

GÉNERO, ESCUELA Y LOGRO ESCOLAR EN MATEMÁTICA Y LENGUA DE LA EDUCACIÓN MEDIA

Estudio exploratorio basado en un modelo multinivel bivariado

RUBÉN CERVINI / NORA DARI

Resumen:

En este trabajo se analizan los efectos del género sobre el logro del alumno en lengua y matemática del último año de la escuela secundaria en Argentina. Se utiliza el Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario-1998, realizado por el Ministerio de Cultura y Educación. La base de datos analizada contiene 131 mil 714 estudiantes de 2 mil 373 escuelas de 20 estados. El uso de modelos multinivel bivariados permitió establecer que el género afecta la distribución de logros, aun después de controlar los antecedentes del alumno y la composición de la escuela. Se encuentran evidencias de variación sistemática en la magnitud de las diferencias de género en el logro educativo a lo largo de los niveles socioeconómicos de alumnos y de escuelas. Se encontró que la escuela afecta las diferencias entre género. El efecto género varía entre las escuelas.

Abstract:

This study analyzes the effects of gender on student achievement in language and mathematics in the last year of secondary school in Argentina. Use is made of the 1998 National Census of Secondary School Completion, prepared by the Ministry of Culture and Education. The analyzed database contains 131,714 students from 2,373 schools in twenty states. The use of bivariate multilevel models permitted establishing that gender affects the distribution of achievement, even after controlling student background and school composition. Evidence is found of systematic variation in the magnitude of gender differences in educational achievement throughout the socioeconomic levels of students and schools. The study found that the school affects gender differences and that the effect of gender varies among schools.

Palabras clave: género, logro académico, educación media, matemáticas, lengua, equidad educativa, Argentina.

Keywords: gender, academic achievement, secondary education, mathematics, language, equal education, Argentina.

Rubén Cervini es profesor titular del Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Quilmes. Roque Sáenz Peña 352, Bernal, B1876BXD, Buenos Aires, Argentina. CE: racervini@fibertel.com.ar
Nora Dari es profesora adjunta del Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Quilmes, Argentina. CE: noradari@gmail.com

Introducción

La desigualdad de género en el nivel de aprendizaje escolar es una de las dimensiones del concepto más general de (in)equidad educativa en la sociedad. Tal desigualdad ha sido profusamente investigada en el ámbito internacional y, más frecuentemente, en países desarrollados. En algunos de ellos, los resultados obtenidos han sido utilizados para proponer y justificar políticas educativas explícitas orientadas a estrechar tal diferencia.

En Argentina no existen estudios específicos y sistemáticos focalizados sobre este aspecto de la desigualdad educativa y que hayan utilizado muestras extensas y representativas de datos. El presente trabajo pretende llenar este vacío. Su objetivo general es conocer, dimensionar y comparar el grado de (in)equidad educativa de género en la distribución de los logros de aprendizaje en matemática y en lengua de la educación media.

Para ello, se analizan los datos del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario-1998,¹ realizado por el Ministerio de Cultura y Educación de Argentina, compuestos por pruebas estandarizadas de matemáticas y lengua, y por un cuestionario del estudiante. Se utilizan modelos estadísticos multinivel bivariados para poder analizar ambas disciplinas simultáneamente.

Antecedentes

La diferencia entre hombres y mujeres en los resultados de los tests de inteligencia y de logros educacionales ha sido objeto de investigación desde larga data. Una de las revisiones más extensas –alrededor de mil 600 estudios– sobre las diferencias de género, realizada a inicio de los años setenta, concluyó que los hombres lograban mejores resultados en los test de habilidades cuantitativas (matemática y física) desde los 13 años, mientras que las mujeres se desempeñaban mejor en lectura y escritura (Maccoby y Jacklin, 1974). Meta-análisis posteriores (Hyde y Linn, 1986; Wilder and Powell, 1989; Cleary, 1992; Willingham y Cole, 1997), así como estudios de gran escala (Willingham y Cole, 1997; Nowell y Hedges, 1998) apoyaron esta conclusión. En el Scholastic Aptitude Test de 1972, los varones del año 11 y 12 aventajaban claramente a sus pares mujeres en matemática (College Board, 2006).

Sin embargo, algunos de esos estudios habían detectado que las diferencias entre sexos venían disminuyendo. Investigaciones en Estados Unidos (NCES, 2003) y en diferentes países (Gonzales, *et al.*, 2004) con alumnos

de los grados 4°, 8° y 12° durante el periodo de 1990 a 2003 encontraron que varones y mujeres se desempeñaban igualmente en matemática. Un análisis del US National Assessment of Educational Progress (NAEP), con alumnos de 17 años de edad (Nowell y Hedges, 1998) sugirió que la estrecha diferencia en matemática y ciencia a favor de los hombres se había reducido durante el periodo 1971-1994, mientras que no ocurría lo mismo con la amplia diferencia a favor de las mujeres en lectura y escritura. Al mismo resultado llega Cole (1997) para el periodo 1960-1990, con una muestra representativa de alumnos de 15 años. En el más reciente Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS) sobre los alumnos de 8° año en Singapur, Taiwán, Hong Kong, Corea del Sur y Japón no había diferencias por género, y además, las mujeres de esos países superaban ampliamente tanto a mujeres como varones de Estados Unidos (Gonzales *et al.*, 2004). En China, Tsui (2007) tampoco detectó diferencias significativas entre los puntajes promedios de varones y mujeres en matemática de alumnos de los grados 8° y 12°.

Aún más, algunos estudios constatan que las mujeres han superado a los hombres en el nivel de desempeño como en Inglaterra y Australia, donde aventajan a los hombres en evaluaciones a la salida del secundario y otras pruebas estandarizadas (Turner *et al.*, 1995; Arnot *et al.*, 1996; Gallagher, 1997; Warrington y Younger, 1997; Weiner *et al.*, 1997; Ridell, 1998; Foster, 2000). En 2005, los resultados tanto del National Curriculum Assessments (a los 14 años de edad), como del General Certificate Secondary Education (GCSE) mostraron superioridad de las mujeres en todas las disciplinas, inclusive en matemática y ciencias (Demie, 2001; Warrington y Younger, 2007). Un estudio longitudinal realizado durante la década de los ochenta (Sammons, 1995) constató que desde la secundaria básica (*junior school*) existía diferencia de género a favor de las mujeres en matemática y que ellas progresaban más que los hombres hasta el final de la secundaria, cuando alcanzaban ventajas absolutas frente a los varones en el GCSE. En Hong Kong, Wong, Lam y Ho (2002) constataron que tanto al final de la primaria como de la secundaria, los hombres obtienen mejores resultados en matemática que las mujeres, sin embargo, cuando los resultados de la secundaria son "ajustados" por los de la primaria, los varones se desempeñan peor que las mujeres.

En varias de las revisiones mencionadas anteriormente, sin embargo, se han encontrado inconsistencias entre los resultados obtenidos en los

estudios incluidos. Aspectos metodológicos pueden explicar algunas de ellas. Ha sido planteado que, cuando se trata de estudios con muestras reducidas, las diferencias entre género podrían deberse a la idiosincracia particular de las subpoblaciones incluidas en la muestra (Hedges y Novell, 1995; Willingham y Cole, 1997), por lo cual parece recomendable realizar el análisis con muestras extensas y representativas de acuerdo con criterios clave, como variables demográficas, educacionales y otros (Strand *et al.*, 2006:465). Por otra parte, los estudios basados en test electivos (voluntarios) también pueden afectar la validez de las conclusiones, ya que son auto-selectivos y, por tanto, tienden a producir estimaciones sesgadas (Wong, Lam y Ho, 2002). El tipo y la estructura de la prueba aplicada a los alumnos inciden también en los resultados y pueden producir mediciones sesgadas.

Por otra parte, algunos investigadores han sugerido prestar atención no sólo a la diferencia de los promedios hombre-mujer, sino también a la variabilidad de los puntajes por sexo (Hedges y Novell, 1995; Willingham y Cole, 1997). Ello para contrastar la hipótesis de que aunque no haya diferencia en los promedios, podría haber mayor dispersión entre los hombres que entre las mujeres, indicando que ellos están sobre-representados en el extremo superior de la escala; es decir, los alumnos más brillantes se encontrarían más frecuentemente entre los hombres. A este respecto, Hedges y Novell (1995) encontró indicios para apoyar esta hipótesis. También Tsui (2007) informa que en China, si bien no hay diferencia significativa entre los puntajes promedios de varones y mujeres en matemática del 12° grado, sí existen diferencias a partir del percentil 50, donde los hombres muestran superioridad respecto de las mujeres. Wong, Lam y Ho (2002), en cambio, constataron que la diferencia entre las proporciones de hombres y mujeres en el 10% superior de la distribución del puntaje en matemática (P90%) no es significativa, mientras sí lo es en las pruebas de lengua.

No ha sido muy frecuente el análisis de la diferencia entre géneros con bases extensas de datos que contengan simultáneamente información sobre clase social, género y raza. Una revisión en Inglaterra (Arnot *et al.*, 1998) identifica sólo un estudio (Drew y Gray's, 1990) hasta esa fecha. Trabajos posteriores (Demack *et al.*, 2000; Gillborn y Mirza, 2000) encontraron que la clase social y la etnia tienen un efecto mayor sobre los logros educativos que el género.

Al analizar este último tipo de relaciones, es particularmente relevante incluir el estudio de interacción entre los efectos, aspecto no abordado en los trabajos anteriormente citados. Con base en el Youth Cohort Study of England and Wales (YCS), Connolly (2006) sí desarrolla ese análisis. El autor informa que el género ejerce un efecto sobre los niveles de logros de niñas y niños independiente, aunque notablemente menor al ejercido por la clase social y por la etnia. Con base en el análisis de interacción, concluye que las diferencias de género “parecen ser estables y constantes a lo largo de todas las clases sociales y grupos étnicos” (Connolly, 2006: 15); es decir, no existe interacción de los efectos. Demie (2001) tampoco encuentra interacción en el secundario, aunque sí en los niveles educativos inferiores. Arnot *et al.* (1998) en cambio, sí encuentran interacción entre género y etnia; por ejemplo, las mujeres blancas de clase media superan a los varones con las mismas características, mientras que los jóvenes de Asia y el Caribe africano de esa misma clase superan a la contraparte femenina.

La gran mayoría de los estudios mencionados anteriormente no han focalizado ni incluido el análisis de los efectos de la escuela sobre las relaciones encontradas. Este tipo de preocupación ha sido más propio del enfoque de efectividad escolar, desarrollado principalmente con la técnica de análisis multinivel (Wong, Lam y Ho, 2002). Sin embargo, los hallazgos de algunos estudios con este enfoque no han sido consistentes. Mientras que algunos no detectaron efectos de la escuela sobre las diferencias de género (Mortimore *et al.*, 1988; Willms y Raudenbush, 1989), otros sí lo hicieron (Nuttal *et al.*, 1989; Mortimore y Sammons, 1994; Thomas *et al.*, 1997), determinando que existe una variación significativa del efecto género entre las escuelas.

Estos estudios, sin embargo, no han desarrollado el análisis focalizado específicamente en el efecto género sobre los resultados escolares. Por tanto, no siempre presentan un análisis integral y conjunto del efecto propio del género, de su interacción con las características socioeconómicas del alumno y del contexto escolar, y de su variación entre las escuelas del sistema educativo. Tampoco analizan de forma integrada los efectos sobre las dos disciplinas escolares más estudiadas: matemática y lengua. Además, la mayoría no revisa bases de datos extensas ni incluye indicadores del contexto escolar. El presente estudio pretende avanzar sobre todos estos vacíos.

Algunos antecedentes en América Latina

Una revisión de estudios sobre los factores que afectan el rendimiento de los alumnos en el nivel primario realizada a inicio de los noventa (Vélez, Schiefelbein y Valenzuela, 1993) constató que, en un tercio de los casos, no había diferencias de rendimiento entre los sexos, mientras que en más de 40% los hombres obtenían rendimientos superiores. Sin embargo, la revisión no diferenció por materias, particularmente matemática y lengua. Además, no se analiza la probable relación entre tal efecto y el agrupamiento escolar.

La implantación de los sistemas nacionales de evaluación de la calidad durante los noventa, la promoción de la UNESCO y la incorporación de algunos países a estudios internacionales, generaron la producción y disponibilidad de informaciones sobre muy diversos factores asociados con el aprendizaje de los alumnos, incluido el género del alumno. Como consecuencia, crece el número de estudios sobre factores asociados, donde el sexo del alumno es incluido como un predictor más a ser considerado.

De estos trabajos, los referidos al nivel primario han sido los más frecuentes. El primer estudio de evaluación de alumnos de 3° y 4° de primaria realizado por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE, 2000), incluyendo 12 países de la región, determinó que, con excepción de Bolivia y Cuba, las mujeres obtenían más altos rendimientos que los hombres en lengua, mientras que en matemática, los hombres las superaban sólo en cinco países (Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú), siendo esta última ventaja notablemente menos pronunciada que la primera. El segundo estudio regional (LLECE, 2008), en cambio, determinó que en casi la totalidad de los países participantes las mujeres superaban en lengua y los hombres en matemática.

Paralelamente, diversos trabajos han analizado los datos provenientes de las evaluaciones nacionales del nivel primario. El realizado en Brasil (Franco *et al.*, 2007), con 57 mil alumnos de 4° evaluados por el Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) en 2001, también constata que los hombres obtienen más altos rendimientos en matemática que las mujeres. En Nicaragua, los varones de 3° y 6° también obtienen más altos rendimientos que las mujeres en matemática mientras que en lengua se verifica lo contrario (Navarrete, López y Laguna, 2008). La evaluación en Honduras igualmente llega a esa conclusión (Universidad Pedagógica Nacional, 1998). Pero por otro lado, la valoración en matemática de los alumnos de 6° de

Uruguay (1999) no encontró diferencia de género (Fernández, 2002). En Paraguay (DOEE, 1998) y Bolivia (SIMECAL, 1998) tampoco se hallaron diferencias significativas de género en el rendimiento en matemática. De la misma forma, la evaluación de ENLACE (6° de primaria) en México arrojó que no existen diferencias de género en matemática, aunque sí en lengua, con ventajas para las mujeres (Blanco, De los Heros, Florez, Luna y Zertuche, 2007). Pero, en este mismo país y grado, un análisis de los resultados obtenidos por 51 mil alumnos en los exámenes nacionales puestos en marcha por el Instituto Nacional para Evaluación de la Educación (INEE), en 2003-2004, encuentra que los varones se desempeñan mejor en matemática y que, al mismo tiempo, alcanzan los mismos niveles de logro que las mujeres en lengua (Blanco, 2008). En Perú, en cambio, no se detectan diferencias de género en los resultados de las pruebas de ambas materias, aplicadas a 17 mil alumnos de 4° y 6° de primaria en 1998 (Ministerio de Educación de Perú, 2001). Tampoco se detectaron diferencias de género en ambas materias en Costa Rica (IIMEC, 1997).

Se registran también algunos estudios con finalidades y características más específicas para este nivel inicial de primaria. Así, por ejemplo, un estudio de Brasil (Alves Macedo, 2004), con una muestra acotada de alumnos de 4° y diseño longitudinal (1999-2000), estableció que los hombres superan a las mujeres en matemática y éstas a los hombres en lengua, *aun cuando se trate de progreso de aprendizaje* (“valor agregado”). Fernández (2006), con base en el análisis de tres cohortes (1996, 1999 y 2002), encuentra que la ventaja de los hombres en matemática de 6° sería de aparición más reciente.

En un nivel más avanzado, el Operativo Nacional de Evaluación 1997 de Argentina constató que los varones de 7° aventajan a las mujeres en matemática (Cervini, 1999). También en Brasil los alumnos de 8° evaluados por el SAEB en 2005 confirman esa misma conclusión (Gaviria, Martínez-Arias y Castro, 2004). Los varones de 8° en Chile también superan a las mujeres en matemática, y éstas obtienen más altos rendimientos en lengua que los primeros (SIMCE, 2005). El TIMSS Chile de 2003 detectó esa misma superioridad de los hombres en matemática del 8° básico (Martín, Mullis, González y Chrostowski, 2004). En este mismo país, un estudio con datos del SIMCE referidos a 160 mil alumnos de 8° (McEwan, 2001) encontró que los hombres superaban en matemática y ellas en lengua, cualquiera fuera el tipo de escuela considerado.

Los análisis del nivel post-primario han resultado menos frecuentes que los de educación primaria o básica. Los estudios de PISA 2001 (alumnos y alumnas con 15 años de edad) indicaron que, en lengua, las mujeres obtenían mejores puntajes (Argentina, Brasil, Chile, México) o similares (Perú) a los hombres. En matemática, en cambio, los hombres obtenían ventajas sobre las mujeres solamente en Brasil (OECD, 2001).

Al mismo tiempo, algunas evaluaciones nacionales han producido informaciones específicas del nivel secundario y por género. En México, las pruebas de estándares nacionales en español y matemáticas aplicadas por la Secretaría de Educación Pública a más de 160 mil alumnos de secundaria indicaron que las mujeres tuvieron un mejor desempeño que los varones en lengua, mientras que lo contrario sucede con matemática (Zorrilla y Muro, 2004). Este mismo resultado se confirma con la prueba ENLACE 2007 aplicada a los alumnos del tercero de secundaria (Blanco *et. al.*, 2007). Sin embargo, en Perú, los varones de 4° y 5° de secundaria obtienen mejores resultados que las mujeres en matemática, pero no existen diferencias a favor de ellas en lengua (Ministerio de Educación, 2001). Más aún, en Colombia, a partir de evaluaciones aplicadas a más de 330 mil alumnos y alumnas del último año de secundaria, se constató que las mujeres tenían peores niveles de desempeño que los hombres tanto en matemática como en lengua (Piñeros y Rodríguez, 1998). Existen pues, inconsistencias entre las conclusiones acerca de las relaciones entre género y nivel de logro escolar. Por tanto, el tema permanece abierto y merece ser considerado y profundizado.

En la mayoría de los estudios latinoamericanos revisados se ha utilizado la técnica estadística “multinivel” con bases extensas de datos, aspectos altamente positivos. Sin embargo, siguen siendo válidas algunas limitaciones puntualizadas anteriormente respecto de los estudios internacionales extra-región. No se han desarrollado análisis focalizados particularmente en el “efecto género” sobre los resultados escolares sino que, por el contrario, la variable género aparece apenas como una de “control” en la mayoría de los casos. Por tanto, faltan análisis integrales y conjuntos del efecto propio del género, de su interacción con las características socioeconómicas del alumno individual y del contexto socioeconómico escolar, y de su variación entre las escuelas del sistema educativo. Además, no existen análisis de los efectos del género sobre las dos disciplinas clave –matemática y lengua– de forma integrada y, en la mayoría de los estudios, no se incluyen

indicadores de “composición” (“contexto escolar”). Las inconsistencias de los resultados en el nivel secundario, según fuera mostrado anteriormente, y la necesidad de abordar las falencias expuestas anteriormente, justifican el presente estudio.

Objetivos

El objetivo de este trabajo es determinar si existen evidencias que sustenten los modelos de efecto principal, de aleatoriedad del efecto y de efectos interactivos de la variable género, en relación con los desempeños tanto en matemática como en lengua de alumnos en el último año de la escuela secundaria. Este objetivo puede ser desglosado en las siguientes preguntas de investigación:

- ¿Es significativa la distancia entre el promedio esperado para hombres y mujeres en los resultados de las pruebas de matemática y lengua (“*efecto género*”)?
- ¿El efecto género varía entre las escuelas? ¿Varía según el rendimiento promedio de la escuela? ¿Existen diferencias en la variación de los rendimientos de acuerdo con el género?
- ¿El efecto género es significativo aun cuando se consideren los antecedentes académicos y/o el origen social del alumno?
- ¿La distancia entre los rendimientos promedios de hombres y mujeres varía según sean los antecedentes académicos y/o el origen social del alumno?
- ¿El efecto género varía según sea el contexto socioeconómico escolar?

Dado que se especificarán modelos bivariados, en cada caso se podrán comparar directamente los resultados de lengua y matemática y estimar sus covarianzas.

Metodología

Datos

Los datos provienen de pruebas estandarizadas de matemáticas y de lengua y de un cuestionario del estudiante, aplicados en el Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario-1998, realizado por el Ministerio de Cultura y Educación de Argentina.² Se incluyen todos los estudiantes con información en ambas pruebas y que pertenezcan a escuelas con datos

válidos para 20 o más estudiantes. Bajo estas condiciones, el archivo queda conformado por 131 mil 714 estudiantes en 2 mil 373 escuelas de 20 estados.³

Variables

Las variables *dependientes* son los puntajes (rendimiento) obtenidos por el alumno en las pruebas de matemática y de lengua; las *independientes* son:

- *femenino*: mujeres = 1; hombres = 0;
- *repite*: 1 = alumno que repitió al menos una vez; 0 = alumno que no repitió;
- *educación*: suma del nivel educativo del padre y de la madre (14 puntos); de 1 = ninguno a 7 = universitario completo. Cuando la información del padre (o madre) está ausente (*missing*), se asigna el valor de la madre (o padre);
- *bienes*: disponibilidad (Sí = 1; No = 0) de 14 bienes de uso durable y servicios en el hogar;
- *educa_es*: promedio de *educación* en la escuela ('composición').

Tanto *femenino* como *repite* son trabajadas como variables *dummies*. Por otra parte, *educación* y *bienes* han sido estandarizadas, con media cero y desviación estándar 1. Es una forma de centrar en torno de la gran media (Bryk y Raudenbush, 1992), permitiendo la comparación directa de los efectos. De esta forma, el coeficiente expresa cuánto aumentará (+) o disminuirá (-) la variable dependiente por cada unidad adicional de desvío estándar en la variable independiente.

Técnica de análisis multinivel

La metodología empleada para dimensionar la distancia entre géneros y los efectos de los covariados sobre los puntajes de matemática y lengua de los alumnos se sitúa dentro de la tradición de estudios estadísticos "correlacionales". Se utiliza una técnica denominada "análisis estadístico por niveles múltiples", adecuada para analizar variaciones en las características de los individuos (alumnos) que son miembros de un grupo (escuela) que, a su vez, forma parte de otra agregación (estado). Se trata, pues, de una estructura de datos anidados jerárquicamente.

La técnica descompone la variación total de una variable (puntaje en la prueba) en sus componentes. En nuestro caso, las variaciones “inter-alumno” (intra-escuela), “inter-escuela” e “inter-estado”. A seguir, es posible estimar las asociaciones entre los predictores y la variable criterio. Tales modelos están compuestos por una *Parte fija* y una *Parte aleatoria*. En la primera se encuentran los parámetros que definen una línea promedio para todos los alumnos (línea de regresión), la cual representa las relaciones entre el rendimiento y los factores considerados, bajo el supuesto de que la intensidad de tales correlaciones es constante en todas las unidades de agregación. Cuando los predictores son categoriales, los modelos estiman las distancias promedios entre categorías. En la *parte aleatoria* se estima la variación de los parámetros en cada nivel de agregación, en particular: *a)* la variación del rendimiento alrededor del rendimiento promedio del nivel de agregación inmediato superior (por ejemplo, la variación del rendimiento promedio de las escuelas en torno al rendimiento promedio del estado) y *b)* la variación de las líneas de regresión (o distancias) en torno a la línea promedio (o distancia promedio). Por ejemplo, la variación de las líneas de regresión de las escuelas alrededor de la línea de regresión del estado correspondiente.

Las principales ventajas de esta técnica son: *a)* modela simultáneamente los diferentes niveles de variación, permitiendo saber qué proporción de la variación del rendimiento se debe principalmente a características del alumno, de la escuela y del estado; y *b)* permite que el nivel de rendimiento (intercepto α) y la fuerza de relación o interacción entre los factores (pendiente β) varíen libremente en los diferentes niveles de agregación.

Análisis multinivel multivariado

Este tipo de modelo multinivel es recomendado cuando se pretende analizar simultáneamente más de un indicador de resultado. Son modelos que contienen dos o más variables-respuestas para cada unidad de análisis. Cada variable dependiente se trata como parte de un sistema único de ecuaciones, a través del cual se pueden estimar, en cada uno de los niveles de anidamiento, las correlaciones entre ellos y de ellos con cada uno de los factores considerados.

En el presente trabajo uno de los aspectos de interés se focaliza en las diferencias de variación de los dos rendimientos (matemática y lengua) y

de las posibles interrelaciones entre ellos y de ellos con el género, la repitencia escolar y el nivel económico familiar (factores extraescolares), en los niveles alumno y escuela. Para tal fin, se analizan datos que hacen parte de una estructura jerárquica bivariada de 4 niveles. Es bivariada porque cada alumno posee dos puntajes, uno en matemática y otro en lengua. A estas dos mediciones se las considera el nivel más bajo de la jerarquía (nivel 1), y ambas se encuentran anidadas dentro del alumno, considerado el nivel 2. Además, se incluyen un nivel 3 (escuela) y un nivel 4 (estado).

Para definir la estructura bivariada, donde cada alumno (nivel 2) tiene dos variables-respuesta (nivel 1: *matemática* y *lengua*), se crean dos variables *dummy* que indican cuál de las dos variables-respuesta está presente (z_1 : 1=lengua; 0 = matemática; z_2 : 1 - z_1). El nivel 1 sólo sirve para definir la estructura bivariada y, por tanto, dentro de él no hay variación. Se asume normalidad en ambas variables de respuesta.

La *Parte fija* del modelo multinivel bivariado, sin ningún predictor (modelo “vacío”), se especifica así:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{1jkl} &\sim N(XB, \Omega) \\ \text{resp}_{2jkl} &\sim N(XB, \Omega) \\ \text{resp}_{1jkl} &= \beta_{0jkl} \text{cons.leng}_{jkl} \\ \beta_{0jkl} &= \beta_0 + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl} \\ \text{resp}_{2jkl} &= \beta_{1jkl} \text{cons.mat}_{jkl} \end{aligned}$$

, donde resp_{1jkl} refiere al puntaje de *lengua* del alumno j , en la escuela k del estado l ; resp_{2jkl} refiere al de *matemática*, con similar denotación para los tres niveles;

cons.leng es una constante = 1 para cada puntaje de lengua y β_{0jkl} es un parámetro asociado a *cons.leng*, compuesto por el logro promedio estimado \mathcal{L}_0 (Parte fija), y por f_{0l} , v_{0kl} y μ_{0jkl} “residuos” en los niveles estado, escuela y alumno, respectivamente, o sea, cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media = 0 y cuyas varianzas respectivas ($\sigma^2_{f_0}$, $\sigma^2_{v_0}$ y $\sigma^2_{\mu_0}$) han de estimarse;

cons.mat es una constante = 1 para cada puntaje de matemática y β_{1jkl} es un parámetro asociado a *cons.mat*, compuesto por el logro promedio estimado \mathcal{L}_1 (Parte fija), y f_{1l} , v_{1kl} y μ_{1jkl} son “residuos” en los niveles

estado, escuela y alumno, respectivamente, cuyas varianzas respectivas ($\sigma_{f1}^2, \sigma_{v1}^2$ y $\sigma_{\mu1}^2$) también han de estimarse.

La *Parte aleatoria* del modelo se especifica ajustando la matriz de covarianza por *matemática* y *lengua* en los tres niveles. Formalmente:

$$\begin{bmatrix} f_{0l} \\ f_{1l} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = \begin{bmatrix} \sigma_{f0}^2 & \\ \sigma_{f01} & \sigma_{f1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} v_{0kl} \\ v_{1kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} \sigma_{v0}^2 & \\ \sigma_{v01} & \sigma_{v1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0jkl} \\ u_{1jkl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} \sigma_{u0}^2 & \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 \end{bmatrix}$$

, donde σ_{f01} , σ_{v01} y $\sigma_{\mu01}$ son las covarianzas entre *lengua* y *matemática* en el nivel estado, escuela y alumno, respectivamente. Es decir, se estiman los mismos tres términos aleatorios en los tres niveles superiores: las dos varianzas (matemática y lengua) y la covarianza entre ambas materias. En el nivel 2 (alumno), las varianzas y la covarianza son las varianzas (residuales) “inter-alumno”. Si en ese nivel se ajustan sólo las variables *dummy* del intercepto, y el alumno tiene los puntajes de ambas pruebas, las estimaciones de los parámetros resultan iguales a las estimaciones “inter-alumno” de la varianza y covarianza en los modelos multinivel univariados comunes.

El análisis comienza con la descomposición de las varianzas totales de matemática y lengua en los tres niveles (alumno, escuela y estado). A continuación se analizan las relaciones entre género y rendimientos y los coeficientes aleatorios en cada nivel. A seguir, se incluyen los antecedentes de repitencia del alumno y los niveles económico y educativo de la familia, para continuar con el análisis de interacción del género y tales factores. Finalmente, se evalúa el efecto del contexto socioeconómico escolar.

El significado de cada uno de los parámetros a ser estimado cuando se incluyen predictores en las partes fija y aleatoria del modelo bivariado será explicado junto con la exposición de los resultados obtenidos.

Para el presente estudio, esta estrategia de análisis tiene varias ventajas. En primer lugar, las correlaciones entre el género y los otros predictores con matemática y lengua se pueden comparar directamente y, de esta forma, constatar si existen diferencias significativas entre los coeficientes. En segundo lugar, proporciona matrices de covarianza residual en los niveles alumno, escuela y estado, permitiendo la estimación de las correlaciones entre ambas disciplinas en cada nivel, antes y después de “controlar” por los covariados del alumno. En tercer lugar, no se requiere ponderar o asignar pesos relativos a matemática ni a lengua porque sus desempeños relativos son proporcionados directamente por los modelos. Finalmente, se pueden obtener estimaciones eficientes aun cuando haya “casos perdidos” en *matemática* o en *lengua*.⁴

El grado de ajuste (probabilidad) de cada modelo se estima con base en la diferencia entre el valor del test de máxima verosimilitud del modelo que se está analizando y el del modelo antecedente, diferencia que puede ser referida a la distribución de chi-cuadrado y cuyos grados de libertad quedan definidos por la cantidad de nuevos parámetros ajustados en el modelo que se está analizando.

Resultados

Modelo “vacío” bivariado

Son las estimaciones de las medias globales de matemática y de lengua, y las descomposiciones proporcionales de las varianzas de ambas materias, sin ningún predictor. En la *Parte fija*, los resultados son los siguientes:

$$\text{resp}_{1jkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{resp}_{2jkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{resp}_{1jkl} = \beta_{0jkl} \text{cons.leng}_{ijkl}$$

$$\beta_{0jkl} = 60,971(1,281) + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl}$$

$$\text{resp}_{2jkl} = \beta_{1jkl} \text{cons.mat}_{ijkl}$$

$$\beta_{1jkl} = 59,229(1,611) + f_{1l} + v_{1kl} + u_{1jkl}$$

Ambos promedios –60.97 y 59.23%– son muy similares. A simple vista, el modelo es significativo (la magnitud de los errores estándar, entre paréntesis, son notablemente menores que las estimaciones correspondientes).

En la *Parte aleatoria* los resultados son:

$$\begin{bmatrix} f_{0l} \\ f_{1l} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = \begin{bmatrix} 29,813(10,274) & \\ 36,118(12,586) & 47,931(16,291) \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} v_{0kl} \\ v_{1kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} 102,327(3,135) & \\ 90,793(3,121) & 126,706(3,853) \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0,jkl} \\ u_{1,jkl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} 214,523(0,844) & \\ 100,717(0,669) & 222,559(0,875) \end{bmatrix}$$

Las escuelas difieren notablemente entre sí respecto del promedio alcanzado por sus alumnos, tanto en lengua (102.3) como en matemática (126.7). Estas variaciones representan 29.5 y 31.9% de la variación total en lengua y matemática, respectivamente, y puede interpretarse como el “efecto bruto” de la escuela sobre el nivel de rendimiento de los alumnos (coeficiente de correlación “intra-clase”).⁵ La importancia relativa de las diferencias entre provincias es notablemente menor. Las mayores variaciones se verifican en el nivel alumno (“intra-sección”). Estas distribuciones porcentuales se ajustan, en general, a estudios realizados anteriormente en Argentina y en diferentes países.

Los términos de covarianza en los niveles escuela (90.8) y estado (36.1) son significativos y relativamente altos respecto de las varianzas correspondientes. El término de covarianza en el nivel alumno (100.7), en cambio, es notoriamente menor respecto de las varianzas estimadas para ese nivel. Con base en estas estimaciones se calculan los coeficientes de correlación entre los interceptos correspondientes. En el nivel escuela y estado los coeficientes son positivos y notablemente altos (0.80 y 0.96, respectivamente), mientras que en el nivel alumno, la correlación estimada es también positiva pero notablemente menor (0.46). Entonces, a medida que sube el rendimiento en una disciplina, también sube en la otra. El rendimiento promedio de una escuela en matemática predice el rendimiento promedio obtenido en la otra disciplina. Si el rendimiento promedio de una escuela en matemática está por arriba del promedio estimado para todas las escuelas, en lengua alcanzará muy probablemente uno que también estará por encima del promedio global de esa disciplina. La misma inferencia vale para el nivel estado. En el nivel alumno, en cambio, la correlación es marcadamente más baja. No existen bases fuertes para suponer que, en cualquier escuela, la mayoría de los alumnos exitosos en matemática lo sean igualmente en lengua o viceversa.

Análisis de género

Al agregar *femenino* como predictor en la *Parte fija* del modelo anterior, se obtienen los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \text{resp}_{1jkl} &\sim N(XB, \Omega) \\ \text{resp}_{2jkl} &\sim N(XB, \Omega) \\ \text{resp}_{1jkl} &= \beta_{0jkl} \text{cons.leng}_{ijkl} + 4,826(0,090) \text{fem.leng}_{ijkl} \\ \beta_{0jkl} &= 58,191(1,289) + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl} \\ \text{resp}_{2jkl} &= \beta_{1jkl} \text{cons.mat}_{ijkl} + -0,993(0,093) \text{fem.mat}_{ijkl} \\ \beta_{1jkl} &= 59,801(1,611) + f_{1l} + v_{1kl} + u_{1jkl} \end{aligned}$$

El modelo es altamente significativo. Dada la definición de *femenino*, las estimaciones asociadas a '*cons*' representan los promedios de los varones en lengua (58.2) y matemática (59.8). En promedio, el puntaje de las mujeres en lengua se distancia del obtenido por los varones en 4.83 puntos. En matemática, en cambio, la distancia (-0.99) es a favor de los varones, pero muy inferior a la anterior. Entonces, puede afirmarse que el género afecta la distribución de los aprendizajes en ambas disciplinas, pero con mayor fuerza en lengua.

Hasta aquí se ha supuesto que la distancia hombre-mujer es fija a lo largo de todas las escuelas. Ahora liberamos este supuesto introduciendo el género como un coeficiente aleatorio en el nivel "escuela", completando así las estimaciones de la matriz de covarianza. En los cálculos, las covarianzas entre el puntaje promedio en una disciplina y las distancias hombre-mujer en la otra disciplina se asumen igual a 0 (cero), dado su poco interés interpretativo. Los resultados son los siguientes:

$$\begin{bmatrix} v_{0kl} \\ v_{1kl} \\ v_{2kl} \\ v_{3kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} 107,756(3,248) & & & & \\ 90,838(3,117) & 123,178(3,892) & & & \\ -12,521(0,991) & 0 & 17,851(1,100) & & \\ 0 & -1,143(0,934) & 7,936(0,795) & 13,677(1,011) & \end{bmatrix}$$

, donde el orden de los términos aleatorios es el intercepto de lengua (v_0) y de matemática (v_1), seguido por la diferencia masculino-femenino para lengua (v_2) y matemática (v_3).

Estas estimaciones permiten extraer varias conclusiones. En primer lugar, la distancia entre géneros varía significativamente de escuela en escuela, tanto en matemática (13.68) como en lengua (17.85). Entonces, las escuelas difieren notablemente respecto de su capacidad para acortar la distancia entre géneros. La estimación de covarianza entre la distancia de género en matemática y lengua (7.94), altamente significativa, indica que las escuelas inequitativas respecto del género en matemática tienden a serlo también en lengua. De hecho, la correlación entre ambos parámetros, calculada con base en estas estimaciones, es 0.435.

Además, entre las escuelas, la varianza del puntaje en matemática de los hombres (123.18) es menor que la de las mujeres. Son más homogéneas respecto de los resultados obtenidos por los hombres, comparados con los de las mujeres. Esta relación se invierte en lengua, es decir, las escuelas son más homogéneas con respecto al puntaje obtenido por las mujeres.

Por otra parte, la diferencia de género en lengua disminuye a medida que aumenta el rendimiento promedio de los varones en esa disciplina en la escuela (-12.52). Esta estimación implica que la correlación entre el efecto del género y el nivel de rendimiento promedio de la escuela en lengua es -0.29. Tal asociación no se verifica para matemática (-1.14) y, por tanto, la diferencia de género no cambia con el puntaje promedio de matemática en la escuela.

Las varianzas entre alumnos también pueden variar en función del género. Para saberlo, incluimos *aleatoriedad* en el nivel alumno y recalculamos las estimaciones. No se incluyen en esta operación las varianzas del “efecto género” en matemática y lengua, ni la covarianza correspondiente. Los resultados son los siguientes:

$$\begin{bmatrix} u_{0/jkl} \\ u_{1/jkl} \\ u_{2/jkl} \\ u_{3/jkl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} 231,908(1,268) & & & \\ 99,193(0,654) & 228,390(1,248) & & \\ -22,128(0,699) & 0 & 0 & \\ 0 & -7,545(0,722) & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

, donde el orden de los términos aleatorios es el intercepto de lengua (μ_0) y de matemática (μ_1), seguido por la diferencia de hombres-mujeres para lengua (μ_2) y matemática (μ_3).

El modelo es altamente significativo y, por tanto, las variaciones de los rendimientos no son constantes entre los géneros. Ambas covariaciones individuales son significativas y tienen el mismo sentido (-), pero son de intensidades diferentes. El término de covarianza género/lengua (-22.128) es notablemente superior al de matemática (-7.545). Dada la definición de la variable *femenino* y el signo (-) de la covarianza, se infiere que las varianzas de los puntajes de las mujeres en matemática y lengua son menores que las correspondientes de los hombres. Es decir, las mujeres son más homogéneas en cuanto a sus logros en ambas disciplinas, comportamiento particularmente acentuado en lengua.

Estas diferencias en las dispersiones de los logros podrían estar asociadas con una sobrerrepresentación de los varones en algunos de los extremos de la distribución de los puntajes. Con el fin de despejar esta duda, en el cuadro 1 se presentan las distribuciones (%) de los puntajes más bajos (1° decil), más altos (10° decil) y del total de ambas disciplinas, por sexo. Respecto de matemática, se constata que los hombres están marcadamente sobrerrepresentados en el decil superior de la distribución (diferencia: 51.6-42.2%), pero en el de rendimientos bajos, la distribución no se distancia significativamente del patrón de distribución global. En lengua, en cambio, los hombres se encuentran subrepresentados en el nivel superior de rendimiento (diferencia: 32.3-42.2%), y sobrerrepresentados en el decil inferior (diferencia: 57.6-42.2%). Por tanto, la alta variación de los hombres en lengua se asocia con una mayor frecuencia masculina en los niveles de bajos rendimientos. En matemática en cambio, la exigua diferencia en los niveles de variación de ambos géneros expresa una mayor frecuencia relativa de varones en los niveles de excelencia.

CUADRO 1

Distribuciones (%) de los 1° y 10° deciles y del total de ambas materias, según el género

Género	Matemática			Lengua		
	1° decil	10° decil	Total	1° decil	10° decil	Total
Hombres	39.8	51.6	42.2	57.6	32.3	42.2
Mujeres	60.2	48.4	57.8	42.4	67.7	57.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

El modelo aditivo: efecto propio del género

Se desea ahora saber si la distancia hombre-mujer se mantiene aún después de “controlar” por los otros factores considerados, es decir, si el género tiene un efecto sumativo propio. Para ello, incorporamos el antecedente de repitencia escolar (*repite*), el nivel económico (*bienes*) y el educativo familiar (*educación*), en la *Parte fija* del modelo anterior. Los resultados se presentan en el cuadro 2, Modelo A.

CUADRO 2

Modelos multinivel bivariados – Lengua y Matemática

Indicadores	Modelo A		Modelo B		Modelo C	
	L	M	L	M	L	M
<i>Promedio</i>	59.88	61.42	59.69	61.30	41.65	40.92
femenino	4.78*	-1.06*	5.13*	-0.85*	3.31*	-1.97*
repite	-5.34*	-4.99*	-4.63*	-4.60*	-4.61*	-4.55*
educación	1.97*	1.75*	1.41*	1.38*	1.35*	1.28*
bienes	-0.50	0.39*	—	0.34*	—	0.30*
fem*rep			-1.22*	-0.74*	-1.17*	-0.74*
fem*educ			0.87*	0.62*	0.76*	0.62*
fe*bien			—	0.15*	—	0.18*
educa_es					2.41*	2.72*
fe*edu_es					0.23*	0.14*

L: Lengua; M: Matemática; (*) Probabilidad $\leq 0,001$

Con excepción del nivel económico familiar (*bienes*) en lengua, todos los indicadores del alumno resultan significativos. Quienes han repetido de año durante la secundaria obtienen un puntaje promedio 5 puntos por debajo de los no repetidores. Cuanto menor el nivel económico o educativo familiar, menor será el nivel de logro del alumno, aunque el nivel educativo familiar es el que, en realidad, posee la mayor fuerza predictiva.

Las estimaciones de las distancias de rendimiento promedio de hombres y mujeres no han variado significativamente respecto de las presentadas anteriormente. Por tanto, el género tiene efecto aditivo propio, es decir, después de “controlar” por los indicadores de historia académica y origen social del alumno.

Modelo interactivo

En el Modelo B se agregan las estimaciones de los términos interactivos de *femenino* con las otras tres variables individuales del alumno. Se pretende saber si el efecto del género varía cuando se modifican tales características, y en qué sentido. Las estimaciones de la interacción con *repíte* resultan significativas en ambas materias. La definición de *femenino* y el signo negativo de *fem*rep* indican que la distancia de los repitentes con los no repitentes es mayor entre las mujeres que entre los hombres.

También los términos interactivos relativos al origen social del alumno resultan significativos. La ventaja de las mujeres respecto de los hombres en el aprendizaje de la lengua se reduce a medida que disminuye el nivel educativo familiar. Los niveles de logro de hombres y mujeres en lengua son más similares entre las familias de menor nivel educativo. Es entre las familias con niveles educativos superiores donde tal diferencia se acentúa notablemente.

En matemática, en cambio, la relación es inversa. La distancia entre géneros es notablemente más acentuada en la subpoblación de alumnos que proviene de hogares de menor nivel educativo. Entre las familias de más alto nivel educativo no existen diferencias de género respecto del aprendizaje de esta disciplina. Se llega a esta misma conclusión cuando el indicador considerado es el nivel económico (*fe*bie*).

Efecto composición e interacción

En el Modelo C se incorporan el indicador de composición sociocultural de la escuela (*educa_es*) y el término interactivo con género (*fe*edu_es*). El coeficiente estimado del efecto de la “composición” de la escuela es altamente significativo. De hecho, el Modelo C explica 32.1 y 37.6% de las variaciones de los rendimientos promedios de las escuelas en lengua y matemática, respectivamente. En el anexo A se encuentran las estimaciones y los errores estándar de este modelo, incluyendo las estimaciones finales de la *Parte aleatoria*.

El término interactivo también es significativo. Consistente con el comportamiento de los indicadores individuales, las estimaciones indican que

las mayores distancias femenino-masculino respecto del rendimiento en matemática (a favor del hombre), se verifican en las escuelas de composición sociocultural más bajas. Este efecto es adicional al expresado por el género individual del alumno. Entonces, de dos alumnas, con igual origen social, aquella que concurre a una escuela de población menos favorecida socialmente tiene mayor probabilidad de obtener un aprendizaje de matemática inferior. Con el logro en lengua la tendencia es inversa. Las mayores distancias entre los promedios de hombres y mujeres (a favor de las mujeres) se verifican en las escuelas con mayor nivel educativo promedio de los padres; en las de composición socioeconómica más desfavorecida, la distancia entre género es menos pronunciada cuando se trata del aprendizaje de la lengua.

Conclusiones

El análisis de los datos del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario-1998 a través de modelos multinivel bivariados ha permitido profundizar nuestro conocimiento de las relaciones entre el género y los niveles de aprendizaje en matemática y lengua de la escuela secundaria.

El género es un factor que afecta la distribución de los aprendizajes en matemática y en lengua de los alumnos y alumnas que salen del secundario. En promedio, los puntajes obtenidos por las mujeres en lengua son notablemente superiores a los de los hombres. En matemática, en cambio, ellos obtienen mejores resultados, pero no tan pronunciados como los de lengua.

El grado de inequidad por género varía significativamente entre las escuelas. Hay unas más equitativas que otras, donde las distancias entre los logros de aprendizaje de varones y mujeres en ambas asignaturas son menores a las esperadas como promedio para todo el sistema educativo. La escuela hace una diferencia respecto del “efecto género” en el aprendizaje. Además, aquellas escuelas que son más equitativas en matemática también tenderán a serlo en lengua, y viceversa.

Las escuelas son más homogéneas respecto de los resultados obtenidos por los hombres en matemática, comparados con los de las mujeres. En lengua sucede lo contrario: las escuelas son más homogéneas en cuanto al puntaje de las mujeres. Además, se constató que la diferencia de género en lengua disminuye a medida que aumenta el rendimiento promedio de los varones en esa disciplina. Esta asociación no sucede cuando se trata de matemática.

En general, más allá del anidamiento escolar, las mujeres son más homogéneas en sus logros de ambas disciplinas, comportamiento particular-

mente acentuado en lengua. Al profundizar este análisis, se estableció que los hombres están marcadamente sobrerrepresentados en el decil superior de la distribución del rendimiento en matemática, aunque las mujeres no lo están en el inferior de esa distribución. En lengua, en cambio, los hombres se encuentran no sólo subrepresentados en el nivel superior de rendimiento, sino también sobrerrepresentados en el decil inferior.

El género tiene efecto aditivo propio sobre los logros en matemática y lengua. En otras palabras, agrega a la explicación de las variaciones de ambos rendimientos proporcionada por los indicadores de historia académica y origen social del alumno. Sin embargo, tal efecto no es constante a lo largo de los otros indicadores considerados. Así, por ejemplo, la distancia de los repitentes con los no repitentes es mayor entre las mujeres que entre los hombres. La superioridad de las mujeres respecto de los hombres en el aprendizaje de la lengua es menor a medida que disminuye el nivel educativo familiar, es decir, los logros de hombres y mujeres en lengua son más similares entre las familias de menor nivel educativo que entre aquellas que exhiben los niveles educativos superiores. En matemática, en cambio, la relación es inversa: los promedios de ambos géneros se distancia más en la subpoblación de alumnos que proviene de hogares con menor nivel educativo.

La inclusión de un indicador del contexto socioeconómico de la escuela permitió constatar que las mayores distancias femenino-masculino en matemática suceden en las escuelas a las que asisten los sectores socialmente menos favorecidos. Por tanto, de dos alumnas, con igual origen social, aquella que concurre a una escuela de población menos favorecida socialmente, tiene mayor probabilidad de obtener un aprendizaje de matemática inferior. En lengua, en cambio, las mayores distancias entre géneros se verifican en las escuelas con mayor nivel educativo promedio de los padres, o sea, las escuelas de composición socioeconómica más desfavorecida muestran distancias entre géneros menos pronunciadas.

Este estudio no se ha planteado el objetivo de identificar los factores que podrían explicar las constataciones empíricas presentadas. Ello excedería sus límites. Es evidente, sin embargo, la importancia de esta tarea; desde el punto de vista del sistema educativo implica, principalmente, la inclusión en el análisis de ciertas características clave de la institución escolar, las cuales podrían estar hipotéticamente asociadas con los comportamientos empíricos observados. Esta es la tarea de investigación que será desarrollada en un futuro próximo.

Anexo

Modelo final multinivel bivariado completo

$$\text{resp}_{1,jkl} \sim N(\lambda B, \Omega)$$

$$\text{resp}_{2,jkl} \sim N(\lambda B, \Omega)$$

$$\text{resp}_{1,jkl} = \beta_{0,jkl} \text{cons.leng}_{jkl} + \beta_{2,jk} \text{fem.leng}_{jkl} + -4,608(0,156) \text{repi.leng}_{jkl} + 1,352(0,080) \text{zeduc.leng}_{jkl} + -1,173(0,201) \text{fe*re.leng}_{jkl} + 0,756(0,101) \text{fe*edu.leng}_{jkl} + 2,414(0,113) \text{educ_c.leng}_{jkl} + 0,233(0,080) \text{fe*edu_c.leng}_{jkl}$$

$$\beta_{0,jkl} = 41,649(1,341) + f_{0j} + v_{0kl} + u_{0jkl}$$

$$\beta_{2,jk} = 3,312(0,637) + v_{2kl}$$

$$\text{resp}_{2,jkl} = \beta_{1,jkl} \text{cons.mat}_{jkl} + \beta_{3,jk} \text{fem.mat}_{jkl} + -4,553(0,154) \text{repi.mat}_{jkl} + 1,282(0,082) \text{zeduc.mat}_{jkl} + 0,296(0,069) \text{zecon.mat}_{jkl} + -0,737(0,205) \text{fe*re.mat}_{jkl} + 0,177(0,091) \text{fe*eco.mat}_{jkl} + 0,608(0,107) \text{fe*edu.mat}_{jkl} + 2,721(0,121) \text{edu_c.mat}_{jkl} + 0,144(0,080) \text{fe*edu_c.mat}_{jkl}$$

$$\beta_{1,jkl} = 40,918(1,641) + f_{1j} + v_{1kl} + u_{1jkl}$$

$$\beta_{3,jk} = 1,971(0,632) + v_{3kl}$$

$$\begin{bmatrix} f_{0j} \\ f_{1j} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = \begin{bmatrix} 19,264(6,623) & & & & & \\ 24,401(8,526) & 34,476(11,718) & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} v_{0kl} \\ v_{1kl} \\ v_{2kl} \\ v_{3kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} 69,476(2,186) & & & & & \\ 50,046(1,912) & 79,340(2,559) & & & & \\ -12,416(0,921) & 0 & 15,224(0,978) & & & \\ 0 & 0 & 5,667(0,655) & 11,345(0,885) & & \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0jkl} \\ u_{1jkl} \\ u_{2jkl} \\ u_{3jkl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} 225,870(1,245) & & & & & \\ 92,628(0,629) & 222,569(1,225) & & & & \\ -22,804(0,689) & 0 & 0 & & & \\ 0 & -7,883(0,714) & 0 & 0 & & \end{bmatrix}$$

Modelo	Significado
fem	femenino
repi	repite
zeduc	Educación
zecon	bienes
fe*re	femeninoXrepite
fe*edu	femeninoXeducación
fe*eco	femeninoXbienes
educ_c	educa_es: 'composición' de educación en la escuela
fe*edu_c	femeninoX'composición' educación

Notas

¹ En ese año, el secundario tenía una extensión de cinco años (bachillerato o comercial) o seis (técnica), posteriores a los siete años del nivel primario.

² Archivos en: <http://diniece.me.gov.ar/diniece/bases/Bases.php?codmenu=090102>, consultado 20 de abril de 2005.

³ Para el análisis, el estado de Buenos Aires se divide en Gran Buenos Aires (conurbano) y resto del estado. En el relevamiento no fueron incluidos: Córdoba, Entre Ríos, Formosa, La Pampa y La Rioja.

⁴ Cuando falta la información de alguna de las dos materias, se le imputa un valor estimado con base en las covarianzas entre ambas. Por tanto, todos los datos disponibles son usados. Obviamente, la confiabilidad aumenta a medida que aumenta la correlación entre ambas asignaturas y los datos perdidos resultan de procesos aleatorios.

⁵ El coeficiente de correlación intra-clase de la escuela para cada indicador de desempeño es la varianza del indicador en el nivel escuela sobre esa varianza + las varianzas a nivel alumno y provincia de ese indicador.

Referencias

- Alves Macedo, G. (2004). *Fatores associados ao rendimento escolar de alunos da 5a série (2000)- uma abordagem do valor adicionado e da heterogeneidade*, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR). Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, disponible en: http://www.inep.gov.br/download/estudos_pesquisas/edu_basica/Páginas.
- Arnot, M.; David, M. y Weiner, G. (1996). *Educational Reforms and Gender Equality in Schools*, Manchester: Equal Opportunities Commission.
- Arnot, M.; Gray, J.; James M.; Ruddock J y Duveen, G (1998). *Recent research on gender and educational performance*, Londres: Office for Standarts in Education.
- Blanco, B. (2008). "Factores escolares asociados a los aprendizajes en la educación primaria mexicana: un análisis multinivel", *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 6(1), pp. 58-84.
- Blanco, E.; De los Heros, M.; Florez, N.; Luna, M. y Zertuche, M. (2007). *Factores asociados al logro educativo de matemáticas y español en la Prueba ENLACE 2007: un análisis multinivel*, México: Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO), disponible en: <http://www.snee.sep.gob.mx/Enlace2008/Flacso.pdf>.
- Bryk, A. y Raudenbush (1992). *Hierarchical Linear Models for Social and Behavioral Research: Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park: CA:Sage.
- Cervini, R. (1999). "Calidad y equidad en la educación básica de argentina", *Factores Asociados al Logro Escolar*, 5, Buenos Aires: Ministerio de Cultura y Educación de la Nación.
- Cleary, T. A. (1992). "Gender differences in aptitude and achievement test scores", *Sex Equity in Educational Opportunity, Achievement, and Testing: Proceedings of the 1991 ETS invitational conference*, Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Cole, N.S. (1997). *ETS gender study: How females and males perform in educational setting*, Princenton, NJ: Education Testing Service.

- College Board (2006). *2006 college-bound seniors: Total group profile report*, Nueva York: The College Board.
- Connolly, P. (2006). "The effects of social class and ethnicity on gender differences in GCSE attainment: a secondary analysis of the Youth Cohort Study of England and Wales 1997-2001", *British Educational Research Journal*, 32(1), pp. 3-21.
- Demack, S; Drew, D y Grimsley, M (2000). "Minding the gap: ethnic, gender and social class differences in attainment at 16, 1988-95", *Race, Ethnicity and Education*, 3, pp. 117-143.
- Demie, F. (2001). "Ethnic and gender differences in educational achievement and implications for school improvement strategies", *Educational Research*, 43(1) pp. 91-106.
- DOEE (1998). *Informe de resultados. Tercer curso*. Asunción: Dirección de Orientación y Evaluación Educativa.
- Drew, D y Gray, J. (1990). "The fifth year examination achievements of black young people in England and Wales", *Education Research*, 32, pp. 107-117.
- Fernández Aguerre, T. (2002). "Determinantes sociales e institucionales de la desigualdad educativa en sexto año de educación primaria de Argentina y Uruguay, 1999. Una aproximación mediante un modelo de regresión logística", *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 7(16), pp. 501-536.
- Fernández Aguerre, T. (2006). *Reformas transitorias y desigualdades educativas persistentes. El caso de Uruguay entre 1996 y 2002*, Documento de Trabajo núm. 76, Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales-Departamento de Sociología-Universidad de la República, disponible en: <http://www.rau.edu.uy/fcs/soc/Publicaciones/Documentos/DocTrab76.pdf> (consultado el 1 de abril de 2009).
- Foster, V. (2000). "Gender, schooling achievement and post-school pathways: beyond statistics and populist discourse", en T. Maxwell (ed.) *Teaching in Context*, Canberra: ACER.
- Franco, C.; Ortigao, I.; Albernaz, A.; Bonamino, A.; Aguiar, G.; Alves, F. y Sátyro, N. (2007). "Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de 'factores intra-escolares'", *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 15(55), pp. 1-15.
- Gallagher, A. M. (1997). "Educational achievement and gender: a review of research evidence on the apparent underachievement of boys", *Research Report* núm. 6, Bangor: Department of Education for Northern Ireland.
- Gaviria, J.; Martínez-Arias, R. y Castro, M. (2004). "Un estudio multinivel sobre los factores de eficacia escolar en países en desarrollo: El caso de los recursos en Brasil", *Education Policy Analysis Archives*, 12(20), disponible en: <http://epaa.asu.edu/epaa/v12n20/>.
- Gilborn, D y Mirza, H. (2000). *Education inequality-mapping race, class and gender: a synthesis of research evidence*, Londres: Office for Standards in Education.
- Gonzales, P.; Guzman, J.C.; Partelow, L.; Pahlke, E.; Jocelyn, L.; Kastberg, D. y Williams, T. (2004). *Highlights from the trends in international mathematics and science study (TIMSS 2003)*, Washington, DC: National Center of Education Statistics.

- Hedges, L. V. y Nowell, A. (1995). "Sex differences in mental test scores, variability, and numbers of high-scoring individuals", *Science*, 269, pp. 41-45.
- Hyde, J. S. y Linn, M. C. (Eds) (1986). *The psychology of gender: advances through meta-analysis*, Baltimore, MD: John Hopkins University.
- IIMEC (1997). *Informe nacional sobre el desarrollo, validación y aplicación de las pruebas de diagnóstico de conocimientos*, San José de Costa Rica: Ministerio de Educación Pública.
- LLECE (2000). *Segundo informe del Primer Estudio Internacional Comparativo sobre Lenguaje, Matemática y Factores Asociados para alumnos del Tercer y Cuarto Grado de Educación Básica*, Santiago de Chile: UNESCO.
- LLECE (2008). *Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE)*, Santiago: Oficina Regional de Educación de la UNESCO para América Latina y el Caribe (OREALC)-UNESCO.
- Maccoby, E. y Jacklyn, C. (1974). *The psychology of sex differences*, Stanford, CA: Stanford University Press.
- Martin, M.; Mullis, I.; Gonzalez, E. y Chrostowski, S. (2004). *TIMSS 2003 International Report. Finding from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade*, Chestnut Hill, MA: International Study Center, Boston College.
- McEwan, P. (2001). "The effectiveness of public, Catholic, and non-religious private schools in Chile's voucher system", *Education Economics*, 9(2), pp. 103-128.
- Ministerio de Educación de Perú (2001). *Resultados de las pruebas de matemática y lenguaje: ¿Qué aprendimos a partir de la evaluación CRECER 1998?*, Unidad de Medición de Calidad Educativa (UMC), Boletín UMC núms. 5/6, Lima: Ministerio de Educación, disponible en: <http://www2.minedu.gob.pe/umc/admin/images/publicaciones/boletines/Boletin-0506.pdf>.
- Mortimore, P. y Sammons, P. (1994). "School effectiveness and value added measures", *Assessment in Education*, 1, pp. 315-332.
- Mortimore, P.; Sammons, P.; Stoll, L.; Lewis, D. y Ecob, R. (1988). *School Matters: the junior years*, Londres: Paul Chapman.
- Navarrete, C.; López, R. y Laguna, J. (2008). *Los factores asociados en la Evaluación Nacional del Rendimiento Académico 2006: Un análisis multinivel*, Managua: Ministerio de Educación de Nicaragua [en: http://www.mined.gob.ni/Bolet_MINED/Articulos%20y%20Opiniones/diciembre/pdf]
- NCES (2003). *The condition of education, indicator 11*, Washington, DC: National Center for Education Statics (NCES).
- Nowell, A. y Hedges, L. (1998). "Trends in gender differences in academic achievement from 1960-1994: an analysis of differences in mean, variance, and extreme scores", *Sex Roles*, 39, pp. 21-43.
- Nuttall, D.; Goldstein, H.; Prosser, R. y Rasbash, J. (1989). "Differential school effectiveness", *International Journal of Educational Research*. 13 (7), pp. 769-776.
- OECD (2001). *Pisa 2000: first results*, Paris: OECD.

- Piñeros, L. y Rodríguez, A. (1998). *Los insumos escolares en la educación secundaria y su efecto sobre el rendimiento académico de los estudiantes: un estudio en Colombia*, Human Development Department, LCSHD paper series, núm. 36, Washington, DC: The World Bank.
- Riddell, S. (1998). "Boys and under-achievement : the Scottish dimension", *International Journal of Inclusive Education*, 2, pp. 169–186.
- Sammons, P. (1995). "Gender, ethnic and socio-economic differences in attainment and progress: a longitudinal analysis of student achievement over 9 years", *British Educational Research Journal*, 4, pp. 465-485
- SIMCE (2005). *Análisis de las diferencias de logro en el aprendizaje escolar entre hombres y mujeres*, Santiago de Chile: Sistema de Medición de la Calidad de la Educación.
- SIMECAL (1998). *Rendimientos de 3° y 6° de educación primaria en lenguaje y matemática y factores asociados*, La Paz: Ministerio de Desarrollo Humano.
- Strand, S.; Deary, I. y Smith, P. (2006). "Sex difference in cognitive abilities test scores: A UK national picture", *British Journal of Educational Psychology*, 76, pp. 463-480.
- Thomas, S.; Sammons, P.; Mortimore, P. y Smees, R. (1997). *School Effectiveness and School Improvement*, 8(2), pp. 169-197.
- Tsui, M. (2007). "Gender and Mathematics achievement in China and the United States", *Gender Issues*, 24, pp. 1-11.
- Turner, E.; Riddell, S. y Brown, S. (1995). *Gender equity in Scottish schools: the impact of restructured education reforms*, Manchester: Equal Opportunities Commission.
- Universidad Pedagógica Nacional (1998). *Factores asociados al rendimiento académico*, Honduras: Secretaria de Educación.
- Vélez, E.; Schiefelbein, E. y Valenzuela, J. (1993). *Factores que afectan el rendimiento académico en la educación primaria – Revisión de la literatura de América Latina y El Caribe*. Documento presentado en el Seminario Regional sobre Medición del Rendimiento Educativo, 15-19 noviembre 1993, Ouro Preto, Brasil.
- Warrington, M. y Younger, M. (1997). "Gender and achievement: the debate at GCSE", *Education Review*, 10 (1), 21-27.
- Warrington, M. y Younger, M. (2007). "Closing the Gender Gap? Issues of Equity in English Secondary Schools", *Discourse: studies in the cultural politics of education*, 28(2), pp.219-242.
- Weiner, G.; Arnot, M. y David, M. (1997). "Is the future female? Female success, male disadvantage, and changing gender patterns in education", en A. H. Halsey, P. Brown y H. Lauder (eds.), *Education, Economy, Culture and Society*, Oxford: Oxford University Press.
- Wilder, G. y Powell, K. (1989). *Sex differences in test performance: a survey of the literature*, Educational Testing Service Research Report, núm. 4, Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Willms, J. D. y Raudenbush, S. W. (1989). "A longitudinal hierarchical model for estimating school effects and their stability", *Journal of Educational Measurement*, 26, pp. 209-232.

- Willingham, W. y Cole, N. (1997). "Research on gender differences", en W. W. Willingham y N. S. Cole (eds.), *Gender and Fair Assessment*, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Won, K.; Lam, W. y Ho, L. (2002). "The effects of schooling on gender differences", *British Educational Research Journal*, 28(6), pp. 827-843.
- Zorrilla, M. y Muro, F. (2004). *La enseñanza secundaria en México 2002. Una exploración de modelos explicativos de resultados de aprendizaje y características del alumno, del entorno familiar y escolar*, México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación, disponible en: http://www.inee.edu.mx/images/stories/documentos_pdf/Resultados_Evaluaciones/Estudios/Anteriores_2003/10_ensenanza_secund_mx02.pdf

Artículo recibido: 30 de enero de 2009
Dictaminado: 19 de marzo de 2009
Segunda versión: 16 de abril de 2009
Aceptado: 20 de abril de 2009