

## **ESTRUCTURA FAMILIAR Y RENDIMIENTO ACADÉMICO EN PAÍSES DE AMÉRICA LATINA**

*Los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo*

RUBÉN CERVINI / NORA DARI / SILVIA QUIROZ

### **Resumen:**

Este artículo examina el efecto de la estructura familiar sobre el rendimiento en matemática y lectura de alumnos de 6° de primaria de algunos países de América Latina. Se analizan informaciones provenientes de las pruebas y los cuestionarios de la familia y del alumno, aplicados a 90 mil niños-familia de 2 mil 450 escuelas durante el Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo. Se utilizan modelos multinivel, con tres niveles (alumno, escuela y país). Se definen tres estructuras familiares: ambos padres, monoparental y otras combinaciones. Esta clasificación cubre las categorías elementales y más comunes en los estudios sobre el tema. Los alumnos de familias con ambos padres obtienen más altos rendimientos en matemática y lectura que el resto, aun después de controlar por el nivel socioeconómico y los antecedentes académicos del estudiante. Existe efecto del contexto escolar y variación del de estructura familiar según nivel socioeconómico familiar.

### **Abstract:**

This article examines the effect of family structure on sixth-grade achievement in mathematics and reading in some Latin American countries. An analysis is made of information from tests and family and student questionnaires completed by 90,000 children in 2,450 schools during the Second Regional Comparative and Explanatory Study. Multilevel models with three levels (student, school, nation) are used. Three family structures are defined: two parents, single parent, and other combinations. This classification covers the most common basic categories in studies of the topic. Students living in two-parent families obtain higher achievement levels in mathematics and reading than other students, even after controlling the student's socioeconomic level and academic background. The school context and family structure have an effect according to the family's socioeconomic level.

**Palabras clave:** factores familiares, rendimiento académico, educación básica, América Latina.

**Keywords:** family factors, academic achievement, elementary education, Latin America.

---

Rubén Cervini, Nora Dari y Silvia Quiroz son profesores del Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Quilmes. Roque Saenz Peña 352, Bernal, Prov. Buenos Aires, B1876BXD, República Argentina. CE: racervini@fibertel.com.ar / noradari@gmail.com / squiroz@unq.edu.ar

## Introducción

Una condición clave del ideario democrático es la igualdad en la oportunidad de aprendizaje, según la cual los niveles y la distribución de los aprendizajes deberían depender del esfuerzo y/o las aptitudes del alumno y no de sus características heredadas o de aquellas que no controla. Una extensa tradición de investigaciones ha estudiado y constatado la importancia de ciertas características de la familia, como su nivel socioeconómico y cultural, en la determinación de los niveles de los aprendizajes escolares y, por tanto, en la reproducción de las desigualdades sociales.

En algunos países, no menos extensa ha sido la cantidad de investigaciones acerca del efecto del tipo de estructura familiar (EF) sobre el aprendizaje escolar. Por otra parte, las evaluaciones internacionales de rendimiento escolar –Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes y Estudio de las Tendencias en Matemáticas y Ciencias (PISA y TIMSS, respectivamente, por sus siglas en inglés) han posibilitado también el desarrollo de estudios comparativos entre países sobre ese efecto específico. Sin embargo, esos estudios se han realizado con datos provenientes principalmente de naciones desarrolladas y, en su mayoría, no han considerado la relación de ese efecto con la escuela, sea porque la información disponible o las técnicas de análisis correlacional utilizadas no lo permitían, sea porque habiendo poseído los datos necesarios y usado técnicas más apropiadas para esa finalidad (por ejemplo, modelos multinivel), el nivel escuela no fue especificado para su análisis. En consecuencia, tampoco se han estudiado las variaciones de ese efecto en los diferentes niveles de agregación del sistema educativo (alumno, escuela, país), ni sus interacciones con variables contextuales (nivel socioeconómico familiar).

Con base en los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE), el presente artículo pretende aportar al conocimiento del efecto de la estructura familiar sobre los niveles de aprendizaje en matemática y lectura de los alumnos de 6° año de educación primaria en países de América Latina. Además, se propone evaluar las variaciones de tal efecto en los diferentes niveles de agregación y según el nivel socioeconómico familiar, así como la existencia de efecto del contexto escolar, definido por la incidencia de las diferentes estructuras familiares en el alumnado de la escuela.

### Antecedentes

Un número considerable de estudios ha constatado la existencia de asociación entre tipos de EF (dos padres *versus* monoparentales) y una variedad de resultados educativos. La principal conclusión de un reciente trabajo longitudinal (1998-2000) en Estados Unidos (Martin, 2012) sintetiza muy bien la extensión de tal efecto: de dos familias con el mismo nivel educativo, el hijo del núcleo con los dos padres biológicos obtendrá una escolaridad más alta que la alcanzada por el de madres solteras; es decir, las familias con los dos padres biológicos pueden transmitir mejor su estatus a sus hijos que las monoparentales. En este mismo sentido, una amplia revisión de investigaciones, también en Estados Unidos, sobre EF y reproducción de las desigualdades sociales (McLanahan y Percheski, 2008:271) concluye: “la evidencia sugiere que los recientes cambios en la familia contribuyen a la persistencia intergeneracional de la desigualdad”. Además, esos cambios “también contribuyen al aumento de las disparidades entre los blancos y las minorías étnicas, y entre mujeres y hombres”. Entonces, la estructura familiar sería uno de los factores de determinación de la estratificación social.

Dentro de este amplio campo de investigación, son también numerosos los estudios más específicos sobre la asociación entre EF y el rendimiento del alumno en pruebas estandarizadas, la mayoría tiende a concluir que los niños que viven con sus dos padres logran más altos puntajes que los pertenecientes a familias monoparentales, aun después de controlar por diversos factores (Amato, 2001; Amato y Keith, 1991; Downey, 1994; Martin, 2012; McLanahan, 1985; Shriner, Mullis y Shriner, 2010; Zimiles y Lee, 1991). Además, los niños o adolescentes de familias tanto de un solo padre o madre como reconstituidas se desempeñan similarmente, pero ambos son superados por quienes residen en hogares con ambos padres (Downey, 1994; Hofferth, 2006). En aquellas dos estructuras, los resultados académicos están más asociados con la etnia y la educación de los padres que en las familias con dos padres biológicos (Hofferth, 2006; Manning y Lamb, 2003).

### Crítica metodológica: causalidad

Son bien conocidas las razones por las cuales los resultados de los análisis correlacionales con datos transversales no permiten inferir relaciones de

causalidad. La posible asociación negativa entre la ausencia de algún padre y el rendimiento escolar podría deberse totalmente a causalidad inversa (indeterminación del sentido de causalidad en las pruebas de correlación), sesgo de alguna variable omitida o heterogeneidades en el tiempo y en subgrupos de los sujetos. Algunas características de la estructura familiar probablemente afectan el comportamiento escolar del niño de diversas formas, a la vez que ciertas características de éste (actitudes, comportamientos) pueden incidir en decisiones familiares con consecuencias para su estructura (causalidad inversa). Todos estos aspectos deberían considerarse para evitar estimaciones sesgadas.

En una reciente revisión de investigaciones con diseños transversales o longitudinales que tienen en cuenta aquellas críticas (McLanahan, Tach y Schneider, 2013), se identifican 31 análisis en 12 estudios relativos al efecto de la ausencia de un padre sobre resultados en pruebas estandarizadas de matemática, lectura o aptitud. Los resultados no son terminantes: del total de análisis, 14 sí y 17 no encuentran efectos significativos. La probabilidad de hallarlos es alta cuando se emplean modelos longitudinales de crecimiento curvilíneo (Growth Curve Model), con más de dos momentos de medición de la variable dependiente. Por otra parte, la mitad de los que emplean modelos con variable dependiente rezagada (*lagged dependent variable model*), diseño longitudinal con dos mediciones (antes y después de la separación de los padres), encuentra efectos significativos. Finalmente, de los 10 análisis relativos a los resultados con tests de matemática, 7 detectan efectos significativos, mientras que en lectura esa relación se invierte. Respecto de matemática, entonces, los resultados indicarían mayor probabilidad de verificar efectos negativos de la estructura familiar.

Algunos estudios longitudinales recientes no fueron considerados en la revisión anterior. Burnett y Farkas (2009) estudiaron niños de 5 a 14 años, con varias mediciones de pobreza, EF y rendimiento en matemática para estimar modelos multinivel de crecimiento curvilíneo con coeficientes aleatorios, permitiendo que un gran número de variables de “control” causalmente antecedentes impacten sobre el intercepto y la pendiente, mientras que la pobreza y la estructura familiar entran como covariados cambiantes en cada punto de medición. Crosnoe y Wildsmith (2011) relacionaron dicha estructura con el progreso de desempeño en matemática, medido con sendas pruebas estandarizadas en el kínder y en primer año de primaria, en una muestra de 12 mil 76 niños. Hofferth (2006), con datos

longitudinales del 1997 *Child Development Supplement to the Panel Study of Income Dynamics*, estudia la evolución del logro cognitivo de niños de tres a 12 años en familias con padres casados/no-casados y biológicos/no biológicos. Todos estos trabajos, junto con Fomby y Cherlin (2007), concluyen que las correlaciones negativas iniciales entre EF y rendimiento o desarrollo cognitivo desaparecen cuando se incluyen las variables de control, es decir, son casi totalmente espurias.

Por otra parte, con base en datos longitudinales del *Early Childhood Longitudinal Survey, Kindergarten Class of 1998-1999*, Shriner, Mullis y Shriner (2010) constatan efectos diferenciales del involucramiento de los padres en la educación del niño a lo largo de tres EF (monoparentales, dos padres biológicos y padrastros). El efecto de los factores antecedentes familiares (nivel educativo, nivel socioeconómico, pobreza) estaría 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 gran parte de ellos trabaja con muestras acotadas que pueden sufrir el efecto de selectividad. Por otra parte, la edad escolar de las poblaciones analizadas varía notablemente (de preescolar a secundaria). Además, no usan análisis multinivel que incluya a la escuela como uno de los niveles, ni pueden compararse válidamente con la situación en otros países.

### Estudios internacionales

Algunos análisis de las bases de datos de PISA (2000) y TIMSS (1995) han cubierto la necesidad de comparaciones internacionales. Dado que los datos utilizados provienen de relevamientos transversales, esos trabajos quedan comprendidos dentro de las críticas metodológicas anteriores relativas a las condiciones del diseño para poder inferir causalidad de la asociación entre EF y rendimiento del alumno. Como forma de aminorar el problema, además de las variables tradicionales de “control” (nivel socioeconómico familiar, ocupación y educación de los padres, recursos materiales y educacionales, relaciones intra-familiares), estos estudios han incluido variables “proxy” del desempeño académico precedente (grado escolar, desajuste etario, asistencia a cursos remediales).

En general, los análisis realizados con los datos de PISA (Chiu y Xihua, 2008; Hampden-Thompson, 2013; Marks, 2006; Xu, 2008) distinguen

familias con los dos padres biológicos, con madre sola, mixtas (madre/padrastro; padre/madrastra; padrastro/madrastra) y “otros”, y coinciden en que, para el total de la muestra, existen diferencias significativas de rendimiento en matemática y lectura entre los niños que viven con ambos padres biológicos en comparación con el resto. Si bien esas diferencias se morigeran notablemente cuando se “controla” por las condiciones socioeconómicas familiares, continúan siendo significativas, excepto con familias “mixtas” en dos de esos estudios (Chiu y Xihua, 2008; Marks, 2006). El efecto negativo de la cantidad de hermanos, en cambio, parece menos afectado por dicho control.

Sin embargo al comparar entre los países incluidos en la muestra, se constata que en la mayoría, el efecto negativo de las conformaciones familiares diferentes a la de vivir con los dos progenitores se explica totalmente por las variables de “control”, mientras que en algunos (Estados Unidos, Gran Bretaña, Canadá, Noruega) continúa siendo significativo (Chiu y Xihua; 2008; Hampden-Thompson, 2009; Marks, 2006).

Los estudios basados en los datos del TIMSS-1995 distinguen familias con dos padres biológicos, monoparentales, mixtas (padre/padrastro) y cuando no viven con ninguno de los padres (*guardian family*). Relativo a 11 países desarrollados y utilizando multinivel, Pong, Dronkers y Hampden-Thompson (2003) concluyen que la distancia de rendimiento en matemática de niños provenientes de estructuras monoparentales respecto de familias completas predomina en el total de la muestra y en cada país, con dos excepciones, y que las diferencias de recursos familiares no alcanzan a explicar tal efecto. Además, esas distancias son mayores en los países donde las familias monoparentales son más frecuentes. Heuveline, Yang y Timberlake (2010) habían llegado a las mismas conclusiones; sin embargo, en un trabajo más reciente (Heuveline *et al.*, 2013) y a consecuencia de incluir dos variables imputadas en los modelos multinivel –ingreso familiar y tiempo del niño con sus padres (niñez compartida con ambos padres)– torna no significativa a la distancia entre familias completas y monoparentales, aunque se mantiene significativa la existente con las familias con padrastro.

Todos estos estudios comparativos internacionales se refieren mayormente a países desarrollados y, con excepción de Marks (2006), todos usan modelos multinivel pero sólo con dos niveles (alumno, país), excluyendo

el de escuela, excepto el trabajo de Chiu y Xihua (2008). En consecuencia, ninguno incluye en el análisis la “composición” socioeconómica de la escuela, ni particularmente, la de EF del alumnado. Además, no se analizan las posibles interacciones entre configuración y nivel socioeconómico familiares, ni se exploran las posibles variaciones de los efectos de la EF en los diferentes niveles del sistema educativo.

El presente estudio pretende llenar estos vacíos con base en datos provenientes de algunos países de América Latina relativos al rendimiento en matemática y lectura en educación primaria (SERCE) y utilizando modelos multinivel con tres niveles: alumno, escuela y país. Este objetivo general se puede desdoblar en las siguientes preguntas de investigación: ¿Cuál es el efecto de la configuración familiar sobre los puntajes de ambas pruebas? ¿El posible efecto continúa siendo significativo cuando se consideran características académicas del alumno y socioeconómicas de su familia? ¿La “composición” de la escuela respecto de la configuración familiar tiene efecto sobre el desempeño de los alumnos en las pruebas? ¿El efecto de la EF sobre los rendimientos varía según sea su nivel socioeconómico? ¿El efecto de esta estructura varía entre las escuelas? ¿Y entre los países?

### **Metodología**

El SERCE midió los aprendizajes en lectura, escritura, matemática y ciencias de alrededor de 95 mil alumnos de sexto grado de primaria que asistían a 3 mil 65 escuelas en 16 países de América Latina y el Caribe y en un estado mexicano (Nuevo León). Además, se aplicaron cuestionarios al director de la escuela, al docente de los niños evaluados, al alumno (QA6) y a su familia (QF6). El diseño muestral aseguró la representatividad de los estudiantes que asistían a escuelas urbanas públicas, urbanas privadas y rurales en cada país participante. Para mayores precisiones sobre aspectos técnicos del SERCE, ver LLECE-UNESCO (2008).

### **Datos**

En el presente estudio se consideran informaciones proporcionadas por la familia (QF6) en primer lugar, y por el alumno (QA6), cuando aquella sea *missing*. Una de las mayores ventajas de esta opción es poder recuperar una cantidad importante de *missing* en QF6, concentrada particularmente en algunos países y en la totalidad de México, donde ese cuestionario no fue

aplicado. Sólo se incluyen los casos donde se cuenta con las mediciones de estructura familiar. Con la finalidad de obtener estimaciones más estables, se consideran escuelas con cinco o más estudiantes evaluados. Con estas condiciones, los archivos analizados contienen 89 mil 588 alumnos-familias de 2 mil 438 escuelas en matemática y 88 mil 974 alumnos-familia de 2 mil 452 escuelas en lectura. Estos criterios son diferentes a los implementados por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE) para realizar el análisis de factores asociados (ver Cervini, 2012).

## Variables

### *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 grado de primaria: conceptos, propiedades, procedimientos y relaciones entre ellos, así como a los sistemas de representación, las formas de razonamiento y de comunicación, las estrategias de estimación, aproximación, cálculo y las situaciones problemáticas asociadas. Se establecen cinco dominios: *a)* numérico; *b)* geométrico; *c)* medición; *d)* estadístico y *e)* variacional (estudio del cambio). Los procesos cognitivos son las operaciones mentales que el sujeto realiza para establecer relaciones con y entre los objetos, las situaciones y los fenómenos representados. Se agrupan en tres niveles: *a)* reconocimiento de objetos y elementos; *b)* solución de problemas simples y *c)* solución de problemas complejos.

### *Lectura*

Se consideraron dominio a *lo leído* y proceso a *la lectura*. Lo leído comprende las características propias del objeto con el que interactúan los estudiantes para resolver las tareas: el texto, sus partes y sus características. Lo leído se subdivide en dos categorías: *a)* la extensión y *b)* la clase de texto y el género. La 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 tres categorías: *a)* procesos generales, *b)* procesos relativos a textos específicos y *c)* procesos metalingüísticos.

Para el análisis de los resultados de las pruebas, el LLECE utilizó el modelo Rasch. Las variables-criterio son las puntuaciones totales de las



pruebas, incluidas en las bases distribuidas por el propio Laboratorio con la denominación “puntaje” (promedio = 500; desviación estándar = 100).

### *Configuración familiar*

Se compone de la EF, el número de hermanos y el tamaño del núcleo, variables que se construyen con base en las respuestas dadas por la familia y el alumno en los cuestionarios correspondientes.

- *Estructura familiar*. A la familia (QF6) se le pregunta si el niño/a vive con el padre, la madre, sus hermanos, otros familiares y otras personas no familiares, debiendo responder “sí” o “no” en cada caso. Al niño (QA6) sólo se le pregunta si vive con la madre y con el padre, y también debe contestar “sí” o “no” en cada caso. Estas últimas mediciones entonces, están incluidas en ambos cuestionarios y son las utilizadas en este estudio con la finalidad de poder aprovechar las informaciones en el QA6 cuando el QF6 no fue aplicado o las respuestas son *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” “extensa” y “ensamblada” (un/a padrastro/madrastra);
  - Familias monoparentales (FM):<sup>2</sup> vive con alguno de los padres;
  - Otra estructura familiar (OEF): 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 que 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. Dado que las respuestas que indican que viven más de 9 personas son marginales, todas se agrupan en “9 personas”. Cuando el número de hermanos aún continúa *missing* y la familia declara que el alumno “sí” vive con ellos, 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.

*Antecedente académico y género*

Se utilizan dos indicadores *proxies* de logro anterior.

- *Repetición*. Cantidad de repeticiones de grado.
- *Desfase etario*. Se consideró que las edades de 10 a 12 años son 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 (6 años); en esos tres casos la edad fue ajustada para tornar este indicador comparable con el resto de los países.
- *Género*. La mayoría de las investigaciones han registrado mejores rendimientos de los varones en matemática y de las mujeres en lectura.

*Nivel socioeconómico familiar (NSE)*

Indicadores de “capital económico” y de “capital cultural”.

- *Nivel económico (bien)*. Índice sumativo de 11 bienes y servicios en el hogar (sí=1; no=0) incluidos en ambos cuestionarios. Cuando falta el QF6 se recurre al QA6.
- *Nivel de educación familiar (edu\_f)*. Suma de la educación de el(los) padre(s). Las mediciones obtenidas con ambos cuestionarios se estandarizan. Cuando falta QF6 se imputa el valor en QA6.

*Contextos escolares socioeconómico y académico*

Los indicadores de contexto (“composición”) se definen como el promedio-escuela de cada uno de los indicadores individuales del nivel socioeconómico y de la configuración familiar. En este último caso, y con fines de simplicidad, el indicador se define como la proporción de alumnos de FM u OEF en la escuela.

**Técnica de análisis**

El análisis trata de determinar si la estructura familiar se asocia con los resultados en las pruebas, aun bajo “control” de un conjunto de variables. El análisis multinivel (Goldstein, 1995) es una técnica correlacional adecuada para estudiar variaciones en las características de los individuos (alumno) que son miembros de un grupo (escuela) que, a su vez, forma parte de otra agregación (país); es decir, mediciones que forman parte de una estructura anidada jerárquicamente. Los alumnos dentro de las escuelas tienden a

ser más similares entre sí que con los de otra escuela. Esta homogeneidad viola un supuesto básico de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) según el cual las observaciones deben ser totalmente independientes. Su uso con esta estructura de datos resulta en errores estándares pequeños que llevan a inferir significación cuando en realidad no la hay. Por ello, los modelos multinivel separan el error inexplicado en los niveles que lo componen, removiendo así la correlación entre los términos de error resultantes de los datos anidados.

El modelo multinivel se compone de una *parte fija* y otra *aleatoria*. En la primera se encuentran los parámetros que definen una línea promedio para todos los alumnos, suponiendo que la intensidad de tales correlaciones es constante en todas las unidades de agregación (escuela, país). En la *parte aleatoria* es posible estimar la variación de los parámetros (puntaje de las pruebas y las correlaciones entre factores) en cada nivel de agregación.

#### Estrategia de análisis

Se definen modelos de tres niveles: país, escuela y alumno. A partir del modelo “vacío” (sin ningún predictor), se modelan los rendimientos de los alumnos con conjuntos de variables secuencialmente incluidas para poder estimar la varianza explicada adicional a la explicada por conjunto precedente (control del efecto del conjunto antecedente). Primero se introducen las variables de configuración familiar para conocer su efecto “bruto” (modelo 1); a continuación se incorporan los indicadores de antecedentes académicos, como variables de control que permiten predecir el progreso o mejora entre los logros del pasado y del presente. Se incluye también el género del alumno (modelo 2). Luego se adicionan los indicadores de NSE (modelo 3) y, posteriormente, se controla por el contexto escolar (modelo 4). Finalmente, se incluyen los términos de interacción (modelo 5). Se adopta  $\text{prob.} \leq 0.001$  como criterio de significación estadística y para ello se utiliza el test de hipótesis anidada ( $\chi^2 \log \text{likelihood}$ ).

### Resultados<sup>3</sup>

#### El modelo “vacío”

Consiste en las estimaciones de las medias globales de matemática y de lengua, y las descomposiciones proporcionales de las varianzas de ambas

materias en los tres niveles (alumno, escuela y país), sin ningún predictor. Acorde con un trabajo anterior basado en los datos del SERCE (Cervini, 2012), los resultados del análisis muestran que las escuelas difieren notablemente entre sí respecto del promedio alcanzado por sus alumnos dentro de los países, tanto en lengua (24.0%) como en matemática (24.4%), porcentajes que pueden interpretarse como el “efecto bruto” de la escuela sobre el nivel de rendimiento de los alumnos (coeficiente de correlación ‘intra-clase’). La importancia relativa de las diferencias entre los países es notablemente menor en lengua (17.6%) que en matemática (21.7%).<sup>4</sup>

### Modelos explicativos

Los resultados en cada modelo se presentan simultáneamente para matemática (cuadro 1) y lectura (cuadro 2).

*Estructura familiar* (modelo 1). Los alumnos que pertenecen a familias monoparentales (FM) obtienen puntajes significativamente menores que quienes viven con sus dos padres (FC). Esta diferencia es más pronunciada en matemática (-6.46) que en lectura (-5.52). El efecto de vivir en “otra” estructura familiar (OEF), donde no convive con ninguno de los dos padres, es aún mayor (-8,73 en matemática y -7,64 en lectura). Adicionalmente, a mayor cantidad de personas menores de 18 años en la familia (*proxy* de cantidad de hermanos), más bajo será el nivel de desempeño del alumno, tanto en matemática (-3.67) como en lectura (-4.42). También los coeficientes negativos de personas de 18 años o más resultan significativos en ambas asignaturas.

*Antecedentes del alumno* (modelo 2). La cantidad de episodios de repitencia de grado y el desfase etario, dos indicadores *proxy* de antecedentes de desempeño escolar del alumno, afectan significativamente los resultados en ambas pruebas. Además, la diferencia de rendimiento promedio de las mujeres respecto de los varones es significativamente superior en lectura (3.95) e inferior en matemática (-9.05), siendo más acentuada en esta última asignatura.

La inclusión de ambos indicadores *proxy* de nivel académico precedente permite redefinir al modelo como uno de *progreso* de aprendizaje. Como consecuencia, se observa una disminución de las distancias de rendimiento de FM y OEF respecto de las familias con dos padres (FC), aunque continúan siendo altamente significativas.

CUADRO 1  
*Coefficientes de modelos multinivel. Matemática*  
*(N = 89.588; escuelas= 2438 escuelas)*

Variables y varianzas	Modelos multinivel				
	M1	M2	M3	M4	M5
Intercepto	501.6	506.3	507.9	512.9	
<b>Estructura familiar</b>					
Familia monoparental	-6.46**	-4.81**	-4.13**	-4.17**	-4.17**
Otra estructura familiar	-8.73**	-5.83**	-5.49**	-5.11**	-5.11**
Personas menores de 18 años	-3.67**	-3.21**	-2.84**	-2.59**	-2.59**
Personas de 18 años o más	-3.57**	-3.30**	-3.34**	-3.32**	-3.30**
<b>Antecedentes del alumno</b>					
Repetición escolar		-14.4**	-13.7**	-13.6**	-13.6**
Desfase etario		-4.37**	-3.38**	-3.72**	-3.14**
Femenino		-9.05**	-8.44**	-8.51**	-8.51**
<b>Origen social familiar</b>					
Bienes y servicios			0.223**	0.147**	0.168**
Nivel educativo familiar			0.084**	0.074**	0.084**
<b>Contexto escolar (promedio)</b>					
Familia monoparental u otra				-31.6**	-33.0**
Personas 18 años o menos				-10.3**	-10.3**
Nivel económico promedio				0.252*	0.252*
Nivel educativo promedio				0.256**	0.253**
<b>Interacción</b>					
Educ. familiar X Monoparental u otra					-0.02**
Econ. familiar X Monoparental u otra					-0.07*
<b>Varianza (%) explicada por niveles</b>					
País	—	13.8	21.2	42.2	—
Escuela	—	11.0	23.1	39.4	—
Alumnos	—	3.1	3.7	3.7	—

M = Modelo; \* Prob. ≤ 0.05; \*\* Prob. ≤ 0.001.

CUADRO 2  
*Coefficientes de modelos multinivel. Lectura*  
 (N = 88.974; escuelas = 2452)

Variables y varianzas	Modelos multinivel				
	M1	M2	M3	M4	M5
Intercepto	500.2	-498.6	500.8		
<b>Estructura familiar</b>					
Familia monoparental	-5.52**	-3.96**	-3.04**	-3.30**	-3.30**
Otra estructura familiar	-7.64**	-4.70**	-4.27**	-3.91**	-3.91**
Personas menores de 18 años	-4.42**	-3.96**	-3.52**	-3.16**	-3.16**
Personas de 18 años o más	-3.42**	-3.06**	-3.13**	-3.11**	-3.09**
<b>Antecedentes del alumno</b>					
Repetición escolar		-15.6**	-14.8**	-14.7**	-14.7**
Desfase etario		-4.97**	-4.76**	-3.24**	-3.30*
Femenino		3.95**	3.70**	4.61**	4.61**
<b>Origen social familiar</b>					
Bienes y servicios			0.30**	0.17**	0.19**
Nivel educativo familiar			0.10**	0.09**	0.10**
<b>Contexto escolar (promedio)</b>					
Familia monoparental u otra				-19.0**	-20.0**
Personas 18 años o menos				-10.9**	-10.8**
Nivel económico promedio				0.57**	0.57**
Nivel educativo promedio				0.26**	0.25**
<b>Interacción</b>					
Educación familiar X Monoparental u otra					-0.02**
Educación familiar X Monoparental u otra					-0.04
<b>Varianza ( %) explicada por niveles</b>					
País	—	15.2	24.4	41.7	—
Escuela	—	15.9	36.5	61.0	—
Alumno	—	3.5	4.2	4.2	—

M = Modelo; \* Prob. ≤ 0.05; \*\* Prob. ≤ 0.001.

*Nivel socioeconómico familiar* (modelo 3). Los indicadores de capital “económico” y “cultural” familiares son significativos, aun actuando conjuntamente. Entonces, a más alto nivel económico o nivel educativo familiar, más alto será el (progreso de) rendimiento en ambas disciplinas, siendo tales efectos más pronunciados en lectura que en matemática. Por otra parte, las distancias negativas de los promedios de aprovechamiento de los alumnos en FM o en OEF, respecto de las FC, disminuyen en ambas asignaturas. Ello indica que, en parte, las distancias de (progresos de) rendimiento entre ambas estructuras familiares podrían explicarse por el origen socioeconómico y cultural del alumno. Es interesante notar que esas disminuciones son más pronunciadas entre las FM que en las OEF. Por otra parte, de los dos indicadores de tamaño familiar, sólo el coeficiente del indicador *proxy* de cantidad de hermanos (menores de 18 años) experimenta una visible disminución. Entonces, el efecto de las condiciones socioeconómicas familiares es más intermediado por la cantidad de hermanos que por el simple tamaño familiar adulto, factor con un efecto más independiente. En resumen, la estructura familiar tiene efecto aditivo propio, más allá del ejercido por los antecedentes académicos y por el origen social del alumno.

Las variables de este modelo explican 21.2, 23.1 y 3.7% de las varianzas de los puntajes de matemática en los niveles país, escuela y alumno, respectivamente. En lectura, esos porcentajes son más elevados, particularmente en el nivel escuela. Estos resultados son consistentes con los informados por la mayoría de las investigaciones que han estudiado el efecto diferencial de los indicadores socioeconómicos. Por otra parte, es notoria la baja eficacia explicativa de estos indicadores respecto de la varianza intra-escuela, siendo que todos ellos se refieren a características del alumno individual. Tal resultado debe atribuirse a la fuerte segmentación socioeconómica y académica del entramado institucional del sistema educativo en los países de la región.

*El contexto de la escuela* (modelo 4). La inclusión de estos indicadores permite saber si los indicadores individuales del alumno mantienen su efecto cuando se considera el efecto fijo del entorno escolar. Todos los coeficientes de los indicadores socioeconómicos resultan altamente significativos, con excepción del contexto escolar económico en matemática (prob.  $\leq 0.05$ ). Entonces, de dos alumnos del mismo origen social, aquel que asista a una escuela con un nivel socioeconómico o cultural más elevado obtendrá

rendimientos más altos. Por otra parte, la disminución de los coeficientes de los indicadores socioeconómicos del alumno individual indica que sus valores en el modelo 3 contenían también parte del efecto contextual.

Los indicadores del contexto escolar referidos a la configuración familiar resultan igualmente significativos. Se infiere que de dos alumnos, ambos de familias donde alguno o los dos padres están ausentes (FM+OEF), de origen social y participando en contextos socioeconómicos similares, aquel que concorra a una escuela donde la proporción de estudiantes en FM+OEF sea mayor, tendrá mayor probabilidad de obtener los rendimientos más bajos en ambas asignaturas. Existe, entonces, efecto contextual significativo de esta dimensión del entorno escolar sobre el logro en ambas asignaturas, aunque en matemática (-31.6) resulta más intenso que en lectura (-19.0). El indicador *proxy* de número de hermanos también es significativo, pero con la misma intensidad en las dos asignaturas.<sup>5</sup>

Resultados de procesamientos no mostrados indicaron que cuando los indicadores de contexto escolar sobre configuración familiar son controlados por los correspondientes a composición socioeconómica, el referido a NH disminuye abruptamente, mientras que el relativo a la estructura FM+OEF no.

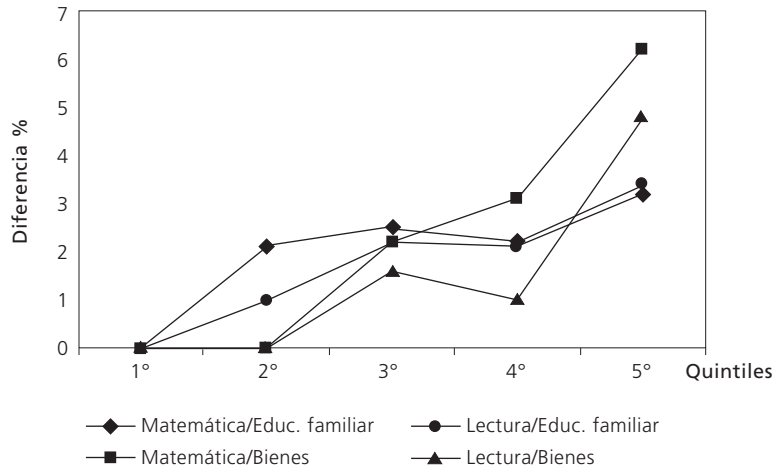
La capacidad explicativa de este modelo respecto de la varianza interpaís es similar en ambas asignaturas (42%), pero muy diferente cuando se trata de la referida a inter-escuela. Más de 60% de la varianza de lectura en el nivel escuela ha sido explicado.

*Origen social y estructura familiar* (modelo 5). Se incluyen simultáneamente ahora los términos multiplicativos que indican interacción entre el origen social del alumno y la EF (variable *dummy*: FM+OEF = 1). En ambas asignaturas, el coeficiente de la interacción con el nivel educativo familiar resulta significativo, mientras que el relativo al nivel económico sólo lo es en matemática. Sin embargo, resultados no mostrados indicaron que, cuando ese indicador de interacción actúa separadamente, también resulta significativo en lectura. Dado la definición de las variables involucradas y el signo de los términos, se infiere que el origen social del alumno se asocia más intensamente con el rendimiento entre las familias con dos padres que entre las que poseen otra estructura. La distancia de rendimiento promedio entre las dos EF es más acentuada entre las familias más aventajadas, mientras que entre las más pobres esa distancia tiende a desaparecer (gráfica 1).



GRÁFICA 1

*Diferencias porcentuales de rendimiento promedio entre estructuras familiares, según educación y bienes materiales. Matemática y lectura*



**Aleatorización del efecto**

Hasta aquí se ha supuesto que el efecto de la estructura familiar es fijo a lo largo de todas las escuelas y países. Para saber si existe variación significativa del mismo, en el modelo “vacío” inicial se introduce la variable *dummy* FM+OEF como coeficiente aleatorio en cada uno de los niveles (alumno, escuela, país) y se recalcula la matriz de covarianza. En el nivel alumno se omite la varianza del efecto del predictor.

Los resultados para matemática son los siguientes:

Nivel	Interceptos	Diferencias
País	$v_0$ [2806.287(971.476)	16.438(7.750)
	$v_1$ [-178.315(75.510)	
Escuela	$\mu_0$ [3045.304(101.105)	13.026(17.369)
	$\mu_1$ [-101.608(35.000)	
Alumno	$e_0$ [6700.315(40.511)	0
	$e_1$ [-118.427(32.988)	

, donde en cada nivel ( $v, \mu, e$ ), los subíndices indican la varianza del intercepto ( $v_0$ ) y la varianza del efecto de FM+OEF y su covarianza con el intercepto ( $v_1$ ).

En el nivel país, la covarianza (-178.315) resulta altamente significativa mientras que la significación de la varianza del efecto de FM+OEF (16.438) es algo menor (2%). Entonces, existen indicios muy leves de variación del efecto de la estructura familiar sobre el rendimiento en el conjunto de países estudiados. Los países variarían en su capacidad para compensar los efectos negativos de ciertas EF. Por otra parte, la significación de la covarianza y la correlación correspondiente (corr.=-0.83) indican que el efecto de FM+OEF disminuye a medida que aumenta el puntaje promedio del país en matemática.

En el nivel escuela, la covarianza entre el efecto de FM+OEF y el puntaje promedio de la escuela (-101.608) también resulta significativa (corr= -0.51; prob. = 0.004) y con el mismo sentido que en el nivel país. En cambio, no se detecta variación entre las escuelas respecto de ese efecto. En general, entonces, la capacidad para compensar los efectos negativos de ciertas EF no varía entre las escuelas.

En el nivel alumno, las variaciones de los rendimientos no son constantes entre las estructuras familiares. Dada la definición de la variable FM+OEF y el signo (-) de la covarianza, se infiere que las varianzas de los puntajes de estas dos estructuras en matemática son menores que las correspondientes a las FC. Es decir, las FM+OEF se asocian a rendimientos más bajos y homogéneos.

Los resultados en lectura son los siguientes:

Nivel		Interceptos	Diferencias
País	$v_0$	2030.037(704.254)	7.797(4.762)
	$v_1$	-86.057(46.292)	
Escuela	$\mu_0$	2689.254(90.351)	13.364(17.334)
	$\mu_1$	-44.178(32.714)	
Alumno	$e_0$	6576.791(39.858)	0
	$e_1$	-120.181(32.505)	

En lectura se observan variaciones menos intensas que en matemática. En los niveles agregados, sólo la covarianza a nivel país (-86.057) resulta levemente significativa (2.5%). En cuanto al alumno se mantiene la conclusión acerca de la mayor homogeneidad de rendimientos de las FM+OEF comparado con la FC.

Estos mismos modelos aleatorizados fueron reprocesados con todas las variables intervinientes en el modelo 4. Resultados no mostrados aquí indicaron que todos los coeficientes aleatorios de los niveles país y escuela en lectura se tornaron no significativos. En matemática, sólo persistieron significativos los relativos a país, pero con probabilidad  $\leq 0.05$ . Entonces, en gran medida, las variaciones detectadas se relacionan con las variables socioeconómicas y académicas de “control”.

### Discusión y conclusiones

En este trabajo, el efecto de la configuración familiar sobre el rendimiento del alumno ha sido estudiado a través de los tipos de miembro que la conforman (estructura familiar) y la cantidad de sus miembros, distinguiendo entre cantidad de hermanos (*proxy*) y personas de 18 o más años.

Los alumnos que pertenecen a familias completas obtienen puntajes significativamente más altos que los que viven en monoparentales y aún más distante respecto de aquellos que pertenecen a otras estructuras familiares, donde viven sin ninguno de los dos padres. Esta diferencia es más pronunciada en matemática que en lectura. Por otra parte, cuanto mayor sea la cantidad de menores de 18 años en la familia (*proxy* de cantidad de hermanos), más bajo será el nivel de desempeño del alumno en ambas asignaturas. Igual resultado deberá esperarse a medida que aumenta el número de personas de 18 años o más en la familia.

Todas estas distancias y asociaciones se mantienen estadísticamente significativas aun cuando se controle por los antecedentes académicos del alumno y por el nivel socioeconómico y cultural de su familia. Es decir, la configuración familiar tiene efecto aditivo propio, más allá del ejercido por los antecedentes académicos y por el origen social del alumno. Conviene ahora indagar más detenidamente estos resultados.

### Estructuras familiares

Según la teoría de la reproducción (Bourdieu y Passeron, 1981), el niño de origen social alto tiene mayor probabilidad de ser exitoso en la escuela

no sólo porque su familia posee los recursos económicos necesarios, sino también porque tiene habilidades cognitivas, códigos lingüísticos y conceptuales, formas de comunicación y de los comportamientos esperados y valorados por la institución escolar; es decir, una mayor cantidad de *recursos culturales*, heredados de sus padres, que le ayudan y le dan ventajas para apropiarse del currículum escolar y ajustarse a determinados modelos de autoridad. Por otra parte, Bourdieu (1994) se refiere al capital social como los recursos basados en conexiones y pertenencias a grupos. Respecto de la escuela, éste incluye la red social con autoridades, maestros y con otros padres de la comunidad escolar (Majoribanks, 2002), la cual facilita el desarrollo de la capacidad (de los padres) para actuar e interactuar de un modo determinado, el que es requerido y valorado por la cultura escolar, y proporciona las informaciones relevantes sobre la escuela producidas por esa práctica.

Para entender cómo esos recursos económicos, culturales y sociales de los padres se convierten en ventajas educacionales, Lareau y Horvat (1999) diferencian entre la posesión y la activación de los recursos.

*Posesión de recursos.* Las familias con más recursos (*stock*) económicos pueden ofrecer los medios educativos requeridos para una mejor Oportunidad de Aprendizaje (Oda), en su propio hogar o enviando a sus hijos a escuelas que también brindarán mayores recursos educativos. En este estudio, el coeficiente (efecto) positivo y significativo del indicador “nivel económico familiar” confirma esta hipótesis. Por otra parte, el grado escolar de los padres predice nivel económico, dada la asociación entre educación y ocupación/ingreso pero, al mismo tiempo, indica posesión de “capital cultural”. El efecto estadísticamente significativo de la educación de los padres sobre el rendimiento del alumno, aun cuando actúa conjuntamente con el nivel económico, tiende a confirmar esta distinción de ambas dimensiones.

Los estudios empíricos han mostrado que las familias con ambos padres en lugar de uno, por lo general tienen más recursos económicos. Las bases de datos del SERCE muestran que entre las familias monoparentales es mayor la frecuencia relativa de alumnos en los dos quintiles más bajos de los niveles socioeconómico y educativo que entre las familias con dos padres. Pero esta regularidad empírica no explica totalmente las distancias de rendimiento entre las EF. Sólo una parte de las distancias

de rendimiento promedio entre dichas estructuras podrían asociarse con el nivel económico y cultural de la familia, y tal relación sería mayor en FM, sugiriendo que el efecto de esta última sobre los resultados escolares se debe a condicionamientos socioeconómicos en mayor medida que en el caso de las OEF.

*Activación de recursos.* Ahora bien, para conformarse como valor en el campo escolar, los recursos (*stock*) deben ser activados a través de prácticas y comportamientos. El capital no es sino recurso activado y, por tanto, depende de la habilidad y capacidad del actor para activarlo y tornarlo capital efectivo. Entonces, la transmisión familiar al niño requiere de *prácticas*, de acuerdo con *estrategias* definidas por los actores y orientadas a *actualizar el valor potencial* de los recursos disponibles. Los bienes económicos, culturales y sociales de los padres se transforman en capital cultural para el hijo cuando, mediante la acción y la interacción intra-familiar, se promueve el desarrollo de características personales (cognitivas, lingüísticas, comunicativas) y patrones de comportamientos acordes con las expectativas de la institución escolar. Aquí juegan la habilidad y el esfuerzo de los padres para interactuar de un modo determinado, promoviendo modelos de acción e interacción capaces de favorecer la activación del capital cultural en el seno familiar. Entonces, las desigualdades en (la distribución de) los aprendizajes escolares son, en parte, el resultado de la desigualdad en las capacidades familiares para *activar o convertir* sus recursos económicos, culturales y sociales en ventajas escolares para sus hijos.

Las distancias de rendimientos promedio entre las EF que no han sido explicadas por los indicadores de nivel económico y educativo familiar podrían estar asociadas a las variaciones en las prácticas de activación de los recursos. La hipótesis en este caso sería que entre familias con igual *stock* de recursos, este involucramiento varía de acuerdo con su estructura, lo cual ayudaría a entender las distancias de rendimiento promedio entre las EF que no son explicadas por su nivel económico y educativo (Hampden-Thompson y Pong, 2005; Parcel y Dufur, 2001; Shriner, Mullis y Shriner, 2010), sino por el *proceso familiar* (Matjasko, Grunden y Ernst, 2007).

Supuesta la igualdad de recursos (*stock*), la carencia de activación podría originarse en diversos micro-factores asociados a diferencias entre las

estructuras familiares. Son ejemplos la menor disponibilidad de tiempo de las FM para interactuar con el niño, comparado con las FC (Shriner, Mullis y Shriner, 2010) (dos padres pueden ofrecer más situaciones de interacción que uno solo) así como la inestabilidad de las relaciones en las FM y OEF, creando incertidumbre en las reglas y responsabilidad (McLanahan y Sandefur, 1994) o afectando la motivación académica (Chiu y Xihua, 2008). Se requiere de tiempo, esfuerzo e interés de los padres para asegurar la frecuencia, persistencia y eficacia de determinadas actividades e interacciones. Por otra parte, diversas investigaciones han mostrado que en FM se verifica una mayor frecuencia de problemas psicológicos y de comportamiento del niño y que, a su vez, explican los bajos desempeños escolares (Mulkey, Crain y Harrington, 1992).

La investigación empírica ha identificado algunas prácticas con efecto positivo en los resultados escolares, aun controlando las características socioeconómicas familiares. Así, por ejemplo: las altas expectativas y aspiraciones familiares (Astone y McLanahan, 1991; Milne *et al.*, 1986); la comunicación padre-alumno acerca de actividades de aprendizaje en la escuela (Barker y Stevenson, 1986; Desimone, 1999; Eccles y Harold, 1993; Herman y Yeh, 1983; Muller, 1995; Sui-Chu y Willms, 1996); comportamientos que tiendan a desarrollar intereses del niño, como la lectura por placer (Georgiou, 1999) o clases de música, arte o danza (Muller, 1995); o el monitoreo de su desempeño (Astone y McLanahan, 1991; Fehrmann, Keith y Reimers, 1987), mientras que el niño no lo perciba como presión, en cuyo caso el efecto sería negativo (Georgiou, 1999). Cuando los padres leen asiduamente en la casa, a la vez que establecen un modelo de comportamiento para sus hijos que es valorado en la escuela, estarán en mejor posición para satisfacer las demandas escolares de los niños (De Graaf, 1986).

Por otra parte, algunos investigadores han constatado una estrecha asociación entre resultados académicos y participación de los padres en eventos, charlas y conferencias escolares (Stevenson y Barker, 1987), en el gobierno de la escuela o en la toma de decisiones (Comer y Haynes, 1991) o en una fuerte red social alrededor de la escuela (Coleman, 1988).

#### *Número de hermanos*

Chiu (2007) propone la hipótesis de que los miembros de la familia pueden proveer recursos adicionales al alumno o pueden competir por ellos,

reduciendo los recursos disponibles para el niño (O<sub>d</sub>A) y ocasionando más bajos logros. Entonces, a mayor tamaño familiar, menor rendimiento. Pero, además, se ha constatado que a mayor cantidad de hermanos, más bajos son los rendimientos (Downey, 2001) y ello se acentúa cuando son mayores (Chiu, 2007).

Los resultados del presente estudio son compatibles con esos antecedentes (hipótesis de la dilución de recursos). Más aún, la magnitud del efecto de FM y OEF no se altera al incluir el número de hermanos ni la cantidad de personas adultas, ni viceversa, indicando que ambos tipos de indicadores de la configuración familiar tienen capacidades predictivas independientes. Entonces, entre familias con igual estructura y nivel socioeconómico, el número de hermanos y de adultos son predictores significativos del logro escolar.

El efecto de número de hermanos está ligado al del nivel socioeconómico en mayor medida en que lo está la cantidad de adultos. Mientras que la casi totalidad del efecto de este último simplemente es adicional al ejercido por el nivel socioeconómico, una parte mayor del número de hermanos cumple un rol de intermediación de ese efecto.

### Contexto escolar

Existe efecto contextual en la escuela, no sólo socioeconómico, como ha sido mostrado en otro estudio (Crevini, 2012), sino también el referido a la configuración familiar. La proporción de alumnos que pertenecen a FM u OEF en la escuela y el promedio de número de hermanos tienen un efecto negativo adicional a la simple composición socioeconómica de la escuela. En algunos estudios se ha hipotetizado que este efecto contextual se debe a los pocos recursos proporcionados por las FM en el ámbito comunitario (Pong, 1996; Pong, Dronkers y Hampden-Thompson, 2003). En el presente estudio se ha constatado que los efectos de los contextos socioeconómico y de EF se “superponen” parcialmente, corroborando parcialmente esta hipótesis. Sin embargo, ambos coeficientes continúan manteniendo su significación. Al igual que con los indicadores individuales de estructura familiar, los datos reclaman también una interpretación relacionada con las prácticas de activación cultural que pueden incidir en la conformación de la “cultura institucional” de la escuela.

Otra verificación llamativa es la total independencia del efecto del promedio de número de hermanos respecto de la composición socioeconómica.

Su coeficiente tanto en matemática como en lectura no se altera cuando se controla por la composición socioeconómica de la escuela. Entonces, la tesis de la dilución de recursos no sólo se corrobora a nivel individual del alumno sino también contextual, más allá de cuáles sean las características socioeconómicas de la escuela.

#### Nivel socioeconómico y estructura familiar

El análisis de interacción indicó que a medida que se sube en el nivel socioeconómico familiar, la distancia entre los rendimientos promedios de FC y FM se acentúa, es decir, esa distancia tiende a desaparecer entre las familias más pobres. Este hallazgo es consistente con el reportado por una investigación reciente (Crosnoe y Wildsmith, 2011), según la cual los riesgos de las estructuras familiares “alternativas” para la educación de los niños serían más pronunciados en las poblaciones de alto nivel socioeconómico, debido a “una tradición más débil de visualización de la cohabitación como un sustituto para el matrimonio” (Crosnoe y Wildsmith, 2011:168) entre esos sectores sociales. Sin descartar esta hipótesis, ciertamente polémica, también es posible explicar ese comportamiento, al menos en parte, por la mayor homogeneidad de los rendimientos entre los sectores más pobres.

#### Variación del efecto de la estructura familiar

El análisis de aleatoriedad no arrojó indicios nítidos acerca de posibles variaciones del efecto de la estructura familiar, tanto entre países como entre escuelas. No puede concluirse, entonces, que diverjan en su capacidad para compensar los efectos negativos de familias monoparentales u otras estructuras familiares. En cambio, son más consistentes los indicios que muestran disminución del efecto de estructura familiar a medida que aumenta el puntaje promedio del país en ambas asignaturas. En el nivel escuela ello se aplica únicamente en matemática. Por último, los datos transparentan que los rendimientos de los alumnos de FM+OEF son más homogéneos que los de familias completas.

#### Limitaciones

- 1) Los indicadores utilizados para medir logros antecedentes no son tan fuertes cuando se los compara con la medición de capacidades cognitivas o logros de aprendizaje medidos con test estandarizados.



Ello es muy relevante cuando en estas mediciones de entrada (anteriores) se desea captar todo el posible efecto de las condiciones socioeconómicas y de la estructura familiar. A este respecto, las investigaciones han constatado recurrentemente que los efectos negativos de la pobreza sobre el desarrollo intelectual de los niños se explican por la falta de la estimulación cognitiva precoz en el hogar. Por otra parte, también se ha constatado que los niños nacidos de padres no casados entran en la escuela primaria con las habilidades menos desarrolladas en matemática (Crosnoe y Wildsmith, 2011), conclusión razonablemente extendible a EF distintas a la de dos padres casados. Si este fuese también el caso en América Latina, la disponibilidad de indicadores más fuertes y precisos del nivel de aprendizaje cognitivo inicial del alumno posiblemente conduciría a obtener estimaciones de los efectos del nivel socioeconómico y la estructura familiar sobre el progreso de aprendizaje menores a los mostrados en este trabajo.

- 2) Por otra parte, las mediciones del SERCE no permiten distinguir padrastro/madrastras o padres/madre biológica en familias con los dos padres. Algunas investigaciones han mostrado que los hijos de familias con padrastros tienen rendimientos muy similares a los de las monoparentales (Biblarz y Raftery, 1999; Hofferth, 2006; Manning y Lamb, 2003). Si ello fuese válido para América Latina, la distancia entre los rendimientos promedios de FC y FM podría ser un poco más acentuada.
- 3) Finalmente, los resultados de los análisis de interacción y aleatorización sugieren la necesidad de contrastar algunas de sus conclusiones a través del estudio pormenorizado de los países participantes del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo.

## Notas

<sup>1</sup> En los modelos multinivel el intercepto y la pendiente pueden ser especificados como coeficientes aleatorios (en la parte aleatoria) y por tanto, como variables a ser explicadas por variables incluidas en la parte fija.

<sup>2</sup> La categoría FM incluye padre o madre debido a la baja frecuencia de padre solo. En QA, las respuestas no/no y *missing/missing* se consideran como OEF. La frecuencia de la categoría "vive

con no familiares" es insignificante y también está incluida en OEF.

<sup>3</sup> Los resultados completos de todos los modelos, finales o intermedios, pueden solicitarse a los autores.

<sup>4</sup> Estas estimaciones dependen, en gran medida, de la asignatura y la cantidad de unidades del nivel correspondiente. Con los datos de PISA para 18 países, Hampden-Thompson (2013)

estima en 4 y 8% la variación entre países en lectura y matemática, respectivamente; con la misma evaluación pero incluyendo a 41 países, Chiu y Xihua (2008) estiman que esa variación en matemática asciende a 31 por ciento.

<sup>5</sup> Resultados de procesamiento no mostrados indicaron que la inclusión simultánea de los indicadores de “composición” (promedios) de NH y NP torna no significativo a este último.

## Referencias

- Amato, P. R. (2001). “Children of divorce in the 1990s”, *Journal of Family Psychology*, vol. 15, núm. 3, pp. 355-370.
- Amato, P. y Keith, B. (1991). “Parental divorce and adult well-being: a meta-analysis”, *Journal of Marriage and the Family*, 53, núm. 1, pp. 43-58.
- Astone, N. M. y McLanahan, S. (1991). “Family structure, parental practice and high school completion”, *American Sociological Review*, vol. 56, pp. 309-320.
- Baker, D. y Stevenson, D. (1986). “Mothers’ strategies for children’s school achievement”, *Sociology of Education*, vol. 59, núm. 3, pp. 156-166.
- Biblarz, T. y Raftery, A. (1999). “Family structure, educational attainment, and socioeconomic success: Rethinking the pathology of patriarchy”, *American Journal of Sociology*, vol. 105, núm. 2, pp. 321-365.
- Bourdieu, P. y Passeron, C. (1981). *La reproducción. Elementos para una teoría del sistema de enseñanza*, Barcelona: Laia.
- Bourdieu, P. (1994). “¿Qué es lo que hace una clase social? Acerca de la existencia teórica y práctica de los grupos”, *Revista Paraguaya de Sociología*, año 31, núm. 89, pp. 7-21.
- Burnett, K. y Farkas, G. (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, R. (2012). “El “efecto escuela” en países de América Latina: re-analizando los datos del SERCE”, *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, vol. 20, núm. 39. Disponible en: <http://epaa.asu.edu/ojs/article/view/1086>
- Chiu, M. M. (2007). “Families, economies, cultures and science achievement in 41 countries: country, school, and student level analyses”, *Journal of Family Psychology*, vol. 21, núm. 3, pp. 510-519.
- Chiu, M. y Xihua, Z. (2008). “Family and motivation effects on mathematics achievement: Analyses of students in 41 countries”, *Learning and Instruction*, vol. 18, núm. 4, pp. 321-336.
- Coleman, J. (1988). “Social capital in the creation of human capital”, *American Journal of Sociology*, vol. 94, supl., pp. 95-120.
- Comer, J. y Haynes, N. (1991). “Parent involvement in schools: an ecological approach”, *Elementary School Journal*, vol. 91, núm. 3, pp. 271-277.
- Crosnoe, R. y Wildsmith, E. (2011). “Nonmarital 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.
- De Graaf, P. (1986). “The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands”, *Sociology of Education*, vol. 59, núm. 4, pp. 237-46.

- Desimone, L. (1999). "Linking parent involvement with student achievement: Do race and income matter?" *The Journal of Educational Research*, vol. 93, núm. 1, pp. 11-30.
- Downey, D. (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, D. (2001). "Number of siblings and intellectual development", *American Psychologist*, vol. 56, núms. 6-7, pp. 497-504.
- Eccles, J. S. y Harold, R. D. (1993). "Parent school involvement during the early adolescent years", *Teachers College Record*, vol. 94, núm. 3, pp. 568-587.
- Fehrmann, P.; Keith, T. y Reimers, T. (1987). "Home influence on school learning: Direct and indirect effects of parent involvement on high school grades", *The Journal of Educational Research*, vol. 80, pp. 330-337.
- Fomby, P. y Cherlin, A. (2007). "Family instability and child well-being", *American Sociological Review*, vol. 72, núm. 2, pp. 181-204.
- Georgiou, S. (1999) "Parental attributions as predictors of involvement and influences on child achievement", *British Journal of Educational Psychology*, vol. 69, núm. 3, pp. 409-429.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel models in educational and social research*, Londres: Griffin.
- Hampden-Thompson, G. (2009). "Are two better than one? A comparative study of achievement gaps and family structure", *Compare*, vol. 39, núm. 4, pp. 513-529.
- Hampden-Thompson, G. (2013). "Family policy, family structure, and children's educational achievement", *Social Science Research*, vol. 42, núm. 3, pp. 804-817.
- Hampden-Thompson, G. y Pong, S. (2005). "Does family policy environment mediate the effect of single-parenthood on children's academic achievement? A study of 14 European countries", *The Journal of Comparative Family Studies*, vol. 36, núm. 2, pp. 227-248.
- Herman, J. y Yeh, J. (1983). "Some effects of parent involvement in schools", *Urban Review*, vol. 15, pp. 11-17.
- Heuveline, P.; Yang, H. y Timberlake, J. (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, P.; Yang, H.; Weinshenker, M. y Timberlake, J. (2013). "Educational achievement and family structure: Time and money, period", trabajo presentado en la XXVII IUSSP International Population Conference, Sesión 181: Evolving families and child wellbeing, 26 de agosto. Disponible en: [http://www.iussp.org/sites/default/files/event\\_call\\_for\\_papers/IUSSP\\_1308.pdf](http://www.iussp.org/sites/default/files/event_call_for_papers/IUSSP_1308.pdf)
- Hofferth, S. L. (2006). "Residential father type and child well-being: Investment versus selection", *Demography*, vol. 43, núm. 1, pp. 53-77.
- Lareau, A. y Horvat, E. (1999). "Moments of social inclusion and exclusion race, class, and cultural capital in family/school relationships", *Sociology of Education*, vol. 27, enero, pp. 37-53.

- LLECE-UNESCO (2008). *Reporte técnico SERCE*, Santiago: Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe-Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación-UNESCO.
- LLECE-UNESCO (2010). *Factores asociados al logro cognitivo de los estudiantes en América Latina y el Caribe*, Santiago: Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe-Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación-UNESCO.
- Majoribanks, K. (2002). *Family and school capital: Towards a context theory of students' school outcomes*, Boston: Kluwer.
- Manning, W. y Lamb, K. (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, G. (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, M. (2012). "Family structure and the intergenerational transmission of educational advantage", *Social Science Research*, vol. 41, núm. 1, pp. 33-47.
- Muller, C. (1995). "Maternal employment, parent involvement, and mathematics achievement among adolescents", *Journal of Marriage and the Family*, vol. 57, núm. 1, pp. 85-100.
- McLanahan, S. (1985). "Family structure and the reproduction of poverty", *American Journal of Sociology*, vol. 90, núm. 4, pp. 873-901.
- McLanahan, S. y Sandefur, G. (1994). *Growing Up With A Single-Parent: What Hurts, What Helps?* Harvard University Press, Cambridge.
- McLanahan, S. y Percheski, C. (2008). "Family structure and the reproduction of Inequalities", *Annual Review of Sociology*, vol. 34, pp. 257-76.
- McLanahan, S.; Tach, L. y Schneider, D. (2013). "The causal effects of father absence", *Annual Review of Sociology*, vol. 39, pp. 399-427.
- Matjasko, J.; Grunden, L. y Ernst, J. (2007). "Structural and dynamic process family risk factors: Consequences for holistic adolescent functioning", *Journal of Marriage and Family*, vol. 69, núm. 3, pp. 654-674.
- Milne, A. M.; Myers, D. E.; Rosenthal, A. S. y Ginsburg, A. (1986). "Single parents, working mothers and the educational achievement of school children", *Sociology of Education*, vol. 59, núm. 3, pp. 125-139.
- Mulkey, L.; Crain, R. y Harrington, A. (1992). "One-parent households and achievement: Economic and behavioral explanations of a small effect", *Sociology of Education*, vol. 65, núm. 1, pp. 48-65.
- Parcel, T. y Dufur, M. (2001). "Capital at home and at school: Effects on student Achievement", *Social Forces*, vol. 79, núm. 3, pp. 881-912.
- Pong, S. (1996). "School participation of children from single-mother families in Malaysia", *Comparative Education Review*, vol. 40, pp. 231-49.

- Pong, S.; Dronkers, J. y Hampden-Thompson, G. (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, M.; Mullis, R. y Shriner, B. (2010). "Variations in family structure and school-age children's academic achievement: a social and resource capital perspective", *Marriage and Family Review*, vol. 46, núms. 6-7, pp. 445-467.
- Stevenson, D. y Baker, D. (1987). "The family-school relation and the child's school performance", *Child Development*, vol. 58, núm. 5, pp. 1348-1357.
- Sui-Chu, E. y Willms, J. (1996). "Effects of parent involvement on eight-grade achievement", *Sociology of Education*, vol. 69, núm. 2, pp. 126-141.
- Sun, Y. y Li, Y. (2001). "Marital disruption, parental investment, and children's academic achievement. A prospective analysis", *Journal of Family Issues*, vol. 22, núm. 1, pp. 27-62.
- Xu, J. (2008). "Sibship size and educational achievement: The role of welfare regimes cross-nationally", *Comparative Education Review*, vol. 52, núm. 3, pp. 413-427.
- Zimiles, H. y Lee, V. (1991). "Adolescent family structure and educational progress", *Developmental Psychology*, vol. 27, núm. 2, pp. 314-320.

**Artículo recibido:** 24 de octubre de 2013  
**Dictaminado:** 13 de diciembre de 2013  
**Segunda versión:** 18 de diciembre de 2013  
**Aceptado:** 18 de diciembre de 2013