-85.
- Bondi, L. (1991). Attainment at primary schools: An analysis of variations between schools. *British Educational Research Journal*, 17(3), 203-217.
- Brunello, G. y Checchi, D. (2006). Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence. *IZA Discussion Paper N° 2348*. Bonn.
- Brunner, J. y Elacqua, G. (2004). Factores que inciden en una educación efectiva. Evidencia internacional. *La Educación: Revista Interamericana de Desarrollo Educativo*, 48-49 (139), 1-11.
- Bryk, A. y Raudenbush, S. (1992). *Hierarchical Linear Models*. Thousand Oaks: Sage.
- Caldas, S. y Bankston, C. (1997). Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement. *The Journal of Educational Research*, 90 (5), 269-277.
- Calero, J. y Escardíbul, J. O. (2007). Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003. *Hacienda Pública Española*, 183 (4), 33-66.
- Calero, J., Choi, A., y Waisgrais, S. (2010). Determinantes del riesgo de fracaso escolar en España: una aproximación a través de un análisis logístico multinivel aplicado a PISA-2006. *Revista de*

- Educación*, Número extraordinario 2010, 225-256.
- Carnoy, M. (2005). La búsqueda de la igualdad a través de las políticas educativas: alcances y límites. *Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 3 (2), 1-14.
- CEPAL (2001). *Plan de Acción Regional de América Latina y el Caribe sobre asentamientos humanos*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Cervini, R. (1999). *Calidad y equidad en la educación básica en la Argentina*. Bs. As.: Ministerio de Cultura y Educación de la Nación.
- Cervini, R. (2002). Desigualdades socioculturales en el aprendizaje de matemática y lengua de la educación secundaria en Argentina: un modelo de tres niveles. *Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa (RELIEVE)*, 8 (2), 135-158. Recuperado el 14/12/2011 de: http://www.uv.es/RELIEVE/v8n1/RELIEVEv8n2_1.htm
- Cervini, R. (2003a). Relaciones entre composición estudiantil, proceso escolar y el logro en matemáticas en la educación secundaria en Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 5 (1). Recuperado el 14/12/2011 de: <http://redie.uabc.mx/vol5no1/contenido-cervini2.html>
- Cervini, R. (2003b). 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*, 11(5), 1-32. Recuperado el 14/12/2011 de: <http://epaa.asu.edu/epaa/v11n6/>
- Cervini, R. (2010). *Análisis comparativo de los condicionantes extra-escolares del desempeño de los alumnos de 3º y 6º año en Matemática y en Lengua de la Educación Primaria (ONE/2007) -Modelos multinivel bivariados-* (Informe del Operativo Nacional de Evaluación 2007). Bs. As.: DiNIECE, Ministerio de Educación de la Nación.
- Cervini, R. (2012). El 'efecto escuela' en países de América Latina: reanalizando los datos del SERCE. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 20 (39). Recuperado el 15/01/2013 de: <http://epaa.asu.edu/ojs/article/view/1086>
- Coleman, J., Campbell, E., Hobson, C., Mcpartland, J., Mood, A., Weinfeld, F., y York, R. (1966). *Equality of Educational Opportunity*. Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Corten, R. y Dronkers, J. (2006). School achievement of pupils from the lower strata in public, private government-dependent and private government-independent schools: a cross-national test of the Coleman-Hoffer thesis. *Educational Research and Evaluation*, 2, 179-208.
- De Leeuw, J. y Meijer, E. (2008). *Handbook of Multilevel Analysis*. New York: Springer.
- Decándido, G. (2011). Factores que afectan las competencias de los alumnos argentinos en PISA 2009. Un estudio empírico de dos niveles con efectos de interacción. *Anales de la XLVI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*. Mar del Plata. Recuperado el 15/03/2012 de: <http://www.aacp.org.ar>
- Dedrik, R., Ferron, J., Hess, M., Hogarty, K., Kromrey, J., Lang, T., ... Lee, R. (2009). Multilevel modeling: a review of methodological issues and applications. *Review of Educational Research*, 79 (1), 69-102.
- Dills, A. (2005). Does cream-skimming curdle the milk? A study of peer effects. *Economics of Education Review*, 24, 19-28.
- Duarte, J., Bos, M., y Moreno, M. (2010). *¿Enseñan mejor las escuelas privadas en América Latina?* (Notas Técnicas 5). BID. Recuperado el 14/12/2011 de: <http://www.iadb.org>
- Dumay, X. y Dupriez, V. (2008). Does the school composition effect matter? Evidence from Belgian data. *British Journal of Educational Studies*, 56 (4), 440-477.
- Dupriez, V. (2010). Methods of grouping learners at schools. *Fundamentals of Educational Planning 93*. Paris: IPE-UNESCO.
- Dupriez, V. y Dumay, X. (2006). Inequalities in school systems: effect of school structure or of

- society structure? *Comparative Education*, 42 (2), 243-260.
- Escardíbul, J. O. (2008). Los determinantes del rendimiento educativo en España. Un análisis a partir de la evaluación de PISA-2006. *Investigaciones de Economía de la Educación*, 3, 153-162.
- Evans, W., Oates, W., y Schwab, R. (1992). Measuring peer group effects: A study of teenage behavior. *Journal of Political Economy*, 100 (5), 966-991.
- 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*, 7 (16), 501-536.
- Fernández Soria, J. (2007). Igualdad y libertad de elección de centro docente: una cuestión polémica para un acuerdo necesario. *Revista de Educación*, 344, 41-59.
- Fiszbein, A. (2001). Instituciones, provisión de servicios y exclusión social. Estudio de caso del sector educación en Buenos Aires. *Desarrollo Económico*, 41 (162), 235-259.
- Formichella, M. (2011). ¿Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestión privada en la Argentina al tipo de administración? *Revista de la CEPAL*, 105, 151-166.
- Foster, G. (2006). It's not your peers, and it's not your friends: some progress toward understanding the educational peer effect mechanism. *Journal of Public Economics*, 8-9, 1455-75.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel Statistical Modeling*. London: Edward Arnold.
- Gorard, S. (2009). Does the index of segregation matter? The composition of secondary schools in England since 1996. *British Educational Research Journal*, 35 (4), 639-652.
- Gorard, S. y Smith, E. (2004). An international comparison of equity in education systems. *Comparative Education*, 40 (1), 15-28.
- Hanushek, E. (1979). Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *Journal of Human Resources*, 14, 351-388.
- Hanushek, E. (1986). The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools. *Journal of Economic Literature*, 24 (3), 1141-1177.
- Hanushek, E., Kain, J., Markman, J., y Rivkin, S. (2003). Does Peer Ability Affect Student Achievement? *Journal of Applied Econometrics*, 18 (5), 527-544.
- Hox, J. (1995). *Applied Multilevel Analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties.
- Hox, J. (2002). *Multilevel analysis: Techniques and Applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hoxby, C. (2000). Peer effects in the classroom: learning from gender and race variation. *NBER Working Paper 7867*. Cambridge, MA.
- Jenkins, S., Micklewright, J., y Schnepf, S. (2008). Social segregation in secondary schools: how does England compare with other countries? *Oxford Review of Education*, 34 (1), 21-37.
- Katzman, R. (2001). Seducidos y abandonados: el aislamiento social de los pobres urbanos. *Revista de la CEPAL*, 75, 171-189.
- Krüger, N. (2011). The segmentation of the Argentine education system: evidence from PISA 2009. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 11 (3), 41-64.
- Krüger, N. (2012a). La segmentación educativa argentina: reflexiones desde una perspectiva micro y macro social. *Páginas de Educación*, 5 (1), 137-156.
- Krüger, N. (2012b). *Equidad educativa interna y externa en Argentina: un análisis para las últimas décadas* (Tesis de Doctorado en Economía, Universidad Nacional del Sur). Recuperado de: <http://tesis.uns.edu.ar/>
- Lauder, H., Kounali, D., Robinson, T., Goldstein, H., y Thrupp, M. (2007). *Social class, pupil composition, pupil progress and school performance: an analysis of primary schools*. Bath: University of Bath.
- Levacic, R. y Vignoles, A. (2002). Researching the links between school resources and student

- outcomes in the UK: a review of issues and evidence. *Education Economics*, 10 (3), 313-331.
- Lizasoain, L., Joaristi, L., Lukas, J., y Santiago, K. (2007). Efectos contextuales del nivel socioeconómico sobre el rendimiento académico en la educación secundaria obligatoria en la Comunidad Autónoma Vasca (España). Estudio diferencial del nivel socioeconómico familiar y el del centro escolar. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 15 (8). Recuperado el 15/01/2013 de: <http://epaa.asu.edu/epaa/v15n8/>.
- Medina, F. y Galván, F. (2007). Imputación de datos: teoría y práctica. *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos N° 54*. Santiago de Chile, CEPAL.
- OCDE (2003). *PISA 2003. Manual de análisis de datos*. Paris: OECD Publishing.
- OCDE (2009). *PISA Data Analysis Manual. SPSS*. (2da ed.). Paris: OECD Publishing.
- OCDE (2010a). *PISA 2009 Results: Overcoming Social Background. Equity in Learning Opportunities and Outcomes* (Vol. II). Recuperado el 13/02/2010 de: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091559-en>
- OCDE (2010b). *PISA 2009 Results: What makes a school successful? Resources, Policies and Practices* (Vol. IV). Recuperado el 13/02/2010 de: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091559-en>
- Raudenbush, S. y Willms, D. (1995). The estimation of school effects. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20 (4), 307-335.
- Reimers Arias, F. (2000). Educación, desigualdad y opciones de política en América Latina en el siglo XXI. *Revista Iberoamericana de Educación*, 23, 21-50.
- Ruiz de Miguel, C. y Castro Morera, M. (2006). Un estudio multinivel basado en PISA 2003: factores de eficacia escolar en el área de matemáticas. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 14 (29). Recuperado el 15/01/2013 de: <http://epaa.asu.edu/epaa/v14n.29>
- Rumberger, R. y Palardy, G. (2005). Does segregation still matter? The impact of student composition on academic achievement in High School. *Teachers College Record*, 107 (9), 1999-2045.
- Sacerdote, B. (2001). Peer effects with random assignment: results for Dartmouth Roommates. *Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 681-704.
- Santos, M. (2007). Quality of education in Argentina: determinants and distribution using PISA 2000 test scores. *Well-being and Social Policy*, 3 (1), 69-95.
- Schindler Rangvid, B. (2007). School composition effects in Denmark: quantile regression evidence from PISA 2000. *Empirical Economics*, 33, 359-388.
- Schneeweis, N. y Winter-Ebmer, R. (2007). Peer effects in Austrian schools. *Empirical Economics*, 32, 387-409.
- Sendón, M. A. (2005). Las trayectorias de los egresados de la escuela media en una sociedad mutada. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 10 (24), 191-219.
- Somers, M., Mcewan, P., y Willms, D. (2004). How effective are private schools in Latin America? *Comparative Education Review*, 48 (1), 48-69.
- Southworth, S. (2010). Examining the effects of school composition on North Carolina student achievement over time. *Education Policy Analysis Archives*, 18 (29). Recuperado el 15/01/2013 de: <http://epaa.asu.edu/ojs/article/view/848>
- Steele, F., Vignoles, A., y Jenkins, A. (2007). The effect of school resources on pupil attainment: a multilevel simultaneous equation modeling approach. *J. R. Statist. Soc.*, 170 (3), 801-824.
- Stevans, L. y Sessions, D. (2000). Private/Public School Choice and Student Performance Revisited. *Education Economics*, 8 (2), 169-184.
- Summers, A. y Wolfe, B. (1977). Do Schools Make a Difference? *The American Economic Review*, 67(4), 639-652.
- Tiramonti, G. (comp.) (2004a). *La trama de la desigualdad educativa. Mutaciones recientes en la escuela media*. Bs. As.: Manantial.

- Tiramonti, G. y Ziegler, S. (2008). *La educación de las elites. Aspiraciones, estrategias y oportunidades*. Bs. As.: Paidós.
- Treviño, E., Valdés, H., Castro, M., Costilla, R., Pardo, C., y Donoso, F. (2010). *Factores asociados al logro cognitivo de los estudiantes de América Latina y El Caribe*. Santiago: OREALC/UNESCO Santiago & LLECE.
- UNESCO (2004). *Education for All: The Quality Imperative. EFA Global Monitoring Report*. Paris.
- Van Ewijk, R. y Slegers, P. (2010). The effect of peer socioeconomic status on student achievement: A meta-analysis. *Educational Research Review*, 5, 134-150.
- Veleda, C. (2005). Efectos segregatorios de la oferta educativa. El caso del Conurbano Bonaerense. *Documento de trabajo N° 5*. CIPPEC. Programa: Sociología Política de las Desigualdades Educativas.
- Willms, J. (2003). *Ten Hypotheses about Socioeconomic Gradients and Community Differences in Children's Developmental Outcomes* (Final Report). Canadian Research Institute for Social Policy, Canada. Recuperado el 2/02/2013 de: <http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra>
- Willms, D. y Somers, M. (2001). Family, classroom and school effects on children's educational outcomes in Latin America. *School Effectiveness and School Improvement*, 12 (4), 409-445.
- Wöbmann, L. y Fuchs, T. (2005). Families, schools, and primary-school learning: evidence from Argentina and Colombia in an international perspective. *Policy Research Working Paper Series No. 3537*. Washington, D. C.: Banco Mundial.
- Zimmer, R. Y Toma, E. (2000). Peer effects in private and public schools across countries. *Journal of Policy Analysis and Management*, 19, pp. 75-92.
- Zimmerman, D. (2003). Peer effects in academic outcomes: evidence from a natural experiment. *Review of Economics and Statistics*, 85, 9-23.

Anexo

Tabla A1
Caracterización de las Muestras Original y Final

Variables Cuantitativas	Muestra Original		Muestra Final		% Datos Perdidos
	Media	(D. E.)	Media	(D. E.)	
Nivel 1 (alumnos) ^a					
Valores plausibles Lectura	398,46	(108,09)	405,43	(105,66)	0,0
Edad	15,69	(0,28)	15,69	(0,28)	0,0
Gusto por la lectura*	-0,16	(0,74)	-0,17	(0,73)	3,5
Actitud hacia la escuela*	0,11	(0,95)	0,10	(0,91)	9,1
Educación de los padres*	12,47	(4,29)	12,54	(4,22)	4,3
Estatus ocupacional de los padres	48,44	(21,90)	44,96	(17,00)	0,0
Posesiones culturales del hogar*	0,02	(0,86)	0,03	(0,85)	4,0
Recursos educativos del hogar*	-0,40	(0,96)	-0,37	(0,94)	2,1
Posesiones de riqueza del hogar*	-0,95	(0,89)	-0,92	(0,87)	1,8
Nivel 2 (escuelas) ^b					
Media ESCS*	-0,83	(0,88)	-0,73	(0,88)	1,8
Acceso a internet*	0,62	(0,45)	0,50	(0,47)	19,0
Comportamiento de los estudiantes*	0,44	(1,09)	0,50	(1,10)	1,6
Comportamiento de los docentes*	-0,22	(1,09)	-0,18	(1,08)	1,7

Responsabilidad asignación de recursos	-0,56	(0,41)	-0,52	(0,46)	0,0
Proporción de mujeres	53,85	(12,03)	52,18	(11,69)	0,0
Tamaño de la escuela	559,69	(422,96)	450,52	(326,04)	0,0
Variables Cualitativas	Muestra Original		Muestra Final		% Datos Perdidos
	Frecuencia ^c		Frecuencia ^c		
Nivel 1 (alumnos) ^a					
Mujer	53,7		54,5		0,0
Cursa Secundario Superior	62,1		65,1		1,8
Familia nuclear	71,0		71,6		3,9
Nivel 2 (escuelas) ^b					
Localización urbana	61,0		63,4		0,0
Alto grado de competencia	64,3		66,2		0,0
Alto monitoreo de las prácticas docentes	49,0		45,9		4,5
Alto agrupamiento por habilidad	61,0		58,0		4,3
Evaluación regular	88,8		87,9		2,9
Alta presión de los padres	46,5		49,7		2,1
Alta selectividad académica	17,4		18,6		2,0

Nota. ^a Estadísticas calculadas empleando los pesos finales por alumno. ^b Estadísticas calculadas empleando los pesos finales por escuela. ^c Frecuencias para las categorías con valor igual a 1.

*Variables imputadas por Máxima Verosimilitud.

Fuente. Elaboración propia a partir de la base de datos PISA 2009 (OCDE).

Tabla A2

Versiones Alternativas del Modelo 3 con Diversos Indicadores de la Composición Estudiantil Escolar

Modelos	Coefficiente de la Variable Composicional	Varianza entre escuelas: Var (u_{0j})	Varianza dentro de las escuelas: Var (ϵ_{ij})	Razón de Verosimilitud
Modelo 3a	-186,19*** (21,5)	2262,5	4367,9	46918,0
Modelo 3b	165,88*** (14,3)	2122,5	4367,9	46900,9
Modelo 3c	6,64*** (2,4)	3646,3	4370,5	46990,8
Modelo 3d	-181,19*** (25,9)	2435,3	4367,8	46923,2
Modelo 3e	184,92*** (19,6)	2295,2	4367,2	46912,2
Modelo 3f	4,56*** (0,4)	1937,3	4367,6	46895,2
Modelo 3g	-224,37*** (30,4)	2651,8	4368,1	46937,4
Modelo 3h	156,57*** (18,4)	2340,2	4369,5	46917,9

Nota. Errores estándar entre paréntesis. Variable composicional de cada modelo: (3a) porcentaje de alumnos cuyo índice ESCS pertenece al primer cuartil; (3b) porcentaje de alumnos cuyo índice ESCS pertenece al último cuartil; (3c) años de escolarización promedio de los padres, PARED; (3d) porcentaje de padres con nivel educativo primario; (3e) porcentaje de padres con nivel educativo terciario; (3f) promedio del estatus ocupacional de los padres, HISEI; (3g) porcentaje de padres con categoría ocupacional “cuello azul-baja calificación”; (3h) porcentaje de padres con categoría ocupacional “cuello blanco-alta calificación”. *** $p < .01$.

Fuente. Elaboración propia a partir de la base de datos PISA 2009 (OCDE)

Sobre la Autora

Natalia Krüger

Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur – Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (UNS-CONICET)

Email: natalia.kruger@uns.edu.ar

Doctora en Economía por la Universidad Nacional del Sur (UNS), Argentina. Auxiliar docente en el Departamento de Economía, UNS. Miembro del Proyecto de Investigación Plurianual “Trampas de Crecimiento y Desarrollo en América Latina: el Rol del Sistema Educativo” (CONICET). Líneas de investigación: determinantes del aprendizaje escolar; equidad educativa; educación y mercado laboral.

archivos analíticos de políticas educativas

Volumen 21 Número 86

25 de noviembre 2013

ISSN 1068-2341



Los/as lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Más detalles de la licencia de Creative Commons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0> Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es, o AAPE/EPAA. AAPE/EPAA es publicada por el *Mary Lou Fulton Teachers College, Arizona State University*. Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en CIRC (Clasificación Integrada de Revistas Científicas, España) DIALNET (España), [Directory of Open Access Journals](#), EBSCO Education Research Complete, , ERIC, Education Full Text (H.W. Wilson), QUALIS A2 (Brasil), SCImago Journal Rank; SCOPUS, SOCOLAR (China)

Contribuya con comentarios y sugerencias en <http://epaa.info/wordpress/>. Por errores y sugerencias contacte a Fischman@asu.edu.

Síguenos en EPAA's Facebook comunidad at <https://www.facebook.com/EPAAAPE> y en **Twitter feed** @epaa_aape.

archivos analíticos de políticas educativas
consejo editorial

Editor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editores. Asociados **Alejandro Canales** (UNAM) y **Jesús Romero Morante** (Universidad de Cantabria)

- Armando Alcántara Santuario** Instituto de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación, UNAM México
- Claudio Almonacid** Universidad Metropolitana de Ciencias de la Educación, Chile
- Pilar Arnaiz Sánchez** Universidad de Murcia, España
- Xavier Besalú Costa** Universitat de Girona, España
- Jose Joaquín Brunner** Universidad Diego Portales, Chile
- Damián Canales Sánchez** Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación, México
- María Caridad García** Universidad Católica del Norte, Chile
- Raimundo Cuesta Fernández** IES Fray Luis de León, España
- Marco Antonio Delgado Fuentes** Universidad Iberoamericana, México
- Inés Dussel** FLACSO, Argentina
- Rafael Feito Alonso** Universidad Complutense de Madrid, España
- Pedro Flores Crespo** Universidad Iberoamericana, México
- Verónica García Martínez** Universidad Juárez Autónoma de Tabasco, México
- Francisco F. García Pérez** Universidad de Sevilla, España
- Edna Luna Serrano** Universidad Autónoma de Baja California, México
- Alma Maldonado** Departamento de Investigaciones Educativas, Centro de Investigación y de Estudios Avanzados, México
- Alejandro Márquez Jiménez** Instituto de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación, UNAM México
- José Felipe Martínez Fernández** University of California Los Angeles, USA
- Fanni Muñoz** Pontificia Universidad Católica de Perú
- Imanol Ordorika** Instituto de Investigaciones Economicas – UNAM, México
- Maria Cristina Parra Sandoval** Universidad de Zulia, Venezuela
- Miguel A. Pereyra** Universidad de Granada, España
- Monica Pini** Universidad Nacional de San Martín, Argentina
- Paula Razquín** UNESCO, Francia
- Ignacio Rivas Flores** Universidad de Málaga, España
- Daniel Schugurensky** Arizona State University
- Orlando Pulido Chaves** Universidad Pedagógica Nacional, Colombia
- José Gregorio Rodríguez** Universidad Nacional de Colombia
- Miriam Rodríguez Vargas** Universidad Autónoma de Tamaulipas, México
- Mario Rueda Beltrán** Instituto de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación, UNAM México
- José Luis San Fabián Maroto** Universidad de Oviedo, España
- Yengny Marisol Silva Laya** Universidad Iberoamericana, México
- Aida Terrón Bañuelos** Universidad de Oviedo, España
- Jurjo Torres Santomé** Universidad de la Coruña, España
- Antoni Verger Planells** University of Amsterdam, Holanda
- Mario Yapu** Universidad Para la Investigación Estratégica, Bolivia

education policy analysis archives
editorial board

Editor **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Associate Editors: **David R. Garcia** (Arizona State University), **Stephen Lawton** (Arizona State University)
Rick Mintrop, (University of California, Berkeley) **Jeanne M. Powers** (Arizona State University)

Jessica Allen University of Colorado, Boulder

Gary Anderson New York University

Michael W. Apple University of Wisconsin, Madison

Angela Arzubiaga Arizona State University

David C. Berliner Arizona State University

Robert Bickel Marshall University

Henry Braun Boston College

Eric Camburn University of Wisconsin, Madison

Wendy C. Chi* University of Colorado, Boulder

Casey Cobb University of Connecticut

Arnold Danzig Arizona State University

Antonia Darder University of Illinois, Urbana-Champaign

Linda Darling-Hammond Stanford University

Chad d'Entremont Strategies for Children

John Diamond Harvard University

Tara Donahue Learning Point Associates

Sherman Dorn University of South Florida

Christopher Joseph Frey Bowling Green State University

Melissa Lynn Freeman* Adams State College

Amy Garrett Dikkers University of Minnesota

Gene V Glass Arizona State University

Ronald Glass University of California, Santa Cruz

Harvey Goldstein Bristol University

Jacob P. K. Gross Indiana University

Eric M. Haas WestEd

Kimberly Joy Howard* University of Southern California

Aimee Howley Ohio University

Craig Howley Ohio University

Steve Klees University of Maryland

Jackyung Lee SUNY Buffalo

Christopher Lubienski University of Illinois, Urbana-Champaign

Sarah Lubienski University of Illinois, Urbana-Champaign

Samuel R. Lucas University of California, Berkeley

Maria Martinez-Coslo University of Texas, Arlington

William Mathis University of Colorado, Boulder

Tristan McCowan Institute of Education, London

Heinrich Mintrop University of California, Berkeley

Michele S. Moses University of Colorado, Boulder

Julianne Moss University of Melbourne

Sharon Nichols University of Texas, San Antonio

Noga O'Connor University of Iowa

João Paraskveva University of Massachusetts, Dartmouth

Laurence Parker University of Illinois, Urbana-Champaign

Susan L. Robertson Bristol University

John Rogers University of California, Los Angeles

A. G. Rud Purdue University

Felicia C. Sanders The Pennsylvania State University

Janelle Scott University of California, Berkeley

Kimberly Scott Arizona State University

Dorothy Shipps Baruch College/CUNY

Maria Teresa Tatto Michigan State University

Larisa Warhol University of Connecticut

Cally Waite Social Science Research Council

John Weathers University of Colorado, Colorado Springs

Kevin Welner University of Colorado, Boulder

Ed Wiley University of Colorado, Boulder

Terrence G. Wiley Arizona State University

John Willinsky Stanford University

Kyo Yamashiro University of California, Los Angeles

* Members of the New Scholars Board

arquivos analíticos de políticas educativas
conselho editorial

Editor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)
Editores Associados: **Rosa Maria Bueno Fisher** e **Luis A. Gandin**
(Universidade Federal do Rio Grande do Sul)

Dalila Andrade de Oliveira Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil

Paulo Carrano Universidade Federal Fluminense, Brasil

Alicia Maria Catalano de Bonamino Pontifícia Universidade Católica-Rio, Brasil

Fabiana de Amorim Marcello Universidade Luterana do Brasil, Canoas, Brasil

Alexandre Fernandez Vaz Universidade Federal de Santa Catarina, Brasil

Gaudêncio Frigotto Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Brasil

Alfredo M Gomes Universidade Federal de Pernambuco, Brasil

Petronilha Beatriz Gonçalves e Silva Universidade Federal de São Carlos, Brasil

Nadja Herman Pontifícia Universidade Católica –Rio Grande do Sul, Brasil

José Machado Pais Instituto de Ciências Sociais da Universidade de Lisboa, Portugal

Wenceslao Machado de Oliveira Jr. Universidade Estadual de Campinas, Brasil

Jefferson Mainardes Universidade Estadual de Ponta Grossa, Brasil

Luciano Mendes de Faria Filho Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil

Lia Raquel Moreira Oliveira Universidade do Minho, Portugal

Belmira Oliveira Bueno Universidade de São Paulo, Brasil

Antônio Teodoro Universidade Lusófona, Portugal

Pia L. Wong California State University Sacramento, U.S.A

Sandra Regina Sales Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Brasil

Elba Siqueira Sá Barreto Fundação Carlos Chagas, Brasil

Manuela Terrasêca Universidade do Porto, Portugal

Robert Verhine Universidade Federal da Bahia, Brasil

Antônio A. S. Zuin Universidade Federal de São Carlos, Brasil