



# Estructura familiar, nivel socioeconómico y logro escolar en América Latina

## Family structure, socioeconomic status and school achievement in Latin America

QUIROZ, Silvia Susana<sup>1</sup>, DARI, Nora Liliana<sup>2</sup>, CERVINI ITURRE, Rubén Alberto<sup>3</sup>

Quiroz, S., Dary, N. y Cervini Iturre, R. (2017). Estructura familiar, nivel socioeconómico y logro escolar en América Latina. *RELAPAE* (7), pp 15-30

### Resumen

Con base en los datos Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo (TERCE) realizado por la UNESCO en América Latina, se analiza el efecto de la estructura familiar sobre el rendimiento en matemática y en lectura de alumnos de 6° de primaria de algunos países de América Latina. Se emplean modelos multinivel, con tres niveles (alumno, escuela y país), para analizar los datos producidos por las pruebas y los cuestionarios aplicados a cerca de 55.000 alumnos en casi 2700 escuelas. Se concluye que la estructura y el tamaño de la familia se correlacionan negativamente con el rendimiento en ambas pruebas, aún después de controlar por el nivel socioeconómico y los antecedentes académicos del alumno. Estos efectos negativos varían significativamente entre las escuelas. La 'composición' socioeconómica y de estructura familiar del alumnado también tienen efectos sobre el rendimiento en ambas pruebas.

**Palabras clave:** estructura familiar/ logro escolar/ TERCE/ América Latina/ educación primaria.

### Abstract

Based on the TERCE data from UNESCO, the effect of family structure on both math and reading achievements of sixth-graders in some Latin American countries is analyzed. Multilevel models with three levels (student, school and country) are used to analyze data produced with the mathematic and reading tests, and the questionnaires that were applied to around 55,000 students in 2,700 primary schools of 16 countries. We conclude that both the structure and the family size are negatively correlated with performance on both tests, even after controlling the socioeconomic status and the educational background of the student. These negative effects vary significantly among schools. Also, both the socioeconomic and family structure composition of students at school have effects on performance in both tests.

**Keywords:** Family structure/ educational achievement/ TERCE/ Latin American/ primary education

<sup>1</sup> Universidad Nacional de Quilmes / squiroz@unq.edu.ar

<sup>2</sup> Universidad Nacional de Quilmes / ndari@unq.edu.ar

<sup>3</sup> Universidad Nacional de Quilmes / rcervini@unq.edu.ar

De acuerdo a un importante número de investigaciones, la estructura familiar sería uno de los factores determinantes de la estratificación social, evidenciado tempranamente a través de su asociación con los niveles de aprendizaje escolar, y posteriormente por su capacidad predictiva del nivel educativo que alcanzará el hijo en el futuro. Según algunos estudios, los recientes cambios en la estructura familiar estarían contribuyendo a la persistencia intergeneracional de la desigualdad (McLanahan y Percheski, 2008); más particularmente, existirían evidencias de que las familias con los dos padres biológicos transmitirían su status a sus hijos mejor que las familias monoparentales (Martin, 2012).

La asociación entre configuración familiar y aprendizaje escolar torna evidente, junto a otros indicadores, la violación del principio democrático de la 'igualdad en la oportunidad de aprendizaje', según el cual la distribución de los aprendizajes debería resultar del esfuerzo y/o las aptitudes de los alumnos, y no de sus características heredadas o de aquellas que no controla. De allí su relevancia como objeto de estudio e investigación.

Las evaluaciones internacionales de desempeño en pruebas estandarizadas (PISA, TIMSS) han posibilitado el desarrollo de estudios comparativos entre países acerca de aquella asociación. En América Latina, los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE), realizado por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE) de la OREALC/UNESCO, también hicieron posible avanzar en el conocimiento de este tema.

Con base en esos datos, un estudio anterior (Autor), constató que diversos indicadores de la configuración familiar se asociaban de diferentes formas con el logro en las pruebas de matemática y lengua aplicadas a los alumnos de 6° año de la educación primaria.

El objetivo del presente artículo es re-analizar tales relaciones, pero a la luz de los nuevos datos producidos por el Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo (TERCE). Dado que los puntajes de las pruebas del TERCE incluidos en las bases de datos divulgadas por el LLECE, no son comparables directamente con los del SERCE debido a importantes diferencias metodológicas, el objetivo propuesto implica resolver el interrogante acerca de si las relaciones entre configuración familiar y los puntajes en las pruebas se debieron en gran medida, al tipo de metodología aplicada por el SERCE o si por el contrario, tales relaciones se sostienen (o intensifican) con los datos del TERCE, a pesar de las diferencias metodológicas.

## 1. Antecedentes

Son numerosos los estudios que abordan específicamente la asociación entre estructura familiar y el logro del alumno en pruebas estandarizadas, la mayoría de los cuales tiende a concluir que los niños de familias con dos padres logran más altos puntajes que los pertenecientes a familias monoparentales, aún después de controlar por diversos factores (Amato, 2001; Amato y Keith, 1991; Brown, 2010; Downey, 1994; Martin, 2012; McLanahan, 1985; Scott, DeRose, Lippman y Cook, 2013; Shriner, Mullis y Shriner, 2010; Zimiles y Lee, 1991). Sin embargo, otras investigaciones informan que la estructura familiar no afectaría el desempeño escolar una vez que se haya controlado el nivel socioeconómico familiar (Considine y Zappala, 2002). Mientras algunos estudios han constatado que los niños de familias de un solo padre o madre se desempeñan similarmente (Downey, 1994; Hofferth, 2006), otro estudio reciente (Cheung y Park, 2016) concluye que los alumnos de familia 'monoparental-padre' se desempeñan significativamente peor que los pertenecientes a familias 'monoparental-madre'. Se ha constatado también que los niños que viven sin ambos padres tienen resultados educativos peores que los niños que viven con uno o dos padres (Scott et al., 2013). Adicionalmente, algunos estudios han encontrado que la 'composición de monoparentalidad' en la escuela tiene consecuencias negativas sobre el desempeño de los niños, adicionales al producido por la estructura de la familia del niño individual (Bankston y Caldas, 1998; Pong, 1997; 1998).

Algunos de esos estudios analizan correlaciones en datos transversales, los cuales no permiten inferir relaciones de causalidad. La posible existencia de causalidad inversa, el sesgo de alguna variable omitida o heterogeneidades en el tiempo y en subgrupos de los sujetos, pueden afectar los resultados. Además, algunas características de los padres (pobreza, capacidad cognitiva baja, personalidad, poco capital social, alcoholismo) aumentan la probabilidad de desestructuración familiar y bajos resultados escolares de los hijos y por tanto, la asociación entre la estructura familiar y el rendimiento académico de los niños podría ser espuria.

De acuerdo a una reciente revisión de investigaciones que tienen en cuenta esos problemas metodológicos (McLanahan, Tach y Schneider, 2013), los resultados que se obtienen dependen de la técnica de análisis utilizada y de la asignatura estudiada. Es más probable encontrar tal efecto sobre los tests de matemática que sobre los de lengua. En casi todos los estudios ana-

lizados, juntos con Fomby y Cherlin (2007), se concluye que las correlaciones estructura familiar–resultados en las pruebas desaparecen cuando se incluyen las variables de control, es decir, son casi totalmente espurias. Otros estudios longitudinales (Burnett y Farkas, 2009; Crosnoe y Wildsmith, 2011; Shriner, Mullis y Shriner, 2010) llegaron a conclusiones similares. Pero, por otro lado, un trabajo reciente (Amato, Patterson y Beattie, 2015) apunta que investigaciones realizadas con la misma técnica para resolver estos problemas, han llegado a resultados contradictorios, unas apoyando la tesis de la causalidad y otras la de correlación espuria. Por tanto, no parece haber un modo de resolver de forma tajante estos problemas y más bien predomina la tendencia a pensar que la relación estructura familiar y resultados académicos combina relaciones espurias con factores causales.

De todas formas, casi todos los estudios mencionados anteriormente se basan en datos de EUA y en gran parte de ellos, se trabaja con muestras acotadas que pueden sufrir el efecto de selectividad. Por otra parte, la edad escolar de las poblaciones estudiadas varía notablemente (del kinder a la 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 venido a cubrir la necesidad de comparaciones internacionales. Dado que son relevamientos transversales, a sus análisis le caben las críticas metodológicas anteriores. Para aminorar el problema, además de las variables tradicionales de “control” (Ej. nivel socioeconómico familiar), estos estudios han incluido variables *proxy* del desempeño académico precedente del alumno (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 entre 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 y el resto. También se verifica que la cantidad de hermanos tiene un efecto negativo sobre el desempeño del alumno. Si bien estas relaciones con la configuración familiar 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). En cambio, el efecto negativo de la cantidad de hermanos es menos afectado por dicho control.

Por otro lado, cuando los países incluidos en la muestra se comparan entre sí, se constata que en la mayoría de ellos, 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 otros (USA, Gran Bretaña, Canadá, Noruega) continúa siendo significativo (Chiu y Xihua; 2008; Hampden-Thompson, 2009; Marks, 2006).

Esto mismo ha sido confirmado por los datos más reciente de PISA 2012 (OCDE, 2013). Los estudiantes de familias con un solo padre rinden, en promedio, 15 puntos menos que los de otros tipos de familias. Cuando se controla por la situación socioeconómica, esa diferencia promedio desciende a 5 puntos. La persistencia de esta desigualdad “sugiere que existe una relación independiente entre la estructura familiar y las oportunidades de educación” (OCDE, 2013: 64). Esta relación, sin embargo, varía entre países. En algunos, la diferencia desaparece (Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Hungría y Estados Unidos), mientras que en otros se mantiene en un nivel muy alto (19 puntos: Qatar, Jordania, los Emiratos Árabes Unidos y los Países Bajos) o más atemperado (10 puntos: Polonia, Taipei de China, Túnez, Malasia, Grecia, Reino Unido y Japón).

Los estudios basados en los datos del TIMSS-1995 distinguen familias con dos padres biológicos, monoparentales, mixtas (padre/padrastro) y sin ninguno de los padres. 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 familias 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 tales diferencias. Además, esas distancias son mayores en los países donde las familias monoparentales son más frecuentes. Entonces, el efecto negativo de la familia monoparental varía entre países, siendo más débil por ejemplo, en algunos países asiáticos (Park, 2007). Heuveline, Yang y Timberlake (2010) habían llegado a las mismas conclusiones, aunque en un trabajo más reciente (Heuveline, Yang, Weinshenker y Timberlake, 2014) 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) - la distancia entre familias completas y monoparentales se torna no significativa, aunque se mantiene significativa la existente respecto de 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 solo con dos niveles (alumno, país), excluyendo así el nivel escuela, con excepción del estudio de Chiu y Xihua (2008). En consecuencia, ninguno incluye en el análisis la ‘composición’ socioeconómica de la escuela, ni particularmente, la ‘composición’ de estructura familiar del alumnado. Además, no se analizan las posibles interacciones entre configuración familiar y nivel socioeconómico familiar, ni se exploran las posibles variaciones de los efectos de la estructura familiar en los diferentes niveles del sistema educativo.

Un análisis de los datos del SERCE permitió llenar algunos de estos vacíos (Autor). Sus principales conclusiones respecto de los rendimientos en matemática y lectura, fueron que los alumnos pertenecientes a familias completas obtienen puntajes significativamente más altos que los alumnos que viven en familias monoparentales, y aún más distantes respecto de los alumnos que pertenecen a otras estructuras familiares sin ninguno de los dos padres. Estas diferencias fueron más pronunciadas en matemática que en lectura. Se constató también que cuanto mayor fuera la cantidad de personas menores de 18 años en la familia (proxy de cantidad de hermanos), más bajo sería el nivel de desempeño del alumno en ambas asignaturas. Igual resultado debería esperarse a medida que aumenta el número de personas de 18 años o más en la familia. Además, se verificó que existe ‘efecto contextual’ en la escuela, no solo socioeconómico, sino también el referido a la configuración familiar. La proporción de alumnos en la escuela que pertenece a familias monoparentales o con otra estructura, y el promedio del número de hermanos en la escuela tienen un efecto negativo adicional a la simple composición socioeconómica de la escuela. Todas estas distancias y asociaciones se mantuvieron estadísticamente significativas aun después de controlar por los antecedentes académicos del alumno y por el nivel socioeconómico y cultural de su familia.

El objetivo del presente trabajo es someter a contrastación todos esos hallazgos a la luz de los datos producidos por el TERCE. La metodología empleada en el TERCE para producir los puntajes de matemática y lengua no es la misma que la aplicada en el SERCE<sup>4</sup>. Por lo tanto, este objetivo conlleva la pregunta de si los hallazgos se sostienen aun cuando el indicador de logro escolar sea diferente.

## 2. Metodología

El TERCE midió los logros de aprendizajes en lengua, matemática y ciencias naturales de alumnos de sexto grado de la educación primaria de 16 países y el estado mexicano de Nuevo León. Además, se aplicaron cuestionarios al director de la escuela, al docente de los alumnos evaluados, al estudiante (QA6) y a su familia (QF6). El diseño muestral aseguró la representatividad de los alumnos que asistían a escuelas urbanas públicas, urbanas privadas y rurales en cada uno de los países participantes. Para mayores precisiones sobre aspectos técnicos del TERCE, ver LLECE (2015).

### Datos

En las bases distribuidas por el LLECE, se encuentran 64.989 alumnos con resultados en la prueba de matemática y 64.190 alumnos con resultados en la prueba de Lengua, asistiendo a aproximadamente 3.100 escuelas. Las bases correspondientes a los cuestionarios del alumno de 6° (CA6) y de su familia (CF6) contienen 64.282 registros. Sin embargo, se registra una pérdida muy acentuada por no-respuesta en ambos cuestionarios. Por ejemplo, el 24,3% (15.638 registros) de la pregunta referida a la educación del padre en CF6° (preg. n° 9\_1) se reporta como ‘perdido’ o ‘no sé’; la pregunta referida a la cantidad de libros en el hogar (preg. n° 21) contiene el 13% de registros perdidos; todas las preguntas referidas a bienes en el hogar reportan más del 12% (casi 8.000 casos) de respuestas perdidas (Autor).

Dado que el presente artículo analiza las relaciones entre los resultados en las pruebas y algunas características del alumno y su familia incluidas en ambos cuestionarios, la recuperación de esas ausencias de respuestas es de gran relevancia. Para ello, se realizaron dos procedimientos consecutivos de imputación:

(i) cuando el CF6 no está o la respuesta a la pregunta es perdida, se imputa el valor en CA6; es decir, se consideran las informaciones proporcionadas por la familia en primer lugar, y por el alumno cuando aquellas faltan. Ello es posible porque en este artículo se analizan mediciones que están incluidas en ambos cuestionarios, con excepción de una de ellas. La preeminencia del CF6 se basa en la hipótesis de mayor confiabilidad respecto del CA6. Para contrastar esta hipótesis se comparó el

<sup>4</sup> Los resultados de las pruebas del TERCE incluidas en las bases de datos divulgadas por el LLECE no son comparables directamente con las del SERCE, no solo por la diferencias entre las escalas de puntaje utilizadas en ambos relevamientos (SERCE: media =500 puntos y desviación estándar = 100; TERCE: media = 700 y desviación estándar = 100), sino también por otros criterios específicos, en particular el uso de la técnica de valores plausibles y la inclusión de covariables para estimar esos valores.

grado de eficacia explicativa de cada uno de los indicadores homólogos construidos con ambos cuestionarios;

(ii) dado la alta segmentación socioeconómica de los sistemas educativos en América Latina (Autor), a las respuestas perdidas no recuperadas por (i), se les imputa el valor promedio de la escuela a la que asiste el alumno.

Finalmente, sólo se incluyen los casos donde se cuenta con las mediciones de estructura familiar. Además, se consideran escuelas con 5 o más alumnos evaluados. Con estas restricciones, el archivo analizado de matemática contiene 54.607 alumnos en 2684 escuelas, y el de lectura asciende a 55.191 alumnos en 2.674 escuelas.

## Variables dependientes

Son los puntajes de las pruebas de matemática y de lectura, estimados con base en el modelo de Rasch y utilizando la técnica de valores plausibles. El promedio de la escala de puntaje se sitúa en referencia el puntaje promedio regional (700 puntos)

## Variables independientes

### Configuración familiar

Se compone de dos dimensiones: estructura familiar y tamaño familiar.

*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, debiendo responder 'Sí' o 'No' en cada caso (QF6). El cuestionario del alumno (QA6) contiene las mismas preguntas, con una excepción: 'otros familiares' se especifica como 'tíos' y 'abuelos'. No se distingue entre padre biológico o padrastro, ni entre casados o convivientes<sup>5</sup>. Con base en ello, fue posible construir las siguientes categorías de estructura familiar:

<b>FC</b>	Familia completa: vive con los dos padres. Incluye 'familia nuclear', 'familia extensa' y 'familia ensamblada' (padrastro o madrastra);	Sí = 1; No = 0 (Variable "base")
<b>FMM</b>	Familia monoparental madre (madre, sin padre)	Sí = 1; No = 0
<b>FMP</b>	Familia monoparental padre (padre, sin madre);	Sí = 1; No = 0
<b>OEF</b>	Otra estructura familia: vive con 'algún hermano' u 'otros familiares', sin madre ni padre ;	Sí = 1; No = 0

*Tamaño familiar, con dos dimensiones:*

<b>NH</b>	Número de hermanos. El QA6 interroga acerca de cuántas personas menores de 18 años viven en el hogar, lo cual permite construir una medición proxy de la cantidad de hermanos. Cuando NH es missing y la familia declara que el alumno 'Sí' vive con hermanos, entonces, NH = 1.
<b>NP</b>	Número de personas de 18 años o más. Este indicador, junto con NH, completa la medición del tamaño familiar.

*Género y antecedentes académicos*

<b>Repite</b>	El alumno ha repetido algún grado.	Sí = 1; No = 0
<b>Edad</b>	Edad en años	10 o menos – 15 o más
<b>Sexo</b>	Sexo del alumno	varón = 1; mujer = 0

<sup>5</sup> En la pregunta 1 del cuestionario se pide la relación del respondiente con el niño. Una de las categorías es "Soy la pareja del padre o madre". Sin embargo, esta categoría acumula solo el 2,5% del total de cuestionarios y por tanto, no puede ser usada en los análisis desarrollados en este trabajo.

---

### Nivel socioeconómico familiar

<b>Bienes</b>	Suma de 8 bienes en el hogar	No= 0; ...; 3 = 3 o más
<b>Servicios</b>	Suma de 7 servicios en el hogar	Sí = 1; No = 0
<b>Educación</b>	Suma de la educación del/de los padre/s	
<b>Libros</b>	Cantidad de libros en el hogar	Ninguno = 0 a más de 50 = 6

### Contextos escolares.

---

Los indicadores de contexto ('composición') se definen como el promedio-escuela de cada uno de los indicadores individuales del alumno.

---

## 3. Técnica de análisis.

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.

## 4. 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 el/los conjunto/s precedente/s. La secuencia adoptada es la siguiente:

- a) configuración familiar (Modelo 1);
- b) antecedentes académicos, edad y género. (Modelo 2);
- c) nivel socioeconómico familiar (Modelo 3);
- d) contexto académico y demográfico escolar (Modelo 4);
- e) contexto de configuración familiar (Modelo 5);
- f) contexto socioeconómico (Modelo 6).

Finalmente, se analizan (i) la posible interacción entre nivel socioeconómico y estructura familiar, y (ii) la aleatoriedad del efecto de la estructura familiar. Se adopta  $\text{prob.} \leq 0.001$  como criterio de significación estadística y para ello se utiliza el test de hipótesis anidada ( $X^2$  log likelihood).

## 5. Resultados<sup>6</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, sin ningún predictor. En el Cuadro 1 se exponen los resultados obtenidos, junto con los calculados con los datos del SERCE (Autor). Las estimaciones de ambos estudios muestran que las escuelas difieren notablemente entre sí respecto del promedio alcanzado por sus alumnos dentro de los países, pero al mismo tiempo, se constata un fuerte aumento de esta variación en las pruebas aplicadas por el TERCE. Las diferencias entre los alumnos dentro de la escuela en los puntajes de matemática pasan de representar casi el 54% en el SERCE a menos del 40% en el TERCE. Algo similar sucede con lengua, aunque con menor intensidad<sup>7</sup>. En resumen, los datos y la metodología aplicada por el TERCE han producido un aumento de la estimación del efecto ‘bruto’ de la escuela en relación a lo estimado con los datos del SERCE.

**CUADRO 1. Coeficientes de Modelos ‘vacíos’ multinivel – Matemática y Lengua**

Niveles	SERCE*		TERCE**	
	Matemática	Lengua	Matemática	Lengua
País	21,7	17,6	28,5	17,5
Escuela	24,4	24,0	31,6	35,5
Alumno	53,9	58,4	39,9	47,0
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

\* Autor; \*\* Cálculo del autor

### Modelos explicativos.

*Estructura familiar.* Inicialmente se incluyeron las tres variables ‘mudas’ correspondientes y se recalcularon los coeficientes del modelo ‘vacío’ inicial (Cuadro 2). No existen diferencias significativas entre las estimaciones de FMP y OEF, particularmente en matemática. Dado estos resultados y que además, el porcentaje de casos en FMP es minúsculo (alrededor del 5%), en el análisis subsecuente esta categoría se agrega a OEF.

**CUADRO 2. Coeficientes multinivel de indicadores de estructura familiar – Matemática y Lengua**

Indicadores	Matemática	Lengua
FMM	-5,35	-4,00
FMP	-10,09	-12,37
OEF	-10,67	-10,15

Cálculo del autor.

En los Cuadros 3 (matemática) y 4 (lengua) se presentan los coeficientes de las variables de estructura familiar (M1), re-estimados de acuerdo a la modificación apuntada anteriormente, junto con ambas variables de tamaño familiar.

<sup>6</sup> Los resultados completos de todos los modelos, finales o intermedios, pueden solicitarse al autor.

<sup>7</sup> Estas estimaciones dependen en gran medida, de la cantidad de unidades del nivel correspondiente. Con los datos de PISA y 18 países Hampden-Thompson (2013) estima en 8% la variación entre países en matemática, mientras que Chiu y Xihua (2008) la estima en 31% con 41 países.

**CUADRO 3. Coeficientes de Modelos multinivel – Matemática (N = 54.607; escuelas= 2.684)**

Variables y Varianzas	Modelos multinivel					
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Intercepto	713,9	712,9	713,3	714,6	714,3	714,8
<i>Estructura familiar</i>						
Madre	-5.80*	-3.99*	-2.58*	-2,65*	-2,20*	-2,45*
Otra estructura familiar	-9.80*	-7.79*	-6.27*	-6,29*	-5,80*	-6,00*
Personas menores de 18 años	-3.44*	-2.91*	-0.54	---	---	---
Personas de 18 años o más	-7.82*	-7.14*	-4.84*	-4,78*	-4,39*	-4,75*
<i>Antecedentes del alumno</i>						
Repetición escolar		-27.4*	-24.6*	-23,1*	-23,2*	-23,8*
Edad		-2.81*	-1.40*	-1,12*	-1,16*	-1,23*
Varón		14.4*	14.4*	14,2*	14,4*	14,4*
<i>Origen social familiar</i>						
Servicios en el hogar			5.99*	5.14*	5.16*	3.57*
Bienes pc en el hogar			6.80*	6.29*	6.84*	5.90*
Libros en el hogar			8.28*	8.08*	8.23*	7.63*
Nivel educativo familiar			10.4*	9.60*	9.53*	7.48*
<i>Contexto académico y género</i>						
Repitentes				-17.6*	-15.0*	-3.77*
Varón				1.36	---	---
<i>Contexto configuración familiar</i>						
Familia monoparental u otra					-5.24*	-3.06*
Personas 18 años o más					-6.41*	-2.16
<i>Contexto socioeconómico</i>						
Servicios						5.47*
Bienes						10.6*
Educación familiar						6.40*
Libros						5.58*
<i>Varianza (%) explicada por niveles</i>						
País	8,6	13,2	30,0	40,5	50,4	57,2
Escuela	6,6	16,3	50,9	58,2	60,2	68,3
Alumnos	1,7	5,6	8,3	8,5	8,5	8,6

**CUADRO 4. Coeficientes de Modelos multinivel – Lectura (N = 55.191; escuelas = 2962)**

Variables y Varianzas	Modelos multinivel				
	M1	M2	M3	M4	M5
Intercepto	711.4	723.2	724.1	725,0	725,5
Estructura familiar					
Madre	-4.63*	-2.74*	-0,94	---	---
Otra estructura familiar	-9.77*	-6.43*	-4,64*	-4.31*	-4,33*
Personas menores de 18 años	-5.98*	-5.27*	-3.02*	2.94*	-3,02*
Personas de 18 años o más	-9.35*	-8.33*	-6.16*	-6.16*	-6,37*
Antecedentes del alumno					
Repetición escolar		-35.1*	-31.8*	-30.1*	-31,2*
Edad		-2.44*	-0.71	---	---
Varón		-8.28*	-8.28*	-8.41*	-8,36*
Origen social familiar					
Servicios en el hogar			9.31*	8.43*	5.83*
Bienes pc en el hogar			6.24*	6.00*	4.56*
Libros en el hogar			9.93*	9.72*	9.13*
Nivel educativo familiar			13.6*	12.7*	9.78*
Contexto académico y género					
Repitentes				-18.2*	-4.15*
Varón				0.25	---
Contexto socioeconómico (promedios)					
Servicios					11.5*
Bienes					10.8*
Educación familiar					3.62*
Libros					6.14*
Contexto configuración familiar					
Familia monoparental u otra					
Personas 18 años o menos					
Varianza ( %) explicada por niveles					
País	14,1	18,6	43,7	51,8	70,7
Escuela	8,7	21,1	65,7	72,5	81,9
Alumnos	2,4	7,0	10,5	10,7	10,9

Los alumnos que pertenecen a FMM obtienen puntajes significativamente menores que los alumnos que viven en FC. Esta diferencia es más pronunciada en matemática (-5,80) que en lectura (-4,63). El efecto de vivir en OEF es acentuadamente mayor: -9,80 en matemática y -9,77 en lengua.

Adicionalmente, a mayor NH, más bajo será el nivel de desempeño del alumno, tanto en matemática (-3.44) como en lectura (-5.98). El efecto negativo de NP se muestra aún más extremo. Con excepción de esta última constatación, las relaciones entre las estimaciones son similares a las detectadas con los datos del SERCE.

El conjunto de estos indicadores ha 'explicado' el 6,6% y el 8,7% de las varianzas en el nivel de escuela en matemática y lengua, respectivamente, mientras que en el nivel alumno, la eficacia explicativa del modelo es diminuta. Es decir, estos indicadores individuales del alumno poseen mayor efecto en los niveles agregados del sistema educativo (escuela, país), reflejando cierto grado de segmentación institucional y por países respecto de estas estructuras familiares.

*Antecedente académico y características demográficas del alumno (Modelo 2).* La repitencia de grado y la edad del alumno, indicador de desfase etario y por tanto, *proxy* de antecedentes de desempeño escolar del alumno, se asocian significativamente con los resultados en ambas pruebas. Además, la diferencia de rendimiento promedio de los varones respecto del obtenido por las mujeres, es significativamente superior en matemática (14,4) e inferior en lengua (-8,28).

La inclusión del sexo y de ambos indicadores *proxy* de nivel académico precedente, produce una disminución de las distancias de rendimiento de FMM y OEF respecto de FC, aunque ambas continúan siendo altamente significativas. También los coeficientes de los indicadores de tamaño de la familia disminuyen, aunque más suavemente.

*Nivel socioeconómico familiar (Modelo 3).* Todos los coeficientes correspondientes a los indicadores de 'capital económico' y 'capital cultural' de las familias resultan altamente significativos, aun cuando están actuando conjuntamente. Entonces, a más alto nivel económico o nivel cultural familiar, más alto será el desempeño del alumno en ambas disciplinas, siendo tales efectos más pronunciados en lectura que en matemática.

Las distancias negativas de los promedios de rendimiento de los alumnos en FMM o en OEF, respecto de las FC, disminuyen notablemente en ambas asignaturas. De hecho, FMM se torna no significativo en lengua. Entonces, gran parte del efecto de la estructura familiar está relacionado con las condiciones socioeconómicas de la familia del alumno, aunque ello es particularmente más intenso en FMM.

Los coeficientes de NH y NP también disminuyen visiblemente, pero el primero lo hace de forma más acentuada, al punto de tornarse no significativo en matemática. Entonces, los efectos de pertenecer a FMM y la cantidad de hermanos tienden a disminuir notablemente cuando se considera el nivel socioeconómico familiar, mientras que OEF y NP parecen adicionar un efecto negativo significativo al de las condiciones socioeconómicas familiares.

En resumen, si bien en términos generales la configuración familiar tiene efecto aditivo propio, más allá del ejercido por los antecedentes académicos y por el origen social del alumno, la magnitud de tal efecto varía según sea el aspecto de la configuración considerado.

Las variables de este modelo explican 30,0%, 50,9% y 8,3% de las varianzas de los puntajes de matemática en los niveles país, escuela y alumno, respectivamente. En lectura, esos porcentajes son aún más elevados, 43,7%, 65,7% y 10,5%, respectivamente. Esta eficacia explicativa de los indicadores de configuración familiar y nivel socioeconómico familiar es notablemente más elevada que las detectadas con los datos del SERCE (Autor). La disminución abultada de la varianza en el nivel escuela basada en características del alumno individual revela una fuerte segmentación socioeconómica y de configuración familiar en el sistema educativo de los países de la región.

*El contexto académico de la escuela (Modelo 4).* Los indicadores de contexto académico y sexo se incorporan al modelo anterior y se recalculan los coeficientes. Solo el primero resulta significativo. Entonces, no solo los antecedentes académicos del alumno individual predicen el nivel de rendimiento, sino que también el contexto académico de la escuela es un predictor ajustado: de dos alumnos repitentes, el que concurra a una escuela con una proporción mayor de alumnos repitentes tenderá a obtener más bajo desempeño en ambas pruebas.

Solo los coeficientes relativos al origen social del alumno acusan descensos, aunque sumamente débiles. Entonces, esta dimensión del contexto académico tiene un peso propio y significativo en la explicación de las desigualdades en los resultados de ambas pruebas. De hecho, su consideración ha producido un descenso importante de la "varianza residual": en lengua, la eficacia explicativa pasa de 65,7% (Modelo 4) a 72,5%; y en matemática, asciende de 50,9% a 58,2%.

*Contexto de configuración familiar (Modelo 5).* Con fines de simplicidad, en este modelo se incluyen dos mediciones de ‘composición’: la proporción de alumnos en familias MPM u OEF, y el promedio de NP, indicador que resultara significativo en ambas disciplinas. Ambos resultan significativos. Existe entonces, ‘efecto contextual’ significativo de esta dimensión del contexto escolar – configuración familiar - sobre el logro en ambas asignaturas. Se infiere que de dos alumnos, ambos de familias donde alguno o ambos padres están ausentes (FMM+OEF) y de similar origen social y antecedentes académicos, aquel que concurra a una escuela donde la proporción de alumnos en FMM+OEF o el promedio de NP sea mayor, tendrá mayor probabilidad de obtener rendimientos más bajos en ambas asignaturas.

La capacidad explicativa de este modelo es más notable en el nivel país, particularmente en matemática, donde aumenta en 10 puntos porcentuales (de 40,5% a 50,4%). También en esa materia es mayor la cantidad de varianza explicada por este modelo.

*Contexto socioeconómico de la escuela (Modelo 5).* Todos los coeficientes de los indicadores socioeconómicos referidos al grupo de alumnos evaluados en la escuela, resultan altamente significativos. 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. Simultáneamente, se observa una disminución de los coeficientes de los indicadores socioeconómicos del alumno individual, indicando que sus valores anteriores expresaban, en parte, el efecto contextual.

Respecto del contexto de configuración familiar, el nivel de significación del coeficiente de NP descienden a 1% en ambas asignaturas, mientras FMM+OEF se mantiene altamente significativo, o sea, respecto de este último se confirma la presunción de efecto propio significativo, mientras que en el primero solo persistirían indicios leves de esa asociación.

Al incluir los indicadores de composición socioeconómica, el modelo resultante aumenta notoriamente la capacidad explicativa: en matemática, cerca del 70% de la varianza entre-escuelas ha sido explicada; en lengua, ese porcentaje sobrepasa al 80%. En el nivel país, esos porcentajes son 57,2% y 71,7%, respectivamente. Finalmente, procesamiento no mostrados permitieron constatar que si se modelan los indicadores socioeconómicos agregados por país (‘composición país’), la varianza en ese nivel deja de ser significativa, es decir, las desigualdades entre los países es explicada totalmente por estos tipos de indicadores.

*Interacción origen social-estructura familiar.* Se incluyen los términos multiplicativos que indican interacción entre origen social del alumno y estructura familiar. Dado que en lengua el término FMM resulta no significativo a partir del Modelo 4, la interacción se define en relación a OEF; en matemática, en cambio, se define agregando las dos categoría (variable *dummy*: FMM+OEF = 1). Los resultados se presentan en el Cuadro 5. En matemática, la hipótesis de interacción parece corroborada, mientras que en lengua, los resultados son más ambiguos: sólo el término interactivo con ‘libros en el hogar’ presenta una probabilidad cercana al 1 por mil.

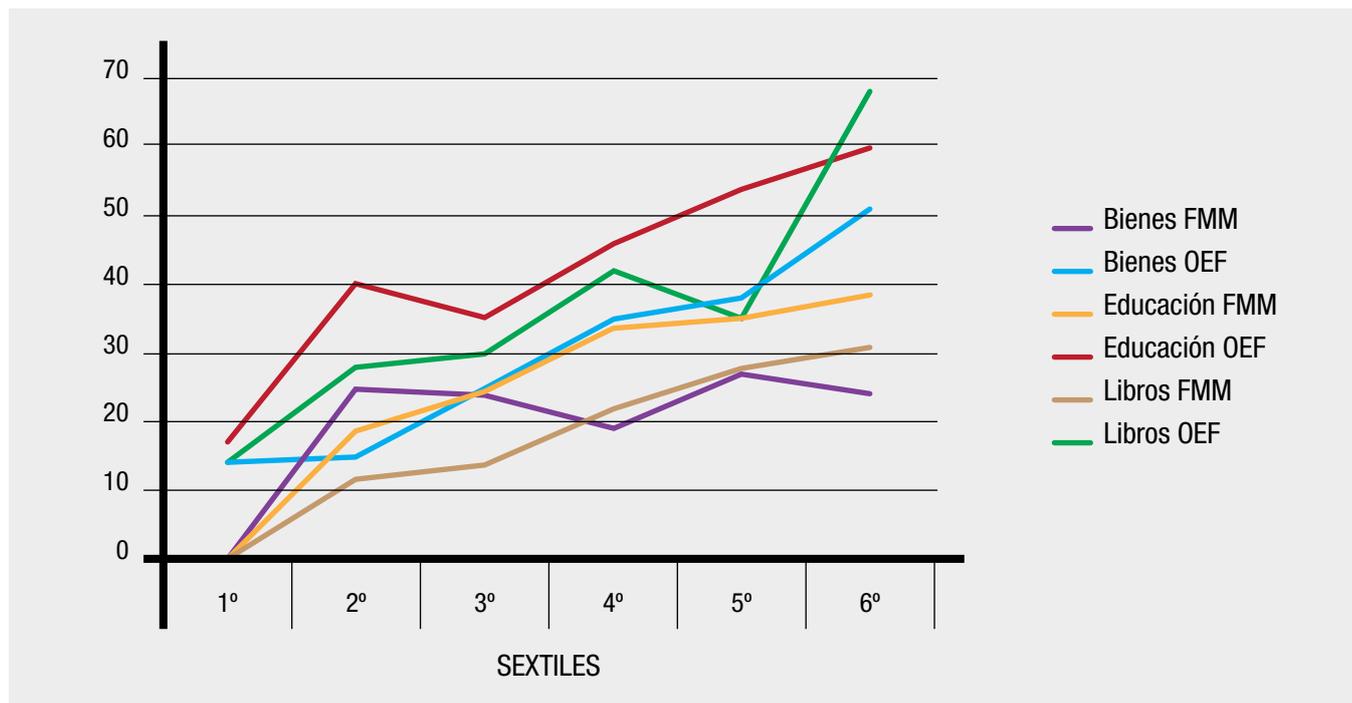
**Cuadro 5. Coeficientes de términos interactivo y probabilidad asociada.**

Indicadores	Matemática			Lengua		
	Coeficiente	X <sup>2</sup> *	Prob.	Coeficiente	X <sup>2</sup>	Prob.
Bienes	-1.553	8.126	0.0044	-1.776	5.678	0.0172
Educación	-1.985	13.102	0.0003	-1.405	3.687	0.0552
Libros	-1.986	13.389	0.0003	-2.033	8.355	0.0038

\*Likelihood ratio chi-square statistic

Dada la definición de las variables involucradas y el signo de los coeficientes estimados, se infiere que origen social y puntaje en matemática se asocian más intensamente en FC que en las otras estructuras familiares. En el Gráfico 1 se observa que la distancia entre los puntajes promedio de ambas estructuras familiares es más acentuada entre las familias más aventajadas que entre las familias más pobres, donde tiende a desaparecer.

**Gráfico 1. Diferencias porcentuales de rendimiento promedio entre estructuras familiares, según bienes familiares, educación y libros**



\*Elaboración del autor con base en los datos del TERCE

*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 de tal efecto, en el modelo “vacío” inicial se introduce la variable *dummy* FMM+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 de este reprocesamiento<sup>8</sup> para matemática. En el nivel país, los resultados indicaron que la covarianza rendimiento promedio/efecto de FMM+OEF (-116.166) es no significativa mientras que la varianza del efecto de FMM+OEF (14.258) es significativa al 5% (prob. = 0.0437). Entonces, existen indicios muy leves de variación del efecto de la estructura familiar sobre el rendimiento en el conjunto de países estudiados.

En el nivel escuela, la covarianza entre el efecto de FMM+OEF y el puntaje promedio de la escuela (-112.973) resulta significativa (prob. = 0.0024). La variación de ese efecto entre las escuelas (prob. = 0.0126) es más débil, aunque más nítido respecto que en el nivel país. En general, entonces, la capacidad para compensar los efectos negativos de ciertas estructuras familiares variaría levemente entre países y 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 FMM+OEF y el signo (-) de la covarianza, se infiere que las varianzas de los puntajes de matemática en FMM+OEF son menores que las correspondientes a las FC, es decir, los alumnos de FMM+OEF se asocian a rendimientos más bajos y homogéneos.

En lectura se observa una variación entre-país más intensa (prob. = 0.0272) que en matemática, pero por otro lado, la variación del efecto de la estructura familiar entre-escuela es más significativa en matemática que en lengua (prob. = 0.0339). Finalmente, la covarianza entre el efecto de OEF y el puntaje promedio de la escuela (-151.685) resulta más intenso en lengua (prob. = 0.0013) que en matemática. Se mantiene la conclusión acerca de la mayor homogeneidad de los rendimientos de los alumnos en OEF, comparados con los de familias completas (FC).

En general, las estimaciones expuestas son convergentes con las estimaciones realizadas con los datos del SERCE, con una excepción: tanto en matemática como en lengua: el TERCE detectó mayor variación ‘entre-escuela’ de la brecha de puntaje

<sup>8</sup> Los coeficientes y errores estándar completos de este modelo se pueden solicitar al autor.

entre estructuras familiares. En parte, ello podría ser consecuencia de la mayor variabilidad de los promedios de ambas asignaturas en el nivel escuela (ver Cuadro 1).

Todos estos modelos aleatorizados se reprocesaron con todas las variables de “control” incluidas en el Modelo 6. Resultados no mostrados aquí indicaron que en todos ellos, los diversos coeficientes aleatorios de los niveles país y escuela en lectura descendieron notablemente. Entonces, en gran medida, las variaciones detectadas se relacionan con las variables socioeconómicas y académicas consideradas.

## 6. Conclusiones

En este estudio, 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.

1. De acuerdo a las estimaciones “brutas”, sin condicionamiento de las variables de “control”, existe una brecha significativa de desempeño entre los alumnos en las diferentes configuraciones familiares. Los alumnos de familias completas (FC) obtienen puntajes promedios significativamente más altos que los del resto de los alumnos. Una constatación llamativa es que los rendimientos promedio de los alumnos en familia monoparental de padre (FMP) son similares a de los alumnos sin ningún padre (OEF) y muy inferiores a los de alumnos en familia monoparental de madre (FMM). Además, a mayor número de hermanos (NH) y/o de personas mayores (NP) viviendo en el hogar, más bajo será el nivel de desempeño del alumno en ambas materias, siendo el último el de mayor efecto. Finalmente, se detectaron fuertes indicios de efecto contextual negativo de la escuela: cuanto mayor sea la proporción de alumnos que no pertenecen a FC y/o el promedio escolar del número de personas en la familia, mayores serán las probabilidades de obtener rendimientos más bajos en ambas asignaturas.

2. Dado que las variables de configuración familiar pueden asociarse con otras variables antecedentes que afectan al rendimiento, las anteriores estimaciones “brutas” podrían estar expresando parcial o totalmente sus efectos. Para superar los posibles sesgos, las diferencias entre configuraciones familiares se ha controlado por algunas variables que evidentemente están correlacionadas con los puntajes de las pruebas. Como resultado, todos los coeficientes de configuración familiar disminuyen acentuadamente, indicando que las estimaciones iniciales expresaban en parte, el efecto de aspectos incluidos en las variables de “control”. No obstante, la mayoría de los coeficientes mantienen significación estadística. La pertenencia a OEF y el NP podría estar adicionando un efecto negativo significativo sobre los puntajes en ambas pruebas. Lo mismo sucede con FMM en matemática y el NH en lengua. Por otro lado, los coeficientes correspondientes a la diferencia de rendimiento en lengua entre los hijos en FMM y FC, y a la asociación entre NH y rendimiento en matemática, se tornan no significativos, indicando que lo encontrado inicialmente se debía totalmente a factores precedentes asociados. Estas dos últimas excepciones no son convergentes con las encontradas con los datos del SERCE y por tanto, deberían aceptarse con cierto recaudo.

3. La proporción de alumnos de la escuela que no provienen de FC, predice más bajos promedios de rendimiento en la escuela. Si bien este factor se confunde en parte con el efecto de la composición socioeconómica de la escuela, tiene un efecto propio y específico. Con el promedio de NP en la escuela también se detecta efecto contextual propio, pero en un nivel de significación más tenue (1%).

4. El análisis de aleatoriedad permitió detectar, la existencia de indicios muy débiles de variación entre los países respecto de la distancia entre los rendimientos promedio de los alumnos en FC y los de alumnos en otras estructuras familiares. Entre las escuelas, esas variaciones son más intensas, particularmente en matemática. Entonces, existirían desigualdades institucionales en la capacidad para compensar los efectos negativos de ciertas estructuras familiares. Finalmente, dentro de la escuela, los alumnos que no provienen de FC se asocian a rendimientos más bajos y más homogéneos en ambas disciplinas.

5. El TERCE permitió detectar variaciones de los rendimientos promedio de las escuelas mayores a los verificados con los datos del SERCE. Es razonable hipotetizar que, al menos en parte, la aplicación de la metodología adoptada por el TERCE para el cálculo de los puntajes de las pruebas habría permitido develar una mayor importancia del efecto escuela “bruto” en la distribución de los aprendizajes. Esto también explicaría la mayor variabilidad de los rendimientos promedio de las escuelas, señalada en el punto anterior.

Sin embargo, al condicionar esas variaciones por el conjunto de las variables de “control” y las referidas a la configuración

familiar, la variación 'entre-escuelas' disminuye casi el 70% en matemática y más del 80% en lengua. Entonces, cuando se descuenta el efecto causado por factores extra-escolares, solo 10% y 6,4% de la varianza total de los puntajes de matemática y de lectura, respectivamente, podrían ser de 'responsabilidad' de la escuela (efecto escuela neto). Ello es compatible con el alto grado de segmentación socioeconómica de la red de instituciones escolares acusada por los datos. En el nivel país, si a este modelo de ajuste se le agregan indicadores de composición socioeconómica de los países, las diferencias entre países dejan de ser significativas, es decir, son explicadas totalmente por esos factores extra-escolares.

El "control" por algunas de las variables disponibles en el TERCE, ha permitido estimar la posible extensión máxima del efecto de la configuración familiar así como del efecto de la institución escolar en la distribución de los desempeños escolares. Sin embargo, ambos valores máximos pueden expresar el efecto de otros factores no observados. Es decir, las diferencias de puntajes en la pruebas por configuración familiar podrían ser la manifestación del efecto de otras variables del alumno o su familia, diferente a la configuración familiar.

Manteniendo en mente estas limitaciones, es razonable preguntarse sobre las posibles causas de la relación entre estructura familiar y logro escolar. Revisiones recientes de la literatura (Amato 2010; Brown, 2010) han sistematizado las posibles respuestas. En primer lugar, el nivel socioeconómico, uno de los principales predictores del logro escolar, tiende a ser más bajo en los hogares monoparentales que en las familias completas. En segundo lugar, los niños en familias monoparentales tienen menor probabilidad de contar con ciertos tipos de recursos proporcionados por los padres y necesarios para un mejor aprendizaje (ej. apoyo emocional, estímulos, ayuda diaria en actividades escolares, supervisión de la actividad escolar), los cuales podrían actuar como mediadores del efecto negativo del nivel socioeconómico (Heuveline 2014). En tercer lugar, la mayoría de los niños en familias monoparentales ha experimentado la interrupción de las uniones de sus padres, precedidas por períodos de inestabilidad con consecuencias negativas en la capacidad de aprendizaje. Además, la relación padre-hijo en familias monoparentales puede causar problemas emocionales y de comportamiento del niño por ausencia de un modelo a seguir de acuerdo al género (Buckingham, 1999; Rich, 2000). Finalmente, algunos estudios empíricos han encontrado que 'padres solos' se involucran menos en la crianza y en las actividades de la escuela (Dufur et al., 2010) y son menos propensos al seguimiento del comportamiento del niño (Biblarz y Stacey, 2010), que las 'madres solas', lo cual explicaría por qué los alumnos en FMM obtienen más alto puntaje que los provenientes de FMP.

Adicionalmente, se ha propuesto que los miembros de la familia pueden proveer o pueden competir por los recursos, reduciendo los recursos disponibles para el niño, ocasionando más bajos logros (Chiu, 2007). Entonces, a mayor tamaño familiar o cantidad de hermanos (Downey, 2001), menor rendimiento, particularmente cuando los hermanos son mayores (Chiu, 2007). Los resultados del presente estudio son compatibles con esta 'hipótesis de la dilución de recursos'.

Además, los datos del TERCE indican que NH y NP son predictores independientes del rendimiento, sin superposición relevante con el efecto de la estructura familiar. Pero por otra parte, se constató que NH cumpliría un papel de intermediación del efecto del nivel socioeconómico, mientras que la mayor parte del efecto de NP sería adicional al del nivel socioeconómico.

Los datos del TERCE han confirmado la incidencia dominante de los factores extra-escolares sobre el nivel de aprendizaje de los alumnos, y la fuerte segmentación de los sistemas educativos de los países incluidos, no solo socioeconómica y académica sino también por estructura familiar. Ello indica que las políticas y programas educativos solo serán efectivos si con antelación o simultáneamente, se implementan programas sociales capaces de reducir el efecto de tales factores extra-escolares.

En relación a la configuración familiar, los resultados aconsejan trabajar en dos frentes. Por una parte, promover investigaciones que permitan identificar procesos específicos relacionados con la estructura familiar y que producen diferencias significativas en los niveles de aprendizaje. Por otra parte, y posiblemente con base en resultados de tales investigaciones, identificar los modos en que las políticas socio-educativas pueden aminorar los efectos negativos verificados. Hacen parte de esta línea la inclusión de la capacitación de las escuelas para la identificación del problema y su tratamiento, aumentando así la probabilidad de obtener mejores aprendizajes.

## Referencias Bibliográficas

- Amato, P. (2001). Children of divorce in the 1990s: an update of the Amato and Keith (1991) meta-analysis. *Journal of Family Psychology*, 15(3), 355-370.
- Amato, P. (2010). Research on divorce: continuing trends and new developments. *Journal of Marriage and Family*, 72 (3), 650-666.
- Amato, P. y Keith, B. (1991). Parental divorce and adult well-being: a meta-analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 53 (1), 43-58.
- Amato, P., Patterson, S. y Beattie, B. (2015). Single-parent households and children's educational achievement: A state-level analysis. *Social Science Research*, 53, 191-202.
- Bankston, C. y Caldas, S. (1998). Family structure, schoolmates, and racial inequalities in school achievement. *Journal of Marriage and the Family*, 60 (3), 715-723.
- Biblarz, T. y Stacey, J. (2010). How does the gender of parents matter? *Journal of Marriage and Family*, 72 (1), 3-22.
- Brown, S. (2010). Marriage and child well-being: research and policy perspectives. *Journal of Marriage and Family*, 72 (5), 1059-1077.
- Buckingham, J. (1999). The puzzle of boys' educational decline: a review of the evidence. *Issue Analysis*, 9.
- 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*, 46(2), 297-318. DOI: 10.1016/j.soscij.2008.12.009.
- Cheung, A. y Park, H. (2016). Single Parenthood, Parental Involvement and Students' Educational Outcomes in Hong Kong. *Marriage & Family Review*, 52(1-2), 15-40. DOI: 10.1080/01494929.2015.1073650.
- Chiu, M. M. (2007). Families, economies, cultures and science achievement in 41 countries: country, school, and student level analyses. *Journal of Family Psychology*, 21(3), pp. 510-519.
- Chiu, M. M. y Xihua, Z. (2008). Family and motivation effects on mathematics achievement: Analyses of students in 41 countries. *Learning and Instruction*, 18 (4), 321-336.
- Considine, G. y Zappalà, G. (2002). The influence of social and economic disadvantage in the academic performance of school students in Australia. *Journal of Sociology*, 38(2), 129-148. DOI: 10.1177/144078302128756543
- 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*, 15(3), 156-170. DOI: 10.1080/10888691.2011.587721
- Downey, D. (1994). The school performance of children from single-mother and single-father families: economic or interpersonal deprivation? *Journal of Family Issues*, 15 (1), 129-147.
- Downey, D. (2001). Number of siblings and intellectual development: The resource dilution explanation. *American Psychologist*, 56(6-7), 497-504.
- Dufur, M. et. Al. (2010). Sex differences in parenting behaviors in single-mother and single-fatherhouseholds. *Journal of Marriage and Family*, 72 (5), 1092-1106.
- Fomby, P. y Cherlin, A. (2007). Family instability and child well-being. *American Sociological Review*, 72 (2), 181-204.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel Models in Educational and Social Research*. London: Griffin.
- Hampden-Thompson, G. (2009). Are two better than one? A comparative study of achievement gaps and family structure. *Compare*, 39(4), 513-529.
- Hampden-Thompson, G. (2013). Family policy, family structure, and children's educational achievement. *Social Science Research*, 42 (3), 804-817.

- 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*, 72 (5), 1362–1376.
- Heuveline, P. et. Al. (2014). *Single-Parenting “Pathology” not Required: Differences in Time and Money Explain Educational Achievement Gaps*. PWP-CCPR-2014-006. On-Line Working Paper Series: California Center for Population Research. <http://papers.ccpr.ucla.edu/papers/PWP-CCPR-2014-006/PWP-CCPR-2014-006.pdf>
- Hofferth, S. (2006). Residential father type and child well-being: Investment versus selection. *Demography*, 43 (1), 53–77.
- LLECE (2015). *Informe de resultados. Logros de aprendizaje*. Santiago de Chile: OREALC/UNESCO.
- Marks, G. (2006). Family size, family type and student achievement: Cross-national differences and the role of socioeconomic and school factors. *Journal of Comparative Family Studies*, 37(1), 1–24.
- Martin, M. (2012). Family structure and the intergenerational transmission of educational advantage. *Social Science Research*, 41 (1), 33–47.
- McLanahan, S. (1985). Family structure and the reproduction of poverty. *American Journal of Sociology*, 90, 873–901.
- McLanahan, S. y Percheski, C. (2008). Family structure and the reproduction of inequalities. *Annual Review of Sociology*, 34, 257–276, DOI: 10.1146/annurev.soc.34.040507.134549
- McLanahan, S.; Tach, L. y Schneider, D. (2013). The causal effects of father absence. *Annual Review of Sociology*, 39, 399–427. DOI: 10.1146/annurev-soc-071312-145704
- Park, H. (2007). Single parenthood and children’s reading performance in Asia. *Journal of Marriage and Family*, 69 (3), 863–877.
- Pong, S.-L. (1997). Family structure, school context, and eighth-grade math and reading achievement. *Journal of Marriage and Family*, 59, 737–746.
- Pong, S.-L. (1998). The school compositional effect of single parenthood on 10th-grade achievement. *Sociology of Education*, 71, 23–42.
- Pong, S.-L.; 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*, 65 (3), 681–699.
- Rich, A. (2000). Beyond the Classroom: How Parents Influence their Children’s Education. *CIS Policy Monograph*, 48.
- Scott, M. et. Al. (2013). Two, One, or No Parents? Children’s Living Arrangements and Educational Outcomes around the World. *World Family Map 2013; Mapping Family Change and Child Well-Being Outcomes*, pp. 48-71 .
- 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*, 46 (6–7), 445–467.
- Zimiles, H. y Lee, V. (1991). Adolescent family structure and educational progress. *Developmental Psychology*, 27 (2), 314–320.
- Xu, J. (2008). Sibship size and educational achievement: The role of welfare regimes cross-nationally. *Comparative Education Review* 52(3), 413–427.

**Fecha de recepción:** 15/8/2017

**Fecha de aprobación:** 22/11/2017