

Estructura familiar, tamaño de la familia y el rendimiento en matemática y lectura: análisis comparativo entre países de América Latina

RUBÉN CERVINI* | NORA DARI** | SILVIA QUIROZ***

Se examinan los efectos de la configuración de la familia sobre los rendimientos en pruebas de matemática y lectura de alumnos en la educación primaria de países de América Latina. Se usan modelos multinivel para analizar los resultados de ambas pruebas y las respuestas a un cuestionario, aplicados en el Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE) a 89 mil 588 alumnos de sexto grado. Se investigan las variaciones de los efectos entre los países y entre las escuelas, y sus interacciones con el nivel socioeconómico y académico del alumno, de la escuela y del país. Se constata que en la mayoría de los países existe una brecha significativa en los logros escolares entre los alumnos de familias con dos padres frente a los que viven en familias monoparentales o familias sin padres. Sin embargo, esta brecha se reduce o desaparece cuando se controla por el nivel socioeconómico. Se inferen algunas conclusiones metodológicas.

This paper examines the effects of family composition on performance in math and literacy tests in primary education in Latin America. Multi-level models are used to analyze the results of both tests and the answers in a questionnaire, applied by means of the Second Comparative and Explanatory regional Study (SERCE) to 89,588 sixth grade students. It seeks to investigate the variations between countries and between schools, and their interactions with the socioeconomic and academic level of the student, the school, and the country. It is observed that in most countries a significant gap exists between the educational achievements of students from two-parent families and those from single-parent families or who are orphans. However, this gap narrows or disappears when it is controlled by socioeconomic level. A number of methodological conclusions are inferred.

Palabras clave

Estructura familiar
Rendimiento escolar
Matemática
Lectura
SERCE
Modelos multinivel

Keywords

Family structure
School performance
Math
Literacy
SERCE
Multi-level models

Recepción: 31 de marzo de 2015 | Aceptación: 4 de agosto de 2015

- * Profesor y director de la Maestría en Educación de la Universidad Nacional de Quilmes (Argentina). Magister en Ciencias Políticas (FLACSO). Línea de investigación: factores escolares del rendimiento escolar. Publicaciones recientes: (2014, en coautoría con N. Dari y S. Quiroz), "Maestro, aula y aprendizaje en América Latina. Los datos del SERCE", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, vol. 12, núm. 2, pp. 105-137; (2012, en coautoría con N. Dari y S. Quiroz), "Factores institucionales del logro en matemática en la educación media de Argentina, 1998-2007: una actualización", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, vol. 11, núm. 2, pp. 119-148. CE: racervini@fibertel.com.ar
- ** Profesora de la Universidad Nacional de Quilmes (Argentina). Licenciada en Educación. Línea de investigación: factores escolares del rendimiento escolar. Publicaciones recientes: (2014, en coautoría con R. Cervini y S. Quiroz), "Maestro, aula y aprendizaje en América Latina. Los datos del SERCE", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, vol. 12, núm. 2, pp. 105-137; (2012, en coautoría con R. Cervini y S. Quiroz), "Factores institucionales del logro en matemática en la educación media de Argentina, 1998-2007: una actualización", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, vol. 11, núm. 2, pp. 119-148. CE: noradari@gmail.com
- *** Profesora de la Universidad Nacional de Quilmes (Argentina). Magister en Metodología de la Investigación Científica. Línea de investigación: factores escolares del rendimiento escolar. Publicaciones recientes: (2014, en coautoría con R. Cervini y N. Dari), "Maestro, aula y aprendizaje en América Latina. Los datos del SERCE", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, vol. 12, núm. 2, pp. 105-137; (2012, en coautoría con R. Cervini y N. Dari), "Factores institucionales del logro en matemática en la educación media de Argentina, 1998-2007: una actualización", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, vol. 11, núm. 2, pp. 119-148. CE: squiroz@unq.edu.ar

INTRODUCCIÓN

De acuerdo con una condición clave del ideal democrático, los niveles y la distribución del aprendizaje deben depender del esfuerzo y/o la capacidad del alumno, y no de características heredadas o que el alumno no pueda controlar (igualdad de oportunidades educativas). Sin embargo, una larga tradición de investigación ha señalado la importancia de ciertas características de la familia, como sus niveles socioeconómicos y culturales, en la determinación del grado de aprendizaje en la escuela y, por lo tanto, en la reproducción de las desigualdades sociales.

En la misma línea, un número considerable de estudios han confirmado la asociación entre el tipo de estructura familiar (por ejemplo, dos padres *vs.* sólo un padre), y una variedad de resultados educativos. La principal conclusión de un estudio longitudinal reciente (1998-2000) en los Estados Unidos (Martin, 2012) resume muy bien el alcance de este efecto: de dos hijos de familias con el mismo nivel de educación, el que pertenece a una familia con ambos padres biológicos obtendrá un mayor nivel de educación que el hijo de una madre soltera; es decir, familias con dos padres biológicos pueden transmitir su situación educativa, social y socioeconómica a sus hijos mejor que las familias monoparentales.

En este sentido, una revisión exhaustiva de las investigaciones sobre estructura familiar y reproducción de las desigualdades sociales (McLanahan y Percheski, 2008) concluyó que “la evidencia sugiere que los recientes cambios en la familia contribuyen a la persistencia intergeneracional de la desigualdad”. Además, estos cambios “también están contribuyendo al aumento de las disparidades entre los blancos y las minorías, y entre mujeres y hombres” (McLanahan y Percheski, 2008: 271). Por lo tanto, la estructura familiar sería uno de los factores determinantes de la estratificación social.

El objetivo principal del presente trabajo es contribuir al conocimiento del efecto de la configuración familiar sobre el aprendizaje escolar en América Latina, analizando los datos procedentes del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE), aplicado en 16 países de la región.

LITERATURA RELEVANTE

Se han realizado numerosos estudios específicos sobre la asociación entre la estructura familiar y el rendimiento del alumno medido con pruebas estandarizadas; la mayoría de estos estudios concluyó que los niños de familias con dos padres logran puntajes más altos que los de familias monoparentales, incluso después de controlar por diversos factores exógenos (Amato, 2001; Amato y Keith, 1991; Downey, 1994, Martin, 2012; McLanahan, 1985; Shriner *et al.*, 2010; Zimiles y Lee, 1991). Además, los niños y adolescentes de familias monoparentales, o de familias reconstituidas, se comportan similarmente, y ambos son superados por los que pertenecen a familias con ambos padres (Downey, 1994; Hofferth, 2006). En aquellas dos estructuras familiares, los resultados académicos están más asociados con el origen étnico y la educación de los padres que en las familias con dos padres biológicos (Hofferth, 2006; Manning y Lamb, 2003).

Otra línea de investigación estrechamente relacionada se refiere al efecto del número de hermanos sobre el aprendizaje escolar. Existen numerosos antecedentes de investigación que han constatado un efecto negativo de esta variable en los resultados educativos de los niños. A partir de una revisión de varios estudios sobre este tema en los Estados Unidos (Xu, 2008), se puede inferir que tal efecto sería comparable o incluso más fuerte que los tradicionalmente investigados, tales como la situación laboral de los padres, ingreso familiar, educación de los padres, raza, nivel socioeconómico y estructura de paternidad, entre otros.

Crítica metodológica: la causalidad

Son bien conocidas las razones por las cuales los resultados del análisis de correlación con datos transversales no permiten inferir causalidad. La posible asociación negativa entre la ausencia de un padre y el rendimiento escolar podría deberse a una causalidad inversa, al sesgo de una variable omitida o a la heterogeneidad en los tiempos y en los subgrupos de sujetos.

En una revisión reciente de investigaciones con diseños transversales o longitudinales que tuvieran en cuenta esas limitaciones, McLanahan *et al.* (2013) identificaron 31 análisis en 12 estudios acerca del efecto de la ausencia de alguno de los padres sobre los puntajes de pruebas estandarizadas de matemática, lectura o aptitud. Los resultados no fueron concluyentes: 14 análisis encontraron efectos significativos, mientras que 17 no lo hicieron. La probabilidad de encontrar efectos fue mayor cuando se utilizó el modelo de curva de crecimiento con más de dos tiempos de medición de la variable dependiente. Además, la mitad de los que utilizan modelos de variable dependiente con rezago y diseños longitudinales con dos mediciones (antes y después de la separación de los padres) encontró efectos significativos. Finalmente, de 10 análisis de resultados con pruebas de matemática, 7 detectaron efectos significativos, mientras que esta relación se invirtió en la lectura. Por lo tanto, en matemática hubo una mayor probabilidad de encontrar efectos negativos originados en la estructura familiar.

Algunos estudios longitudinales más recientes no fueron considerados en la revisión anterior. Burnett y Farkas (2009) estudiaron a niños de 5 a 14 años de edad con diversas medidas de pobreza, estructura familiar y desempeño en matemática para estimar los coeficientes aleatorios de modelos multinivel de crecimiento no lineales, en los cuales se permite que las variables de “control” causalmente precedentes impacten tanto en el intercepto como en la pendiente de la trayectoria del logro del niño, mientras que la pobreza y la

estructura familiar en cada punto del tiempo entran en el modelo como covariados variantes en el tiempo. Crosnoe y Wildsmith (2011) relacionaron la estructura de la familia con el progreso en el rendimiento en matemática de los niños, desde el kindergarten hasta 1er grado. Estos dos estudios, junto con Fomby y Cherlin (2007), llegaron a la conclusión de que las correlaciones negativas iniciales entre la estructura familiar y el rendimiento cognitivo desaparecen cuando se consideran las variables de control, es decir, que son casi totalmente espurias.

Por otra parte, con base en la Encuesta Longitudinal de la Primera Infancia —Kindergarten Class of 1998-1999 (Early Childhood Longitudinal Survey-Kindergarten Class of 1998-1999)— Shriner *et al.* (2010) encontraron efectos diferenciales de la participación (*involvement*) familiar en la educación de sus hijos a lo largo de tres estructuras familiares (monoparentales, dos padres biológicos y padrastros). El efecto de los factores de antecedentes familiares (nivel educativo, nivel socioeconómico, pobreza) podría estar mediado por las diferencias en las prácticas educativas existentes en las diferentes estructuras familiares.

Casi todos los estudios mencionados anteriormente se basan en datos de Estados Unidos, y la mayoría de ellos trabajan con muestras acotadas, las cuales podrían experimentar el efecto de selección. Por otra parte, la edad escolar de la población estudiada varía considerablemente (desde el preescolar hasta la escuela secundaria); además, no utilizan el análisis multinivel para incluir a la escuela como uno de los niveles con efecto significativo, ni pueden ser válidamente comparados con la situación en otros países.

Análisis comparativo internacional

Algunos análisis recientes de los datos PISA-2000 y TIMSS-1995 han investigado los efectos de la estructura familiar y del número de hermanos desde una perspectiva comparativa internacional, dado que las muestras nacionales y

las mediciones incluidas en esas bases permiten realizar comparaciones entre los países participantes. Pero, debido a que tales datos provienen de encuestas transversales, esos análisis están afectados por las críticas metodológicas anteriormente apuntadas respecto de las inferencias de causalidad. Como una forma de aminorar el problema, además de las variables tradicionales de control (estatus socioeconómico, ocupación y educación de los padres, materiales y recursos educativos, relaciones intrafamiliares), estos estudios han incluido variables proxy del rendimiento académico precedente del alumno (calificaciones escolares, desfase etario, que asisten a cursos de recuperación).

En general, los análisis de los datos de PISA (Chiu y Xihua, 2008; Hampden-Thompson, 2013; Marks, 2006; Xu, 2008) distinguen entre las familias con dos padres biológicos, una madre soltera, mixto (madre/padrastro; padre/madrastra, padrastro/madrastra), y otras. Todos ellos coinciden en que, para la muestra total, existen diferencias significativas en los rendimientos de matemática y lectura entre los niños que viven con ambos padres biológicos y el resto de los niños.

Aunque estas diferencias se reducen significativamente cuando se incluyen variables de control, siguen siendo significativas, a excepción de las familias mixtas (Chiu y Xihua, 2008; Marks, 2006). Sin embargo, en la mayoría de los países tales diferencias son totalmente explicadas por las variables de control, y sólo en algunos de ellos continúan significativas después del control (Chiu y Xihua, 2008; Hampden-Thompson, 2009; Marks, 2006).

Por otro lado, el efecto negativo del número de hermanos mostró ser menos afectado por las variables de control. Por ejemplo, Marks (2006) encontró que, si bien el efecto del tamaño de la familia declinó al tomar en cuenta el contexto socioeconómico, en casi todos los países persistió, y resultó ser altamente significativo. Por el contrario, los efectos de la estructura monoparental se reducen sustancialmente cuando se realiza el control: de 30

países, sólo en 3 de ellos en lectura, y 4 en matemática, este efecto se mantuvo altamente significativo. Los resultados reportados por Chiu y Xihua (2008) apuntan en la misma dirección.

Los estudios basados en datos del TIMSS-1995 distinguen entre las familias con los dos padres, los padres mixtos (madrastra o padrastro), monoparentales, y que no viven con alguno de los padres (familia tutor). Basado en datos de 11 países desarrollados, y utilizando los modelos multinivel, Pong *et al.* (2003) concluyeron que las distancias de rendimiento matemático entre niños con un solo progenitor frente a las familias biparentales predominan en la muestra total y dentro de cada país, con dos excepciones, y que tales diferencias no fueron totalmente explicadas por los recursos familiares. Por otra parte, estas distancias fueron mayores en los países en que los padres solteros son más frecuentes. Heuveline *et al.* (2010) llegaron a las mismas conclusiones. Pero, en un trabajo más reciente (Heuveline *et al.*, 2013), y como consecuencia de la inclusión de dos variables imputadas en los modelos multinivel —ingreso familiar y tiempo (horas) del niño con sus padres— se informó que la distancia entre las familias monoparentales y las de dos padres se tornó insignificante. La distancia con las familias con padrastrós, sin embargo, siguió siendo significativa.

Todos estos estudios comparativos internacionales se refieren principalmente a los países desarrollados y, con excepción de Marks (2006), todos utilizan modelos multinivel. En tales modelos se especificaron sólo dos niveles (alumnos y país), obviando el nivel escuela, con la excepción de Chiu y Xihua (2008). Sin embargo, se ha demostrado que la falta de especificación de un nivel de anidación conduce a una sobreestimación de la importancia relativa de los niveles especificados (Opdenakker y Van Damme, 2000), por lo que se recomienda incluir por lo menos los niveles (superior e inferior) contiguos del nivel de interés (Van den Noortgate *et al.*, 2005).

Como consecuencia de esa omisión, ninguno de esos estudios podía incluir la composición socioeconómica de la escuela como variable de control. Este tipo de indicador puede detectar efecto contextual, entendido como el impacto de la composición estudiantil de la escuela en el rendimiento del alumno, por encima y más allá de la influencia directa de los antecedentes individuales (nivel socioeconómico familiar). El debate sobre la importancia de este tipo de indicadores estuvo presente en el inicio de los estudios alineados con el paradigma de la eficacia escolar (Slee *et al.*, 1998; Teddlie y Reynolds, 2001; Thrupp, 2001), y su importancia ha sido probada por numerosos estudios a lo largo de las últimas décadas. Con base en los datos del SERCE, también se ha demostrado su fuerte incidencia en los países de América Latina (Cervini, 2012). Por otra parte, resultados empíricos han detectado efectos negativos de otro indicador de composición en relación con la estructura familiar: grado de concentración de niños de familias monoparentales en la escuela (Bankston y Caldas, 1998; Pong *et al.*, 2003), probablemente debido a los limitados recursos proporcionados por este tipo de familias.

Por último, en los estudios comparativos internacionales anteriormente citados no se analizaron las posibles interacciones entre configuración familiar y la situación socioeconómica de la familia, ni tampoco las variaciones de los efectos de la estructura de la familia en los diferentes niveles del sistema educativo.

En este artículo se analizan los datos del SERCE con modelos multinivel con tres niveles (alumno, escuela y país), con el fin de explorar las diferencias entre países de América Latina con respecto a los efectos de las tres dimensiones de la configuración familiar sobre los desempeños en matemática y lectura de alumnos del nivel primario. Se investigan las variaciones entre países y entre las escuelas de tal efecto, y sus relaciones e interacciones con los niveles socioeconómicos y académicos del alumno, la escuela y el país.

ANTECEDENTES DE ESTA INVESTIGACIÓN

En un estudio anterior (Cervini *et al.*, 2014) se analizaron los datos del SERCE con modelos multinivel, y se definieron tres estructuras familiares: dos padres, familias monoparentales, y otro tipo (combinaciones sin padre). Los resultados fueron:

- a) los alumnos de familias monoparentales obtuvieron calificaciones más bajas en matemática y lectura, observándose mayor diferencia en matemática. El efecto de vivir en familias sin ninguno de los padres fue aún mayor;
- b) las magnitudes de estas distancias disminuyeron cuando se incluyeron los controles por nivel socioeconómico de la familia y por antecedentes académicos de los alumnos, pero siguieron siendo significativas;
- c) cuanto mayor es el número de personas menores de 18 años en la familia (proxy del número de hermanos) o personas mayores de 18 años en la familia, más bajos serán los rendimientos del alumno en matemática y en lectura. El coeficiente de la primera variable disminuyó visiblemente cuando se incluyeron las variables de control, pero el de la segunda apenas se alteró, su efecto fue completamente propio y adicional;
- d) la proporción de alumnos en la escuela que pertenecen a familias monoparentales, y el promedio de personas menores de 18 años de edad entre las familias de los alumnos de la escuela, tuvieron efectos significativos en el desempeño de todos los alumnos en ambas pruebas;
- e) la distancia promedio de logros entre las estructuras familiares fue más pronunciada entre las familias económicamente más favorecidas que entre las

más pobres, donde tal distancia tiende a desaparecer.

OBJETIVOS

Este artículo extiende la investigación previa sobre los efectos de tres dimensiones de la *configuración familiar* en países de América Latina. Ahora, el objetivo principal es comparar los países respecto de tales efectos, y examinar en qué medida esos efectos,¹ y sus variaciones entre países, se explican por los indicadores socioeconómico y académico de los tres niveles considerados (alumno, escuela y país). El análisis presta especial atención a la brecha académica entre los niños que viven con sus dos padres y los que viven con uno o ninguno de los padres.

Las preguntas de investigación son:

- a) ¿Cuáles son los patrones (*patterns*) inter-países de los efectos no ajustados (total) de la configuración de la familia sobre el logro del alumno en lectura y matemática?
- b) ¿Qué variación existe entre los países respecto de la brecha de rendimiento entre los niños en diferentes estructuras familiares?
- c) ¿En qué medida esta variación puede atribuirse a los antecedentes académicos y socioeconómicos, y en qué medida a las condiciones de la escuela?
- d) ¿Pueden atribuirse las diferencias entre naciones respecto de los efectos de la estructura familiar al desarrollo económico, al gasto en educación, y/o a la desigualdad social en los países?

METODOLOGÍA

Datos

El SERCE fue realizado por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE), un proyecto de la UNESCO. Se aplicó en 16 países de América Latina y en el estado mexicano de Nuevo León.² Los alumnos de cuarto y sexto año de la escuela primaria fueron evaluados en lectura y en matemática. Las pruebas se basaron en contenidos curriculares comunes a todos los países participantes. El énfasis estuvo en la evaluación de conocimientos aplicados y habilidades para la vida utilizando preguntas que incluían problemas de razonamiento y de pensamiento que requerían del alumno el uso de habilidades adquiridas en el aula. Se administraron seis cuestionarios. En LLECE (2008) se presenta la descripción completa de los datos.

El presente estudio se basa en datos procedentes de las pruebas de matemática y lectura, y de los cuestionarios aplicados a los alumnos de sexto grado (SQ6) y a sus familias (FQ6). Ambos cuestionarios fueron auto-administrados. Para conformar la base de datos analizada se siguieron los criterios discutidos y presentados en Cervini (2012). El archivo consta de 89 mil 588 alumnos evaluados en 2 mil 443 escuelas en 16 países y el estado mexicano de Nuevo León.

Variables

Variables dependientes. Se trata de las puntuaciones totales de las pruebas de matemática y de lectura, estimadas con el modelo de Rasch y denominada *puntajes*, con media=500 y desviación estándar=100.

1 En este trabajo, las expresiones “efecto”, “incidencia”, “explicación”, etc., se refieren estrictamente a la asociación entre variables o a la proporción de varianza explicada, y en ningún caso a relaciones causa-efecto.

2 La base del SERCE está constituida por muestras nacionales, donde el marco maestra es el listado de la totalidad de las escuelas que forman parte del universo definido. Por tanto, la unidad de muestreo es la escuela. El método de muestreo utilizado fue aleatorio, estratificado, de conglomerados y en una sola etapa de selección. Los criterios de estratificación fueron el tipo de gestión y el área geográfica (urbano público, urbano privado y rural); y tamaño y relación entre la matrícula de 6º y la matrícula de 3º. Los conglomerados son las escuelas. En cada estrato se seleccionó una muestra de escuelas, en una sola etapa de selección, con probabilidades iguales para todas las escuelas del estrato. La muestra de alumnos en cada estrato se conformó con todos los alumnos de las escuelas seleccionadas en cada estrato.

Prueba de matemática. En esta prueba se identificaron dos dimensiones: los dominios conceptuales y los procesos cognitivos. Los primeros se refieren a los saberes específicos de sexto año de primaria: conceptos, propiedades, procedimientos y relaciones entre ellos, sistemas de representación, formas de razonamiento y comunicación, estrategias de estimación, aproximación, cálculo y las situaciones problemáticas asociadas. Se establecen cinco dominios: 1) numérico; 2) geométrico; 3) medición; 4) estadístico; y 5) variacional (estudio del cambio). Los procesos cognitivos se agrupan en tres niveles: 1) reconocimiento de objetos y elementos; 2) solución de problemas simples; y 3) solución de problemas complejos.

Prueba de lectura. Se consideró dominio a *lo leído* y proceso a *la lectura*. Lo leído comprende las características propias del objeto con el que interactúan los alumnos para resolver las tareas: el texto, sus partes y sus características. Lo leído se subdivide en dos categorías: 1) la extensión; y 2) la clase de texto y el género. “Lectura” hace referencia al acto o proceso de leer y, en consecuencia, a las habilidades cognitivas que pone en juego el alumno al interactuar con un texto a partir de una diversidad de tareas propuestas en los ítems. La lectura se subdivide en las tres categorías: 1) procesos generales, 2) procesos relativos a textos específicos, y 3) procesos metalingüísticos.

Variables independientes. Se refieren a *i)* el alumno y/o su familia, *ii)* la escuela y *iii)* el país. En el primero se incluye la configuración familiar, los antecedentes académicos del alumno y las características socioeconómicas de la familia. El segundo refiere a la composición del alumnado de la escuela, y el último incluye cuatro indicadores del nivel de país.

Los indicadores de configuración familiar son el interés específico de este artículo. Incluyen la estructura familiar, el número de hermanos y el tamaño de la familia, los cuales

se construyen con las respuestas dadas por la familia y el alumno en los cuestionarios correspondientes (QF6 y QA6, respectivamente).

Estructura familiar (EF). A la familia se le pregunta si el niño/a vive con el padre, la madre, sus hermanos, otros familiares y otras personas no familiares, y debe responder Sí o No en cada caso. Al niño sólo se le pregunta si vive con la madre y con el padre, debe responder también Sí o No en cada caso. Estas últimas mediciones, entonces, están incluidas en ambos cuestionarios y en este estudio son utilizadas para poder aprovechar las informaciones del QA6 cuando el QF6 no fue aplicado o las respuestas están perdidas (*missing*). Ambos cuestionarios no distinguen entre padre biológico o padrastro, ni entre casados o convivientes, y por lo tanto, se pueden definir las siguientes categorías:

- familias completas (FC): vive con los dos padres. Incluye a “familia nuclear”, “familia extensa” y “familia ensamblada” (un/a padrastro/madrastra);
- familias monoparentales (FM): vive con uno de los padres;
- otra estructura familiar (OF): vive con “algún hermano” u “otros familiares”.

Número de hermanos (NH). Ambos cuestionarios preguntan acerca de cuántas personas menores de 18 años viven en el hogar, lo cual permite construir una medición proxy de la cantidad de hermanos. Aquí también las respuestas del alumno en el QA6 pueden utilizarse cuando la variable es *missing* en el QF6. Cuando NH aún continúa *missing* y la familia declara que el alumno “Sí” vive con hermanos, entonces, NH=1.

Número de personas de 18 años o más (NP). Esta pregunta es común a ambos cuestionarios y, por tanto, QA6 puede utilizarse cuando QF6 es *missing*. Este indicador, junto con NH, completa la medición de tamaño familiar.

Variables de control individuales. Se refieren al desempeño académico previo del alumno y al nivel socioeconómico familiar. Se utilizan dos indicadores indirectos para la primera: a) número de *repeticiones de grado*, con tres categorías: no repitió grado (categoría de base), una repetición y dos o más repeticiones; b) *desfase etario*: de 10 a 12 años fueron considerados edades igualmente ajustadas al sexto grado. Durante el SERCE, tres países establecían el inicio obligatorio de la educación primaria a los siete años de edad, a diferencia del resto de los países (seis años). En esos tres países la edad fue ajustada para tornar este indicador comparable con el resto de los países.

Dos indicadores miden el nivel socioeconómico familiar: a) la suma de los niveles de *educación* del padre y de la madre; b) los *bienes y servicios* en el hogar:

- a) en el QF6, las opciones de respuesta variaron de “sin educación formal” a “universitario completo” (7 puntos); cuando faltaba la información de uno de los padres, se le asignó el valor del otro progenitor. En el QA6, el indicador fue de “analfabetos” a “universidad” con sólo 4 puntos. Cuando la información de QF6 faltaba, se le asignó la información de QA6, previa estandarización de ambas variables;
- b) bienes y servicios en el hogar: suma de la disponibilidad (Sí=1, No=0) de 11 bienes de uso durable y servicios en el hogar. Todos ellos fueron incluidos en ambos cuestionarios. Cuando faltaba la información de QF6, se le asignó la información QA6.

Contextos socioeconómico y académico escolar. Los indicadores de contexto (“composición”) se definen como el promedio o proporción de cada uno de los indicadores individuales en la escuela. Con fines de simplicidad, el indicador “estructura familiar” se define como la proporción de alumnos de FM

u OF en la escuela. El contexto socioeconómico se mide con el nivel educativo promedio de los padres y el promedio de los bienes y servicios en el hogar de los alumnos que asisten a cada escuela.

Por último, se incluyeron cuatro indicadores del nivel nacional: a) población por debajo del umbral de pobreza (porcentaje); b) producto interno bruto per cápita; c) gasto total del país en educación sobre su producto interno bruto (EDUC/PIB); y d) coeficiente de Gini.

Estrategia de análisis

El análisis se llevó a cabo en cuatro fases: en la primera se utilizaron modelos de dos niveles —alumno y escuela— para estimar, en cada país y en el conjunto de los datos, el efecto bruto de los tres indicadores de configuración familiar sobre el rendimiento, sin el ajuste de las variables de control.

En la segunda se procesó el conjunto de los datos con el fin de investigar los efectos bruto y neto de cada indicador de configuración familiar sobre los logros de los alumnos en ambas disciplinas y visualizar directamente las diferencias entre los países de América Latina respecto de tales efectos. Se utilizó un modelo de efectos fijos con tres niveles (alumno, escuela y país). Para estructura familiar se incluyó sólo el indicador resumen FM+OF. Se definió una variable “muda” (*dummy*) para cada país, con excepción de Argentina, que fue la categoría “base”. Este país fue escogido como categoría de referencia porque sus coeficientes FM+OF estaban muy cerca de los coeficientes del total de la muestra en ambas materias. Para comparar los efectos de FM+OF entre los países, fueron creados e incluidos 16 términos de interacción entre FM+OF y cada variable muda de país. Se procesaron dos modelos multinivel, los cuales incluyeron las variables mudas de país y los términos de interacción. El primer modelo incluye, además, los indicadores de configuración familiar; en el segundo se adicionan todas las variables de control

El objetivo de la tercera fase fue estimar la variación del efecto de FM+OF y su relación con las variables de control. Este análisis se basa en el modelo multinivel de la etapa anterior, con los siguientes cambios en la parte fija del modelo: a) se extrajeron las variables mudas de todos los países y sus términos de interacción; b) los indicadores socioeconómicos se mantuvieron, pero no los de antecedentes académicos; y c) se incluyeron los cuatro indicadores del nivel nacional. En la parte aleatoria de los tres niveles (alumno, escuela y país) del modelo, se incluyeron el efecto de FM+OF y su interacción con el logro promedio como coeficientes aleatorios. Este análisis se realizó sólo con matemática, dado que otro estudio anterior (Cervini *et al.*, 2014) demostró que la variación del efecto de FM+OF sobre lectura no era significativa.

En la última fase se utilizó el modelo multinivel completo de la fase anterior para analizar los datos de cada país por separado. En un primer paso se estimaron los parámetros del modelo con sólo los indicadores de configuración familiar, y después se incluyeron todas las variables de control, a excepción de la “composición” de FM+OF en la escuela. Por último, esta última variable de “composición” fue incluida en aquellos países donde FM+OF seguía siendo significativa.

RESULTADOS

La distribución porcentual de los alumnos por tipo de estructura familiar varía significativamente entre países (Tabla A-1 en Anexo A). En algunos países (Cuba, Nicaragua y la República Dominicana) cerca de 40 por ciento o más de los alumnos provienen de familias monoparentales (FM), mientras que en otros (México, Paraguay y Perú) apenas

supera el 22 por ciento. En todos los países, las madres solteras representan la gran mayoría de las FM, con pequeñas variaciones porcentuales entre los países: por ejemplo, en Ecuador, Guatemala, Paraguay y República Dominicana, padres solos representan 20 por ciento de todas las FM, mientras que en Costa Rica, Cuba y México sólo llegan al 8 por ciento. Para la muestra total, el porcentaje de un solo padre en las FM es de 15 por ciento. Además, hay una amplia gama en los porcentajes de las familias sin ningún padre (OF). En Argentina y México esta estructura familiar representa aproximadamente 2 por ciento de la muestra, mientras que en El Salvador y Nicaragua se eleva a más de 9 por ciento.

El efecto de la estructura familiar en los países

La Tabla 1 muestra los coeficientes de las variables mudas de la estructura familiar (FM, OF y FM+OF) estimados con modelos multinivel para cada país. En la mayoría de los países, pertenecer a una FM predice un logro menor. En seis países, sin embargo, no se detectó ningún efecto significativo. Estos resultados son consistentes con los obtenidos mediante el análisis de aleatoriedad realizado con la muestra total, donde se constató una variación significativa de este efecto entre los países (Cervini *et al.*, 2014). Si bien sólo en la mitad de los países, vivir en OF predice logros más bajos que los alcanzados por los alumnos en FM, en esos países tales distancias son notablemente extremas. Por último, si OF y FM se consideran conjuntamente, se observa que en 12 de los 16 países, pertenecer a una estructura familiar sin los dos padres predice logros inferiores. Además, con sólo dos excepciones (El Salvador y Chile), cuando esta asociación se sostiene para matemática, también lo hace para lectura.

Tabla 1. Coeficientes de regresión multinivel de las estructuras familiares sobre las puntuaciones en matemática y lectura

| País | Matemática | | | Lectura | | |
|---------------|------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | FM | OF | FM+OF | FM | OF | FM+OF |
| Argentina | -5.16+ | -19.96* | -6.44* | -4.84++ | -19.93 | -6.14* |
| Brasil | -8.70* | -13.58* | -9.52* | -9.21* | -16.41* | -10.41* |
| Colombia | 0.51 | -0.62 | 0.31 | -0.21 | -0.74 | -0.30 |
| Costa Rica | -11.47* | -9.93 | -11.32* | -6.53* | -6.00 | -6.48* |
| Chile | -3.07 | -2.27* | -2.96 | -3.63 | -13.36* | -5.02+ |
| Cuba | -12.65* | -28.50* | -14.30* | -10.59* | -16.04* | -11.16* |
| Ecuador | -4.63+ | -1.15 | -3.96* | -6.70* | -4.53 | -6.29* |
| El Salvador | -5.15* | -6.70+ | -5.47* | -3.66 | -4.60 | -3.85 |
| Nuevo León | -13.74* | -10.84 | -13.38* | -12.67* | -5.46 | -11.82* |
| Guatemala | 0.95 | -6.547 | -0.98 | 3.76 | -4.09 | 2.71 |
| México | -16.60* | -0.65 | -15.81* | -8.63* | 6.82 | -7.84* |
| Nicaragua | -3.73 | 0.74 | -2.91 | -2.80 | -1.19 | -2.49 |
| Panamá | -3.96 | -13.43* | -5.09* | -8.31* | -12.38* | -8.80* |
| Paraguay | -6.08* | 0.10 | -4.68++ | -7.19* | 0.98 | -5.34+ |
| Perú | -4.48 | -16.58* | -6.62* | -6.55* | -15.74* | -8.15* |
| R. Dominicana | -9.40* | -4.37 | -8.67* | -5.54* | 4.79 | -4.08+ |
| Uruguay | -11.97* | -27.82* | -13.54* | -7.51* | -20.60* | -8.81* |
| TOTAL | -6.39* | -8.48* | -6.70* | -5.69* | -7.25* | -5.71* |

Nota: FM: monoparental; OF: familia sin ningún padre.
(*) Prob. ≤ 0.001 ; (+) Prob. ≤ 0.05 ; (++) Prob. ≤ 0.10 .

Fuente: elaboración propia.

El efecto de la configuración de la familia en los datos agrupados

Inicialmente, parece conveniente comparar las estimaciones de los coeficientes correspondientes a las tres variables de configuración familiar, en modelos con dos y tres niveles (Tabla 2). Los resultados indican que, si se omite el nivel escuela, se produce una notable sobreestimación de los coeficientes de esas tres variables y, obviamente, también del peso de la varianza en el nivel alumno. Por lo tanto, los estudios internacionales que no especificaron el nivel escuela podrían adolecer de este problema. Esta constatación indica la conveniencia de analizar los datos con modelos de tres niveles.

Ahora abordamos la variación interpaíses del efecto de la configuración familiar

en el conjunto total de datos (objetivos a y b). Para ello, se estima un modelo de tres niveles que en su parte fija incluye las tres variables de configuración familiar, una variable muda para cada país y los términos de interacción entre el país y FM+OF. Este modelo se procesa sin y con las variables de ajuste.

En este caso obviamos la presentación de los coeficientes correspondientes a las variables de ajuste. En un trabajo anterior (Cervini *et al.*, 2014), con esta misma base de datos se presentó un análisis detallado del efecto de estas variables sobre la configuración familiar, constatándose que todas las variables de ajuste individuales del alumno y agregadas de las escuelas tienen significativa capacidad explicativa. Es decir, no sólo se verifica que cuanto más

Tabla 2. Coeficientes multinivel y distribución (%) de la varianza según niveles especificados

| Variables | Matemática | | Lectura | |
|-------------------------|------------|---------------------------------|---------|---------|
| | Niveles | | Niveles | |
| | Tres | Dos | Tres | Dos |
| Coeficientes multinivel | | | | |
| FM+OF | -6.780 | -12.034 | -5.828 | -10.785 |
| Nº de hermanos | -3.659 | -8.942 | -4.412 | -10.325 |
| Nº de personas | -3.572 | -4.223 | -3.423 | -3.914 |
| Niveles | | Distribución (%) de la varianza | | |
| País | 20.6 | 20.1 | 16.4 | 15.2 |
| Escuela | 23.9 | — | 23.2 | — |
| Alumno | 55.5 | 79.9 | 60.4 | 84.8 |
| | 100 | 100 | 100 | 100 |

Fuente: elaboración propia.

bajo sea el nivel socioeconómico familiar y mayores los episodios de repetición escolar del alumno, menor será el rendimiento esperado, sino que, además, la composición socioeconómica y académica del alumnado de la escuela afectan también los resultados en ambas disciplinas. Entonces, entre dos alumnos con el mismo origen social, aquél que asista a una escuela con niveles socioeconómico y académico promedio más bajo tendrá mayor probabilidad de exhibir un rendimiento menor en cualquiera de las pruebas. Pero, por otro lado, se ha verificado también que los indicadores de configuración familiar continuaban exhibiendo coeficientes significativos.

Las estimaciones de las variables mudas de cada país en los modelos no ajustados y ajustados se presentan en la Tabla A-2 del Anexo A. La categoría “base” de la variable muda de cada país es Argentina y, por tanto, la categoría de referencia corresponde a los alumnos que viven en ese país, en familias biparentales (FC) y con NH y NP iguales a los promedios totales respectivos. En consecuencia, las intercepciones de matemática (516.98) y lectura (535.69) representan los puntajes promedio de esos alumnos. El coeficiente de la variable muda de cada país indica la distancia

de su rendimiento promedio respecto del de Argentina. Para la gran mayoría de los países, las variables de ajuste no consiguen explicar tales diferencias.

En la Tabla 3 se presentan los coeficientes de las tres variables de configuración familiar y de los términos de interacción. Los primeros indican las relaciones entre esas tres variables y los resultados de las pruebas en Argentina. En los modelos sin ajuste, las brechas de logros entre los alumnos en FM+OF y FC son significativas, tanto en matemática (-6.88) como en lectura (-6.92). También se confirma que más hermanos y/o personas que viven en la familia predicen menores rendimientos promedio en ambas materias.

Los coeficientes de los términos de interacción indican las diferencias entre el efecto de la estructura familiar de cada país y su efecto en Argentina, el cual está muy cerca del efecto promedio general. El principal hallazgo es que sólo seis países muestran importantes distancias: tres de ellos reducen la brecha (Colombia, Guatemala y Nicaragua), mientras que los otros tres las amplían (Cuba, México y Uruguay). Por ejemplo, en la primera columna, el coeficiente de FM+OF de Argentina es -6.88 y la interacción entre FM+OF y Brasil es

-1.47, lo cual indica la diferencia entre los efectos de FM+OF en Argentina y Brasil. Si añadimos ambos (-1.47 + -6.88), obtenemos el efecto de FM+OF en los resultados de matemática en Brasil (-8.35).

Al incluir las variables de ajuste se producen algunos cambios. En Argentina, las brechas estimadas entre los niños en FM+OF y en familias biparentales se tornan no significativas en ambas disciplinas. En matemática, las diferencias internacionales con Argentina no se modifican sustancialmente en aquellos países donde la brecha se amplía (Cuba, México

y Uruguay), mientras que se torna no significativa en aquéllos donde la brecha se reduce (Guatemala y Nicaragua), con la excepción de Colombia. Entre estos últimos países, las distancias de Nicaragua y Colombia en lectura pierden importancia, mientras que la de Guatemala se mantiene.

Finalmente, si bien es cierto que los coeficientes de los otros dos indicadores de configuración familiar disminuyeron, más acentuadamente NH que NP, ambos continúan siendo altamente significativos en las dos disciplinas.

Tabla 3. Coeficientes de regresión multinivel de estructuras familiares y de variables de interacción país X FM+OF en matemática y lectura

| Variables | Matemática | | Lectura | |
|----------------|------------|---------|---------|--------|
| | Ajuste | | Ajuste | |
| | Sin | Con | Sin | Con |
| Constante | 516.98 | 514.12 | 535.69 | 531.11 |
| FM+OF | -6.88++ | -3.88 | -6.92* | -3.50 |
| Nº de hermanos | -3.65* | -2.62* | -4.40* | -3.22* |
| Nº de personas | -3.60* | -3.34* | -3.47* | -3.17* |
| Países | | | | |
| Brasil | -1.47 | -1.02 | -2.16 | -1.47 |
| Colombia | 7.44+ | 6.34+ | 6.84+ | 5.43 |
| Costa Rica | -3.84 | -2.38 | 0.93 | 2.56 |
| Chile | 4.89 | 3.67 | 2.79 | 1.15 |
| Cuba | -7.72+ | -9.39++ | -4.41 | -6.56* |
| Ecuador | -2.35 | -3.63 | -4.63 | -6.35+ |
| El Salvador | 0.97 | 0.16 | 2.56 | 1.56 |
| Nuevo León | -5.10 | -5.03 | -3.78 | -3.66 |
| Guatemala | 7.23+ | 5.03 | 10.47* | 8.02* |
| México | -6.81+ | -6.43+ | 1.03 | 1.42 |
| Nicaragua | 5.73+ | 4.55 | 6.16+ | 4.67 |
| Panamá | 1.89 | 0.98 | -1.97 | -3.11 |
| Paraguay | 1.90 | 1.44 | 1.27 | 0.43 |
| Perú | 1.01 | -0.24 | -0.51 | -1.82 |
| R. Dominicana | 0.37 | 0.01 | 4.74 | 4.27 |
| Uruguay | -7.28+ | -7.79+ | -2.60 | -2.91 |

(*) Prob. ≤0.001; (++) Prob. ≤0.01; (+) Prob. ≤0.05.

Fuente: elaboración propia.

Aleatoriedad del efecto de la familia

En este paso, estamos interesados en evaluar sintéticamente el nivel de significación de las desigualdades inter-países presentadas anteriormente (objetivos c y d). Para ello, el modelo anterior se vuelve a procesar, pero extrayendo previamente las variables mudas de todos los países, sus términos de interacción y las variables de antecedentes académicos. A continuación se estiman los parámetros de la matriz de covarianza de un modelo multinivel con el efecto de FM+OF y su interacción con el rendimiento promedio como coeficientes aleatorios en los tres niveles (alumno, escuela y país). Los resultados del nivel de país se presentan en la Tabla 4.

En el Modelo 1 (modelo “vacío”, sin ningún predictor), el coeficiente de variación de

FM+OF (16.4) es significativo al 3.5 por ciento. La adición de variables socioeconómicas de ajuste (Modelo 2) produce una disminución significativa en el nivel de significación de este coeficiente, cuya magnitud se torna marginalmente significativa. La inclusión de los indicadores nacionales (Modelo 3: pobreza, PBI *per capita*, gasto en educación y coeficiente Gini) no contribuye a la explicación de la variación del efecto de la estructura familiar, aunque sí da cuenta de una parte importante de las diferencias de rendimiento promedio entre los países. Por último, se constata que el coeficiente de la covarianza entre el rendimiento promedio del país y la brecha entre las estructuras familiares pierde relevancia al considerar los indicadores socioeconómicos.

Tabla 4. Coeficientes multinivel aleatorios en el nivel país. Matemática

| Coeficientes aleatorios | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
|-------------------------|-----------|-----------|----------|
| Promedio (intercepto) | 2806.3*** | 1984.2*** | 816.3*** |
| Promedio* FM+OF | -178.3** | -118.2* | -51.5 |
| FM+OF | 16.4* | 11.6+ | 12.2+ |

(***) Prob. ≤ 0.004 ; (**) Prob. ≤ 0.02 ; (*) Prob. ≤ 0.035 ; (+) Prob. ≤ 0.056 .

Fuente: elaboración propia.

La estructura familiar y el nivel económico de la familia

La Tabla A-3 (Anexo A) permite la visualización directa de la importancia del nivel económico de la familia en la explicación de las diferencias de rendimiento entre los alumnos que viven en diferentes tipos de familia. La concentración de las familias monoparentales es marcadamente mayor en los quintiles más bajos de nivel económico (parte superior de esa Tabla). En el primer quintil, 60 por ciento de los alumnos vive con ambos padres, mientras que en el quinto quintil este porcentaje se eleva a 75 por ciento. La parte inferior de la Tabla muestra la composición económica de cada tipo de familia. Entre las familias con dos padres, 42 por ciento pertenece al cuarto o

quinto quintil, mientras que entre las familias monoparentales ese porcentaje se reduce al 30 por ciento.

El efecto neto de configuración familiar en cada país

El modelo multinivel completo y de dos niveles, sin los coeficientes aleatorios y los indicadores nacionales, se utiliza ahora para analizar los datos de cada país por separado. En un primer paso se estimaron los parámetros del modelo que contenía solamente los indicadores de configuración familiar, y posteriormente se incluyeron todas las variables de control, menos la composición FM+OF de la escuela, que se considera sólo en aquellos países donde permaneció significativa.³

3 Las estimaciones completas de los modelos de cada país pueden ser solicitadas a los autores.

Al actuar conjuntamente con NH y NP, FM+OF no tiene efecto significativo sobre el rendimiento de ambas disciplinas en sólo cuatro países (Colombia, Chile, Guatemala y Nicaragua), y en México y República Dominicana no tiene efecto sólo sobre lectura. Los otros dos indicadores, en cambio, son más fuertes: NH es no significativo en ambas disciplinas en Ecuador, al igual que NP en Cuba; además, NH es no significativo para matemática en República Dominicana.

Mediante la introducción de las variables de control en cada modelo de país, se producen cambios notables de la imagen inicial. En cuatro países (Argentina, Brasil, Paraguay y Costa Rica), FM+OF pierde toda significación o queda con una significación marginal en ambas disciplinas. Lo mismo se observa en dos países (El Salvador y Uruguay), pero sólo para lectura, y también en Panamá, pero sólo para matemática. Por último, el nivel de significación del coeficiente de FM+OF ha disminuido, aunque continúa siendo importante sólo en Ecuador y El Salvador para matemática, y en Panamá y Perú para lectura. Por último, se consideró interesante evaluar si la “composición” FM+OF de la escuela estaba relacionada con el efecto neto de la estructura familiar sobre el rendimiento de los alumnos. Para ello, este indicador se añadió a los modelos de los países donde el efecto de la estructura familiar seguía siendo significativo. Los resultados indicaron que el efecto de FM+OF sobre matemática pierde toda significación en Costa Rica y Panamá, y su probabilidad cae a 4 por ciento en Ecuador y El Salvador; en Uruguay se torna no significativo para lectura. Todos estos cambios son consistentes con los resultados de análisis de aleatoriedad presentados anteriormente.

El número de hermanos nuevamente parece ser muy fuerte. En sólo dos países (Colombia y Costa Rica) pierde toda significación o queda con significación marginal en ambas disciplinas. Además, se torna no significativo para matemática en un país

(Guatemala) y en otro para lectura (Ecuador). El número de personas mayores de 18 años (NP) se exhibe aún más fuerte: el único cambio es una ligera disminución en el nivel de significación para matemática en Paraguay. Es decir, en todos los países, excepto Cuba, NP tiene un efecto neto muy importante sobre los logros en matemática y lectura.

Observando ahora las variables de control, se constata que los indicadores más fuertes son la repetición de grado (antecedente académico) y la educación familiar (origen social). En todos los países, la diferencia de rendimiento promedio entre los alumnos que repiten y los que no repiten de grado es muy significativa, y en casi todos los países, cuanto mayor es el nivel educativo de la familia, mayor es el rendimiento en ambas disciplinas. Por último, en todos los países existe un significativo efecto del contexto escolar, detectado por su “composición”, ya sea económica o educativa de la escuela.

DISCUSIÓN

En este artículo se exploraron las relaciones entre tres dimensiones de la configuración familiar —estructura familiar, número de hermanos y tamaño de la familia— y el rendimiento escolar en matemática y en lectura de los alumnos de sexto grado de la escuela primaria en América Latina.

En la literatura reciente es muy común encontrar dos conjuntos de hipótesis o interpretaciones acerca de estas asociaciones. Éstas no son contradictorias, sino más bien parcialmente superpuestas: una se refiere principalmente a la primera dimensión, y la otra a las dos últimas dimensiones de la configuración familiar.

En general, para explicar la brecha en el rendimiento académico entre los niños provenientes de las diferentes estructuras familiares, se invoca un síndrome de factores. Por ejemplo, el hogar con madre soltera tiene “menos recursos financieros, el nivel educativo promedio

es inferior y la clase social más baja, mayores limitaciones de tiempo, acceso más limitado al apoyo social y menor bienestar psicológico” (Låftman, 2010: 130); el padre único pasa menos tiempo y le da menos atención a sus hijos (Chiu y Xihua, 2008; Downey, 1995); está menos involucrado en las actividades escolares (Lareau, 2002) o en las actividades del niño en el hogar (Hampden-Thompson, 2013). Los niños sufren emocionalmente porque más probablemente son testigos de conflictos entre sus padres separados, lo que afecta su motivación académica (Amato, 2001). En suma, están implicados todos los posibles comportamientos familiares que ofrecen oportunidad de aprender.

Por otro lado, la hipótesis de la dilución de recursos (Blake, 1989) pretende explicar por qué los alumnos de familias más numerosas y/o con más hermanos, tienen un desempeño académico más bajo. En cada nivel económico y cultural familiar, cada niño tendrá menos recursos a medida que el número de hijos aumenta. Dado que los recursos no sólo incluyen recursos materiales (económicos), sino también diversos comportamientos y actitudes familiares, la hipótesis de la dilución incluye también a los comportamientos que promueven la oportunidad de aprender, mencionados anteriormente. A modo de ejemplo, Downey (1995) encontró que las mediciones de recursos económicos y el tiempo dedicado a hablar con cada hijo podrían ser responsables de los efectos de la cantidad de hermanos, lo cual confirma, en gran medida, la hipótesis de dilución. En términos más generales, las características sociales y culturales de los miembros de la familia podrían mitigar el efecto del tamaño de la familia (Chiu y Xihua, 2008).

La primera condición para corroborar las dos hipótesis sobre el efecto significativo de las características específicas de las diferentes configuraciones de la familia es que los indicadores de nivel socioeconómico familiar, de antecedentes académicos del alumno y de composición socioeconómica de la escuela no sean suficientes para explicar la desigualdad

de rendimiento entre alumnos de diferentes configuraciones familiares.

Los datos analizados en este artículo indican que en la mayoría de los países de América Latina existe una brecha significativa en los rendimientos de matemática y lectura de los alumnos de familias con dos padres frente a los que viven en familias monoparentales o familias sin padres. Sin embargo, la asociación entre la estructura familiar y el rendimiento en matemática sigue siendo significativa en sólo la mitad de los países después de controlarla por los factores exógenos considerados en este trabajo. En lectura, esa proporción cae a un tercio. Finalmente, cuando se incorpora al análisis la “composición” (contexto) de la estructura familiar en la escuela, el efecto sobre matemática y lectura se mantiene significativo sólo en cuatro países.

Estos resultados fueron reconfirmados mediante los análisis de interacción y de aleatoriedad de ese efecto en la muestra total. Se demostró también que ninguno de los indicadores nacionales contribuye a explicar la variación residual del efecto de la estructura familiar, aunque dos de ellos (gastos en educación/producto interno bruto; coeficiente Gini) sí ayudan a explicar la variación del rendimiento promedio de los países.

El análisis país por país reveló que la relación estructura familiar-rendimiento está totalmente superpuesta con las condiciones socioeconómicas familiares y contextuales en la mayoría de los países. Una mejor comprensión de este resultado se obtiene al constatar que del total de las familias monoparentales en América Latina, casi 90 por ciento son familias de madres solteras; por otro lado, en casi todos los países el número de hermanos y el tamaño familiar continuaron significativos en los modelos ajustados.

Estos resultados empíricos sugieren que en la mayoría de países de América Latina, el supuesto efecto de las conductas familiares que producen oportunidad de aprender (primer tipo de hipótesis) no puede separarse de los

determinantes socioeconómicos familiares y contextuales. Por otro lado, las dos medidas que indican el grado de dilución de recursos, añaden efectos significativos, adicionales a los de los otros factores exógenos, en casi todos los países; es decir, la hipótesis de dilución de recursos encuentra un fuerte apoyo en los datos.

Por lo tanto, la estructura familiar no sería un mecanismo específico que explica la persistencia de la reproducción intergeneracional de la desigualdad social, distinguible y diferente de los determinantes socioeconómicos familiares y contextuales, sino que más bien, debería considerársela una mediadora del efecto último de esos factores exógenos. Son los otros dos aspectos de la configuración de la familia (cantidad de hermanos y de personas en la familia) los que agravan aún más los efectos de los determinantes socioeconómicos. Sin duda, este hallazgo tiene implicaciones prácticas en cuanto a la pregunta sobre los tipos de programas y políticas más convenientes para atenuar la intensidad de la reproducción de la desigualdad social.

En un trabajo anterior (Cervini *et al.*, 2014) se han presentado referencias de investigaciones acerca de diversos micro-procesos familiares asociados a las diferentes configuraciones familiares, que ayudarían a entender las distancias de rendimiento promedio entre los alumnos, tales como la menor disponibilidad de tiempo para interactuar con el niño (dos padres pueden ofrecer más situaciones de interacción que un solo padre); la inestabilidad de la relaciones, que afectan la motivación académica; diferencias en la frecuencia de problemas psicológicos y de comportamiento del niño; las bajas expectativas y aspiraciones familiares; la baja comunicación padre-alumno

acerca de actividades de aprendizaje en la escuela; la ausencia de comportamientos que tienden a desarrollar intereses del niño, tales como la lectura por placer; el monitoreo del desempeño del niño; y la participación de los padres en actividades de la escuela.

Desde el punto de vista metodológico, los resultados permiten destacar dos aspectos: en primer lugar, se confirma la conveniencia de utilizar los modelos multinivel que incluyan a la escuela como uno de los niveles de agregación; en segundo lugar, y relacionado con el punto anterior, el uso de los indicadores de las “composiciones” socio-económica y de configuración familiar en la escuela es altamente conveniente y recomendable.

Finalmente, debe notarse que este trabajo tiene algunas limitaciones: 1) no autoriza cualquier inferencia de causalidad; 2) los datos del SERCE no permiten distinguir entre padrastro/madrastra y padre/madre biológica en familias con los dos padres, lo cual podría mejorar el entendimiento de la asociación entre rendimiento y estructura familiar; 3) no se encontraron variables a nivel país, relacionadas más específicamente con el objeto de estudio (configuración familiar) y que fuesen comparables entre los países, incluidos en el SERCE; 4) debido a esta carencia, no ha sido posible establecer inferencias acerca de políticas públicas particulares; 5) el SERCE no midió procesos familiares concretos y, por tanto, no se pudieron investigar las posibles relaciones entre éstos y los resultados en las pruebas; y 6) los resultados de los análisis de interacción y aleatorización sugieren la conveniencia de contrastar algunas de sus conclusiones a través del estudio pormenorizado en los países participantes del SERCE.

REFERENCIAS

AMATO, Paul R. (2001), “Children of Divorce in the 1990s: An update of the Amato and Keith (1991) meta-analysis”, *Journal of Family Psychology*, vol. 15, núm. 3, pp. 355-370.

AMATO, Paul y Bruce Keith (1991), “Parental Divorce and Adult Well-Being: A meta-analysis”, *Journal of Marriage and the Family*, vol. 53, núm. 3, pp. 43-58.

- BANKSTON, Carl y Stephen Caldas (1998), "Family Structure, Schoolmates, and the Racial Inequalities in School Achievement", *Journal of Marriage and the Family*, vol. 60, núm. 3, pp. 715-723.
- BLAKE, Judith (1989), *Family Size and Achievement*, Berkeley, University of California Press.
- BURNETT, Kristin y George Farkas (2009), "Poverty and Family Structure Effects on Children's Mathematics Achievement: Estimates from random and fixed effects models", *The Social Science Journal*, vol. 46, núm. 2, pp. 297-318.
- CERVINI, Rubén Alberto (2012), "El 'efecto escuela' en países de América Latina: re-analizando los datos del SERCE", *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, vol. 20, núm. 39, en: <http://epaa.asu.edu/ojs/article/view/1086> (consulta: 30 de noviembre de 2014).
- CERVINI, Rubén, Nora Dari y Silvia Quiroz (2014), "Estructura familiar y rendimiento académico en países de América Latina: los datos del segundo estudio regional comparativo y explicativo", *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 19 núm. 61, pp. 569-597.
- CHIU, Ming Ming y Zeng Xihua (2008), "Family and Motivation Effects on Mathematics Achievement: Analyses of students in 41 countries", *Learning and Instruction*, vol. 18, núm. 4, pp. 321-336.
- CROSNOE, Robert y Elizabeth Wildsmith (2011), "Non-Marital Fertility, Family Structure, and the Early School Achievement of Young Children from Different Race/Ethnic and Immigration Groups", *Applied Developmental Science*, vol. 15, núm. 3, pp. 156-170.
- DOWNEY, Douglas (1994), "The School Performance of Children from Single-Mother and Single-Father Families: Economic or interpersonal deprivation?", *Journal of Family Issues*, vol. 15, núm. 1, pp. 129-147.
- DOWNEY, Douglas (1995), "When Bigger is not Better: Family size, parental resources, and children's educational performance", *American Sociological Review*, vol. 60, núm. 5, pp. 746-761.
- FOMBY, Paula y Andrew Cherlin (2007), "Family Instability and Child Well-Being", *American Sociological Review*, vol. 72, núm. 2, pp. 181-204.
- HAMPDEN-Thompson, Gillian (2009), "Are Two Better than One? A comparative study of achievement gaps and family structure", *Compare: A Journal of Comparative and International Education*, vol. 39, núm. 4, pp. 513-529.
- HAMPDEN-Thompson, Gillian (2013), "Family Policy, Family Structure, and Children's Educational Achievement", *Social Science Research*, vol. 42, núm. 3, pp. 804-817.
- HEUVELINE, Patrick, Hongxing Yang y Jeffrey Timberlake (2010), "It Takes a Village (Perhaps a Nation): Families, states, and educational achievement", *Journal of Marriage and Family*, vol. 72, núm. 5, pp. 1362-1376.
- HEUVELINE, Patrick, Hongxing Yang, Matthew Weinshenker y Jeffrey Timberlake (2013), "Educational Achievement and Family Structure: Time and money, period", ponencia presentada en la XXVII IUSSP International Population Conference, sesión 181: "Evolving families and child wellbeing", Busan (República de Corea), 26 de agosto de 2013.
- HOFFERTH, Sandra (2006), "Residential Father Type and Child Well-Being: Investment versus selection", *Demography*, vol. 43, núm. 1, pp. 53-77.
- LÅFTMAN, Sara Brodin (2010), "Family Structure and Children's Living Conditions. A comparative study of 24 countries", *Child Indicators Research*, vol. 3, núm. 3, pp. 127-147.
- LAREAU, Annette (2002), "Invisible Inequality: Social class and childrearing in black families and white families", *American Sociological Review*, vol. 67, núm. 3, pp. 747-776.
- MANNING, Wendy y Kathleen Lamb (2003), "Adolescent Well-Being in Cohabiting, Married, and Single-Parent Families", *Journal of Marriage and the Family*, vol. 65, núm. 4, pp. 876-893.
- MARKS, Gary (2006), "Family Size, Family Type and Student Achievement: Cross-national differences and the role of socioeconomic background and schools", *Journal of Comparative Family Studies*, vol. 37, núm. 1, pp. 1-24.
- MARTIN, Molly (2012), "Family Structure and the Intergenerational Transmission of Educational Advantage", *Social Science Research*, vol. 41, núm. 1, pp. 33-47.
- MCLANAHAN, Sara (1985), "Family Structure and the Reproduction of Poverty", *American Journal of Sociology*, vol. 90, núm. 4, pp. 873-901.
- MCLANAHAN, Sara y Christine Percheski (2008), "Family Structure and the Reproduction of Inequalities", *Annual Review of Sociology*, vol. 34, pp. 257-276.
- MCLANAHAN, Sara, Laura Tach y Daniel Schneider (2013), "The Causal Effects of Father Absence", *Annual Review of Sociology*, vol. 39, pp. 399-427.
- OPDENAKKER, Marie-Christine y Jan Van Damme (2000), "The Importance of Identifying in Multilevel Analysis: An illustration of the effects of ignoring the top or intermediate levels in school effectiveness research", *School Effectiveness and School Improvement: An International Journal of Research, Policy, and Practice*, vol. 11, núm. 1, pp. 103-130.
- PONG, Suet-Lin, Jaap Dronkers y Gillian Hampden-Thompson (2003), "Family Policies and Children's School Achievement in Single versus Two-Parent Families", *Journal of Marriage and Family*, vol. 65, núm. 3, pp. 681-699.

- SHRINER, Michael, Ronald Mullis y Bethanne Shriener (2010), "Variations in Family Structure and School-Age Children's Academic Achievement: A social and resource capital perspective", *Marriage and Family Review*, vol. 46, núm. 6-7, pp. 445-467.
- SLEE, Roger, Sally Tomlinson y Gaby Weiner (eds.) (1998), *School Effectiveness for Whom?: Challenges to the school effectiveness and school improvement movements*, Londres, Routledge.
- TEDDLIE, Charles y David Reynolds (2001), "Countering the Critics: Responses to recent criticism of school effectiveness research", *School Effectiveness and School Improvement: An International Journal of Research, Policy and Practice*, vol. 12, núm. 1, pp. 41-82.
- THRUPP, Martin (2001), "Recent School Effectiveness Counter-Critiques: Problems and possibilities", *British Educational Research Journal*, vol. 27, núm. 4, pp. 443-457.
- VAN DEN NOORTGATE, Win, Marie-Christine Opdenakker y Patrick Onghena (2005), "The Effects of Ignoring a Level in Multilevel Analysis", *School Effectiveness and School Improvement: An International Journal of Research, Policy and Practice*, vol. 16, núm. 3, pp. 281-303.
- XU, Jun (2008), "Sibship Size and Educational Achievement: The role of welfare regimes cross-nationally", *Comparative Education Review*, vol. 52, núm. 3, pp. 413-427.
- ZIMILES, Helbert y Valerie Lee (1991), "Adolescent Family Structure and Educational Progress", *Developmental Psychology*, vol. 27, núm. 2, pp. 314-320.

Tabla A-1. Distribución (porcentaje) de alumnos por estructura familiar

| Países | Dos padres | Madre sola | Padre solo | Mono-parental | Otra familia | Total |
|---------------|------------|------------|------------|---------------|--------------|-------|
| Argentina | 71.2 | 22.6 | 3.6 | 26.2 | 2.6 | 100 |
| Brasil | 61.5 | 27.4 | 4.5 | 31.9 | 6.6 | 100 |
| Colombia | 61.3 | 27.6 | 4.2 | 31.8 | 6.9 | 100 |
| Costa Rica | 64.2 | 29.1 | 2.7 | 31.8 | 4.0 | 100 |
| Cuba | 46.4 | 44.1 | 3.9 | 48.0 | 5.6 | 100 |
| Chile | 67.7 | 24.1 | 3.5 | 27.6 | 4.7 | 100 |
| Ecuador | 64.6 | 23.5 | 4.9 | 28.4 | 7.1 | 100 |
| El Salvador | 54.8 | 31.0 | 4.5 | 35.5 | 9.6 | 100 |
| Nuevo León | 80.3 | 15.3 | 2.0 | 17.3 | 2.4 | 100 |
| Guatemala | 71.6 | 20.3 | 4.1 | 24.4 | 4.0 | 100 |
| México | 75.7 | 21.4 | 1.7 | 23.1 | 1.2 | 100 |
| Nicaragua | 51.5 | 33.6 | 5.6 | 39.2 | 9.3 | 100 |
| Panamá | 63.0 | 28.4 | 4.2 | 32.6 | 4.4 | 100 |
| Paraguay | 70.8 | 18.0 | 4.3 | 22.3 | 6.9 | 100 |
| Perú | 71.7 | 19.5 | 3.7 | 23.2 | 5.1 | 100 |
| R. Dominicana | 50.5 | 34.4 | 7.4 | 41.8 | 7.7 | 100 |
| Uruguay | 65.1 | 27.7 | 3.6 | 31.3 | 3.6 | 100 |
| Total | 63.9 | 26.6 | 4.0 | 30.6 | 5.5 | 100 |

Tabla A-2. Coeficientes de regresión multinivel de estructuras familiares y de variables mudas por país: matemática y lectura

| Variables | Matemática | | Lectura | |
|-------------------------------|------------|---------|---------|--------|
| | Ajuste | | Ajuste | |
| | Sin | Con | Sin | Con |
| Constante | 516.98 | 514.12 | 535.69 | 531.11 |
| Configuración familiar | | | | |
| FM+OF | -6.88++ | -3.88 | -6.92* | -3.50 |
| Nº de hermanos | 3.65* | -2.62* | -4.40* | -3.22* |
| Nº de personas | -3.60* | -3.34* | -3.47* | -3.17* |
| Países | | | | |
| Brasil | -8.90 | 17.23++ | 19.83* | 50.20* |
| Colombia | -26.17* | -2.40 | 3.80 | 34.86* |
| Costa Rica | 31.96* | 37.66* | 49.14* | 56.93* |
| Chile | -11.97 | -12.04+ | 23.75 | 23.63* |
| Cuba | 118.18* | 103.84* | 78.66* | 71.45* |

Tabla A-2. Coeficientes de regresión multinivel de estructuras familiares y de variables mudas por país: matemática y lectura (continuación)

| Variables | Matemática | | Lectura | |
|---------------|------------|----------|---------|---------|
| | Ajuste | | Ajuste | |
| | Sin | Con | Sin | Con |
| Ecuador | -68.44* | -51.15* | -70.70* | -46.71* |
| El Salvador | -45.90* | 13.75+ | -26.42* | 43.65* |
| Nuevo León | 23.98* | 16.43++ | 19.75* | 12.68* |
| Guatemala | -58.55* | -11.21+ | -55.58* | 1.55 |
| México | 26.05* | 33.62* | 20.38* | 28.17* |
| Nicaragua | -53.06* | -20.21* | -29.39* | 13.42* |
| Panamá | -61.49* | -57.06* | -35.78* | -27.53* |
| Paraguay | -46.11* | -21.71* | -53.55* | 21.82* |
| Perú | -31.65* | -17.48++ | -34.86* | -12.38* |
| R. Dominicana | -93.05* | -81.18* | -80.78* | -65.98* |
| Uruguay | 44.29* | 51.67* | 15.84* | 23.06* |

(*) Prob. ≤ 0.001 ; (++) Prob. ≤ 0.01 ; (+) Prob. ≤ 0.05 .

Fuente: elaboración propia.

Tabla A-3. Distribución (porcentaje) de alumnos por nivel económico familiar (quintiles), de acuerdo a estructura familiar

| Estructura familiar | Nivel económico familiar (quintiles) | | | | | Total |
|--------------------------|--------------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 1° | 2° | 3° | 4° | 5° | |
| Familia completa | 60.1 | 58.7 | 59.1 | 67.1 | 75.1 | 63.6 |
| Familia monoparental | 33.8 | 35.0 | 35.1 | 27.6 | 21.7 | 31.0 |
| Otra estructura familiar | 6.1 | 6.2 | 5.8 | 5.3 | 3.2 | 5.4 |
| Total (%) | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Familia completa | 18.7 | 20.8 | 18.8 | 20.8 | 21.0 | 100 |
| Familia monoparental | 21.6 | 25.5 | 22.9 | 17.6 | 12.5 | 100 |
| Otra estructura familiar | 22.2 | 26.0 | 21.9 | 19.3 | 10.6 | 100 |
| Total (%) | 19.8 | 22.5 | 20.2 | 19.7 | 17.8 | 100 |
| (n=...) | (17,582) | (20,013) | (17,970) | (17,545) | (15,864) | (88,974) |