



Para citar este artículo, le recomendamos el siguiente formato:

Cervini, R. A. (2005). Variación de la equidad en resultados cognitivos y no cognitivos de la educación media de Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 7 (1). Consultado el día de mes de año en: <http://redie.uabc.mx/vol7no1/contenido-cervini3.html>

Revista Electrónica de Investigación de Educativa

Vol. 7, No. 1, 2005

Variación de la equidad en resultados cognitivos y no cognitivos de la educación media de Argentina

Variation in the Equity of Cognitive and Non-Cognitive Outcomes at the Secondary Education in Argentina

Rubén Alberto Cervini Iturre

racervini@arnet.com.ar

Departamento de Ciencias Sociales
Universidad Nacional de Quilmas

Salguero 2460, 5° Piso
Buenos Aires, Argentina

(Recibido: 26 de noviembre de 2004; aceptado el 29 de enero de 2005)

Resumen

Se analizan el nivel y las variaciones de la equidad en logros cognitivos y no cognitivos, en las materias de Matemáticas y Lengua, en el último año de la educación secundaria en Argentina. Se utilizan los datos disponibles del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario de 1998, realizado por el Ministerio de Cultura y Educación de dicha nación. El archivo analizado es de 116,894 alumnos de 2,062 escuelas. Se utiliza la técnica de modelos jerárquicos lineales o multinivel, con tres niveles: alumnos, escuela y Estado. Los objetivos son: evaluar el efecto de un conjunto de factores de (in)equidad educacional sobre resultados cognitivos y no cognitivos, la variación *interesuela* del efecto de tales

factores y la consistencia de efectividad institucional. El estudio detecta diferentes grados de variación en la (in)equidad institucional, dependiendo del tipo de logro y del factor de inequidad considerado. Constata también algunas variaciones en el grado de efectividad institucional respecto a diferentes tipos de alumnos, y discute las implicaciones de los hallazgos.

Palabras clave: Logro escolar, educación secundaria, inequidad educativa, efectividad escolar, resultados no cognitivos.

Abstract

The author examined both the level and variation of non-cognitive and cognitive (Mathematics and Language) student outcomes at the end of secondary education in Argentina. The study examined data of 116,894 students in 2,062 high schools from the *Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario 1998* (High School National Census of 1998). *Multilevel modeling* with three levels (student, school and state) was used to analyze the data. The objectives of this work were: to evaluate the effects of educational inequity factors on cognitive and non-cognitive educational outcomes, the “between-school” variation of such factors effects, and the consistency of institutional effectiveness. It was found that the institutional inequity depends on both the type of outcomes and the factors been considered. There exist some variations in the institutional effectiveness level with respect to different types of student. The author discusses the implications of these results.

Key words: School achievement, secondary education, educational inequality, school effectiveness, non-cognitive outcomes.

Introducción

En el presente estudio se determinaron y compararon los patrones de inequidad educativa en los logros cognitivos y no cognitivos de la escuela secundaria. Se prestó particular atención al grado en que las escuelas difieren entre sí respecto a su capacidad de lograr distribuciones equitativas de tales logros escolares. Con tal finalidad, se analizaron los datos del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario de Argentina.

Desde hace más de una década algunos organismos internacionales han abogando por un desarrollo con equidad, particularmente, referida ésta a una *mayor equidad en las oportunidades educativas* en la región latinoamericana (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 1992). En Argentina, la legislación reciente refleja plenamente esa preocupación. El principal objetivo de la Educación General Básica establecido por la Ley Federal de Educación (nº 24.195) de 1993 es “proporcionar una formación básica común a todos los niños y adolescentes del país garantizando su acceso, permanencia y promoción y la igualdad en la calidad y logros de los aprendizajes” (Art. 15, inciso a).

De acuerdo con esta formulación, el principio de equidad se refiere tanto a los *insumos educativos* (igualdad en la oferta), como a los resultados escolares obtenidos por los alumnos. Una forma de operacionalizar este concepto de equidad es estimando el grado de asociación entre los logros educativos del alumno y ciertos factores individuales de inequidad (origen social, género, etnia, etc.), tarea propia de las metodologías cuantitativas *correlacionales*. En este enfoque, cuanto mayor sea la correlación entre resultados escolares y esos factores, mayor será el grado de inequidad educativa. Pero con este método se evalúa también la eficacia redistributiva de la escuela respecto a los logros de sus alumnos; por eso, la tradición de estudios sobre *eficacia escolar* (Coleman *et al.*, 1966; Jencks, 1972) se inscribe en el tema más general de la equidad en educación.

La *técnica correlacional de modelos jerárquicos lineales* (multinivel), de reciente desarrollo (Aitkin y Longford, 1986; Bryk y Raudenbush, 1992; Goldstein, 1995), ha permitido operacionalizar otros aspectos del concepto de inequidad educativa, además de la simple correlación. A diferencia de los métodos tradicionales (Ordinary Least Squares [OLS]), el análisis multinivel estima sin sesgos el efecto de variables “contextuales” (Goldstein, 1995) de (in)equidad que, junto con el efecto de los factores individuales de (in)equidad conforman la magnitud total de (in)equidad y permiten saber si el efecto de los factores de equidad varía dentro de los diversos niveles de agregación (Lam, Wong y Ho, 2002; Nuttall, Goldstein, Prosser y Rasbash, 1989; Opdenakker y Van Damme, 2001; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Schreiber, 2002). Además, dado que la variación en cada nivel está especificada en términos de los coeficientes de las variables explicativas (Goldstein *et al.*, 1998), es posible determinar los efectos de los factores de equidad sobre aquella variación (Lee y Bryk, 1998; Schreiber, 2002). Además, permite estimar de forma *insesgada*, las posibles interacciones entre los factores individuales y contextuales de equidad (Lee y Bryk, 1998; Opdenakker y Van Damme, 2001) y los “residuos” para diferentes grupos de alumnos, especificados por nivel de agregación (Lee y Bryk, 1998; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Thomas, 2001). Este último aspecto constituye el interés central del presente trabajo.

Casi todas las investigaciones sobre equidad en resultados educativos han focalizado su atención en logros cognitivos. Sin embargo, es aceptado comúnmente que la escuela también “produce” resultados no cognitivos. Pocas investigaciones han evaluado el efecto diferencial de las unidades escolares sobre este tipo de resultados (Brookover, Beady, Flood, Schweitzer y Wisenbaker, 1979; Knuver y Brandsma, 1993). De la revisión de esos estudios surgen algunas constataciones relevantes. En primer lugar, los conceptos e indicadores utilizados varían notablemente. A veces se refieren a conductas escolares medidas a través de registros administrativos, como la disciplina y la asistencia (Mortimore, Sammons, Stoll, Ecob y Lewis, 1988), o a través de cuestionarios, como la integración social en la clase o las relaciones con los maestros (Opdenakker y Van Damme, 2000), el compromiso en el trabajo académico o los comportamientos escolares que pueden afectar el éxito en la escuela (Lee y Smith, 1993). En otras

ocasiones se trata de actitudes, intereses y autoconceptos respecto a diversas áreas curriculares y actividades de aprendizaje (Mortimore *et al.*, 1988; Opdenakker y Van Damme, 2000) o expectativas sociales más generales, como las aspiraciones educativas para el futuro (Coleman, Hoffer y Kilgore, 1982). En segundo lugar, existen marcadas diferencias entre las variaciones *interesescuela* de los resultados cognitivos y de los no cognitivos. Mientras que dicha variación en los cognitivos se sitúa en alrededor de 20% en los países desarrollados (Bosker y Witziers, 1996), y entre 30% y 60% en los del Tercer Mundo (Riddell, 1997), en los no cognitivos alcanza valores promedio muy inferiores (alrededor de 10%), e inclusive se torna prácticamente inexistente cuando se usan determinados indicadores (Opdenakker y Van Damme, 2000; Mortimore *et al.*, 1988).¹ En tercer lugar, los resultados pueden variar según el nivel educativo investigado (primario o secundario) y el método de análisis utilizado.

Más allá de todas estas constataciones, considerar variables no cognitivas (actitudes, valores, creencias, expectativas) como "resultados" de la acción de la escuela es altamente polémico. Para demostrar tal vínculo se requieren no solamente mediciones "antes-después" de cada resultado en cuestión, sino también diseños cuidadosos de investigación. Es muy probable que exista alta *selectividad institucional* a este respecto; es decir, las escuelas atraen o seleccionan determinado tipo de alumnos y, por lo tanto, las percepciones y actitudes de los alumnos "son frecuentemente la expresión de modos distintivos de adaptación a la escuela mediados por presiones extrainstitucionales" (Nash, 2002, p. 15), es decir, reflejan el efecto de los factores extraescolares contextuales, en tanto no se demuestre que estas actitudes hayan sido desarrolladas por la escuela. Para los estudios correlacionales que no cuentan con mediciones "antes-después" de los resultados no cognitivos, el único medio posible para atemperar este problema es el uso de buenas mediciones relativas a factores extraescolares, individuales y contextuales, que muy probablemente influyen de forma significativa sobre tales resultados. Aún así, en este tipo de diseño parece poco recomendable interpretar como *efecto escuela* al total de la variación interesescuela residual, especialmente cuando se trata de resultados no cognitivos.

En el presente estudio se exploraron y compararon la eficacia de modelos correlacionales de (in)equidad, las variaciones institucionales de la (in)equidad y la consistencia de las escuelas respecto a los resultados cognitivos y no cognitivos, y de los diferentes grupos de alumnos. Se aplicó un análisis multinivel a los datos del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario, de 1998, realizado por el Ministerio de Cultura y Educación de Argentina.

I. Antecedentes de investigación

Estudios anteriores sobre estas mismas bases de datos, pero limitados al rendimiento en Matemáticas (Cervini 2002, 2003a, 2003b., 2003c, 2004a), han indicado que el rendimiento promedio de las escuelas varía significativamente, es

decir, el logro esperado de cada alumno depende en gran medida de la escuela a la que asiste. Una alta proporción de esta variación se explica por el origen social, el género, los antecedentes académicos (repitencia) y la situación laboral del alumno. Cuanto más alto sea el nivel educativo de los padres (*capital cultural*) y el acceso del alumno y su familia a bienes de uso durable y servicios (*capital económico*) y la disponibilidad de bienes culturales y educativos (*capital cultural objetivado*), más alto será el rendimiento en Matemáticas. A la inversa, cuantas más horas dedique el alumno al trabajo extraescolar, menor será su nivel de rendimiento. Por otra parte, las mujeres y los repitientes obtienen, en promedio, rendimientos menores al de los varones y de los no repitientes, respectivamente. A pesar de estar definidos en el nivel *alumno*, el efecto de todos estos factores de (in)equidad educativa se detecta principalmente por el descenso de las diferencias entre las escuelas (varianza inexplicada), comportamiento que refleja el alto grado de segmentación o selectividad socioeconómica y académica institucional.

Adicional al efecto de los factores individuales de inequidad, existen *efectos contextuales*. Así por ejemplo, de dos alumnos repitientes similares, se deberá esperar peor rendimiento de aquel que se encuentre en una escuela con mayor proporción de repitientes. Esta conclusión es válida también para los contextos definidos por las horas de trabajo, la educación de los padres y la disponibilidad de bienes culturales y educativos. Por eso, la variación interes escuela del rendimiento promedio, no explicada por los factores individuales comentados anteriormente cae de manera abrupta cuando se consideran los indicadores de composición sociocultural de la escuela.

Los estudios antes mencionados han determinado también que la intensidad de (in)equidad institucional varía significativamente. Las escuelas difieren en su capacidad para compensar el efecto del origen social, del género o de los antecedentes académicos del alumno. La distancia entre el rendimiento promedio de los hombres y las mujeres, de los repitientes y los no repitientes, de los trabajadores y no trabajadores, varía entre las escuelas. Existen escuelas más “igualadoras” que otras (Bryck y Raudenbush, 1992).

Se detectaron también indicios de que esta variación interes escuela se asocia con los factores de (in)equidad. La capacidad predictiva de estos factores varía por escuela según el nivel de capital cultural del alumno, su género o historia de repitencia. En general, existe una menor variación entre las escuelas para los alumnos con menor estatus sociocultural; pero a medida que éste aumenta, también lo hace la varianza no explicada. Entonces, los rendimientos obtenidos por los alumnos con origen social menos favorable (*capital cultural bajo*) serán más próximos al promedio esperado para ese tipo de alumno en la escuela, que el de los alumnos de origen social más favorable respecto a su promedio esperado.

Por otra parte, la desventaja femenina se acentúa en contextos menos favorables social o académicamente. Además, el promedio esperado de los alumnos repitientes aumenta a medida que el porcentaje de ellos disminuye, pero su incremento relativo es inferior al experimentado por los alumnos no repitientes, por

lo cual, la distancia de rendimiento debida a los antecedentes académicos del alumno se acentúa a medida que los contextos sociocultural y académico se tornan más favorables.

Finalmente, los niveles de inequidad sociocultural (ej. educación de los padres) de las escuelas con igual composición serán más similares entre sí que con el resto de las escuelas. Esta conclusión no ha sido confirmada para los otros factores de inequidad –historia académica, género y tiempo diario de trabajo extraescolar–.

En resumen, los análisis anteriores:

Han permitido identificar diferentes aspectos de la inequidad en los resultados escolares: (a) Las probabilidades de aprendizaje en el nivel secundario están fuertemente vinculadas a la institución educativa a la que se accede; (b) la (in)equidad educativa opera principalmente a través de la segmentación sociocultural del entramado institucional; (c) pero, al mismo tiempo, las escuelas difieren respecto del grado en que los factores individuales de inequidad inciden en la distribución de los aprendizajes y además, (d) las escuelas se mostraron más eficaces con los alumnos de origen social favorecido, con los varones y con los no repitentes; (e) la (in)equidad del género, la repitencia y el “capital cultural objetivado” varían según ciertas características del contexto (Cervini, 2004b, p. 12).

Sin embargo, todas estas constataciones se refieren exclusivamente a los resultados en una prueba estandarizada de Matemáticas, por lo tanto, no pueden extrapolarse sin más a otros resultados cognitivos y menos aún, a los no cognitivos. Además, esos estudios no interrogaron acerca de la consistencia de la eficacia escolar respecto a resultados cognitivos y no cognitivos, y respecto a los diferentes grupos de alumnos. En el presente trabajo se abordan estas dos cuestiones.

II. Objetivos específicos

1. Determinar y comparar el efecto (asociación) de un modelo de factores de (in)equidad educacional sobre resultados cognitivos y no cognitivos, es decir, ¿la capacidad predictiva de los factores cambia según el tipo de resultado escolar?
2. Evaluar la variación interescuela del efecto de los factores sociodemográficos sobre los resultados escolares, es decir, ¿la fuerza de la incidencia de los factores varía entre las escuelas?
3. Conocer la consistencia de efectividad escolar para diferentes resultados (cognitivos y no cognitivos) y grupos de alumnos, es decir, ¿el grado relativo de efectividad de cada escuela para cada tipo de resultado y para cada tipo de alumno, es el mismo o varía significativamente?

III. Metodología

a) Datos

Los datos provienen de pruebas estandarizadas de Matemáticas y de Lengua, y de un cuestionario del estudiante; todos ellos componentes del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario, de 1998, realizado por el Ministerio de Cultura y Educación de Argentina. Los instrumentos fueron autoaplicados. Se incluyeron estudiantes con información en todas las variables criterio analizadas; sólo se incluyeron escuelas con orientación bachillerato o comercial,² y con información válida para 20 o más estudiantes. Bajo estas condiciones, el archivo quedó conformado por 116,894 alumnos de 2,062 escuelas de 20 Estados.³

b) Variables criterio cognitivas

Son los puntajes obtenidos por el alumno en pruebas estandarizadas:

- *Matemática*
- *Lengua*

c) Variables criterio no cognitivas

Estas variables provienen del cuestionario del alumno. Las preguntas presentan una escala de cuatro puntos como opción de respuesta (tipo Likert). Para identificar los constructos y seleccionar los ítems se usó el análisis de la componente principal con rotación varimax. Las mediciones utilizadas consistieron en la sumatoria simple de los puntajes de cada pregunta, previa inversión del sentido cuando fue necesario:

- *Éxito*: Expectativa de éxito futuro debido a la escuela, con seis ítems. Por ejemplo, “De acuerdo con lo aprendido en la escuela, ¿qué grado de éxito piensas que tendrás en los estudios universitarios?”
- *Profesor*: Percepción del alumno sobre las relaciones interpersonales profesor-alumno en el aula y la práctica docente, con tres ítems. Por ejemplo, “¿Cuántos de tus profesores están dispuestos a escuchar tus inquietudes?”
- *Motivación*: Motivación para las matemáticas, con seis ítems. Por ejemplo, “Matemáticas es la materia que más me interesa”.
- *Valoración*: Importancia dada al conocimiento de matemáticas, con tres ítems. Por ejemplo, “Los temas que aprendí en Matemáticas los puedo utilizar en mi vida cotidiana”.

d) Variables independientes

Son las características individuales del alumno y de la composición de la escuela:

- Las variables individuales del alumno se refieren a *capital económico familiar*, *capital cultural familiar*, género, antecedentes académicos y horas diarias de trabajo extraescolar. Se definen de la siguiente forma:
 - *Bienes+servicios*: Disponibilidad (Sí = 1; No = 0) de 14 bienes de uso durable y servicios en el hogar.
 - *Educación de padres*: Suma del nivel educativo del padre y de la madre (14 puntos); 1 = ninguno a 7 = universitario completo. Cuando la información del padre (madre) está ausente (*missing*), se asigna el valor de la madre (padre).
 - *Libros+didácticos*: Compuesto por:
 - *Libros*: Disponibilidad de libros en el hogar: 1 = menos de 10; 5 = más de 100.
 - *Didácticos*: Disponibilidad de libros, fichas y apuntes escolares: 1 = ninguno; 2 = algunos; 3 = todos.
 - Procedimiento de conformación de *libros+didácticos*: Se recodifica *libros* 1 = 0; 2 = 0.20; 5 = 0.80, y se agrega a *didácticos*.
 - *Femenino*: Mujeres = 1; hombres = 0.
 - *Repitiente*: 1 = alumno que repitió al menos una vez; 0 = alumno que no repitió.
 - *Hs_trabajo*: cantidad de horas por día que el estudiante dedica a trabajar; 0 = ninguna; 1 = hasta 2 hrs.; 5 = 5 o más hrs.
- Las variables de composición escolar son los promedios o los porcentajes de la escuela en cada variable individual del estudiante.

e) Breves comentarios sobre las variables

Los bienes y servicios en el hogar (capital económico) y el nivel educativo alcanzado por los padres (capital económico y cultural) han sido extensamente utilizados como mediciones del origen social del alumno en la investigación social, y en general, registran una alta asociación con el rendimiento escolar. Este es también el caso de libros en el hogar (capital cultural objetivado) y de libros y materiales didácticos escolares. Se decidió utilizar una combinación sumativa de ambos, porque la misma poseía una capacidad predictiva superior a la obtenida cuando ambos indicadores actuaban separadamente.

Las diferencias de género en el logro de Matemáticas es un tema recurrentemente investigado. En su revisión de un centenar de investigaciones, Friedman (1989) concluye que no hay diferencia entre sexos, y si la hay, es a favor de las mujeres. Para los primeros años de la secundaria algunas investigaciones informan ventajas para las mujeres (Tsai y Walberg, 1983), otras para los hombres (Hilton y Berglund, 1974) y otras para ninguno (Fennema y Carpenter, 1981). Para el final del secundario, sin embargo, la gran mayoría de las investigaciones reporta ventajas para los hombres (Friedman, 1989).

Dado que no se dispone de ningún indicador específico del nivel de logro académico antecedente del alumno, se utiliza el episodio de repitencia como un indicador *proxy*.

Más allá de algunas inconsistencias (Quirk, Keith y Quirk, 2002), la investigación ha coincidido en que el efecto del trabajo extraescolar sobre el desempeño académico depende de las horas de trabajo. En general, se detectan efectos negativos cuando la dedicación al trabajo supera de 15 a 20 horas semanales (Cooper, Valentine, Nye y Lindsay, 1999; Kablaoui y Pautler, 1991; Marsh, 1991; Steinberg y Kaufman, 1995; Steinberg y Dornbush, 1991). Algunos estudios longitudinales han sido también convergentes con esa conclusión (Mortimer, Finch, Ryu, Shanahan y Call, 1996; Quirk, Keith y Quirk, 2002; Singh, 1998). La interpretación más plausible es que a medida que aumentan las horas de trabajo disminuye la “oportunidad de aprender” (Carroll, 1963), uno de los principales condicionantes del nivel de rendimiento.⁴ Este razonamiento, sin embargo, debería relativizarse. Una revisión de investigaciones mostró que los alumnos involucrados en actividades extracurriculares (como deportes) tienen logros más altos (Holland y Andre, 1987), conclusión que ha sido confirmada por investigaciones más recientes (Marsh, 1992; Gerber, 1996).

Las mediciones de resultados no cognitivos son heterogéneas. Dos de ellas, *motivación* y *valoración*, son actitudes frente al conocimiento matemático, área tradicional y extensamente investigada. La medición *profesor* se refiere a ciertas características de la escuela consideradas asiduamente por las investigaciones sobre efectividad escolar, tales como cordialidad y disponibilidad que el docente muestra al estudiante (Moos, 1987), calidad de las relaciones estudiante/profesor (Power, Higgins y Kohlberg, 1989), enseñanza correctiva (Creemers, 1994) y tiempo efectivo de aprendizaje (Scheerens y Bosker, 1997). La variable *éxito*, en cambio, es una evaluación de la experiencia escolar en general o una percepción de las oportunidades educativas otorgadas por la escuela” (Power, Higgins y Kohlberg, 1989).

f) Técnica de análisis

Para el análisis de las relaciones entre el rendimiento y las diferentes variables se utilizó el programa MLwiN (Goldstein *et al.*, 1998), basado en el método de análisis estadístico por niveles múltiples o modelos jerárquicos lineales (Aitkin y Longford, 1986; Bryk y Raudenbush, 1992; Goldstein, 1995). Los datos permiten definir modelos con tres niveles de agrupamiento: el estudiante (nivel 1), la escuela (nivel 2) y el Estado (nivel 3). Este último nivel se incluye con el objeto de no sobreestimar la variación interes escuela, foco de interés de este trabajo.

g) Modelos y estrategia de análisis

El análisis se desarrolló en tres etapas, correspondientes a los objetivos propuestos:

1. Efecto de los factores de inequidad sobre los resultados cognitivos y no cognitivos. En esta etapa la secuencia de análisis respondió al criterio de distinguir y determinar los efectos de las características sociodemográficas del alumno individual, sus antecedentes académicos, el contexto sociodemográfico escolar y la composición académica de la escuela. Se adoptaron las mediciones de factores de (in)equidad individual descritas arriba, y cuyas eficacias respecto del logro en Matemáticas han sido evaluada en otro trabajo (Cervini, 2004b). El modelo empírico general ajustado se expresa así:

$$\text{Logro}_{ijk} = \beta_{0ijk} \text{cons} + \sum \beta_1 \text{Flia_Alum}_{ijk} + \beta_2 \text{Repitiente}_{ijk} + \\ + \sum \beta_3 \text{Contexto_Esc}_{jk} + \beta_4 \text{Repitiente}\%_{jk}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + v_{0k} + \mu_{0jk} + e_{0ijk}$$

Donde:

Logro_{ijk} es el puntaje obtenido en pruebas cognitivas (Matemáticas o Lengua) o no cognitivas, por el alumno i en la escuela j en la provincia k .

$\sum \beta_1$ es un conjunto de parámetros a ser estimados y que expresan las relaciones entre el logro y algunas características socioeconómicas y culturales de la familia, la cantidad de horas diarias de trabajo y el género del alumno (diferencia promedio entre los logros de hombres y mujeres).

β_2 es un parámetro que indica la diferencia promedio entre los logros de alumnos repitientes y no repitientes.

$\sum \beta_3$ es un conjunto de parámetros a ser estimados y que expresan las relaciones entre el logro y algunas características socioeconómicas y culturales del *contexto* (composición socioeconómica) de la escuela a la que pertenece el alumno.

β_4 es un parámetro que expresa la relación entre el logro y la proporción de alumnos repitientes en la escuela;

cons es una constante = 1

β_{0ijk} es un parámetro asociado a *cons* con β_0 de logro promedio estimado (parte fija).

v_{0k} , μ_{0jk} y e_{0ijk} son “residuos” a nivel provincia, escuela y alumno, respectivamente; cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas con media = 0 y cuyas varianzas respectivas (σ_v , σ_μ y σ_e) deberán estimarse de nuevo.

A modo de ilustración, el modelo que incluye solamente las características sociodemográficas del alumno individual se expresa así:

$$\begin{aligned}\text{Logro}_{ijk} &= \beta_{0ijk}\text{cons} + \beta_1\text{educacion_padres}_{ijk} + \beta_2\text{libros+didacticos}_{ijk} + \\ &+ \beta_3\text{bienes+servicios}_{ijk} + \beta_4\text{hs_trabajo}_{ijk} + \beta_5\text{femenino}_{ijk} \\ \beta_{0ijk} &= \beta_0 + v_{0k} + \mu_{0jk} + e_{0ijk}\end{aligned}$$

Donde:

Logro_{ijk} es el puntaje obtenido en pruebas cognitivas (Matemáticas o Lengua) o no cognitivas, por el alumno i en la escuela j en la provincia k .

β_1 , β_2 , β_3 y β_4 son parámetros a ser estimados, y expresan el grado en que las diferencias entre alumnos respecto a *educación de padres*, *libro+didáctico*, *bienes+servicios* y *horas diarias de trabajo*, respectivamente, se relacionan con el logro en Matemáticas.

β_5 expresa la diferencia promedio entre el logro de hombres y mujeres.

cons es una constante = 1 y β_{0ijk} es un parámetro asociado a cons , con β_0 de logro promedio estimado (parte fija).

v_{0k} , μ_{0jk} y e_{0ijk} son residuos a nivel provincia, escuela, y alumno, respectivamente, cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media = 0 y cuyas varianzas respectivas (σ_v , σ_μ y σ_e) deberán estimarse de nuevo.

A partir de este modelo, se incorporan, sucesivamente, el antecedente de repetición del alumno (repite), el *contexto* sociodemográfico escolar y la *composición* académica de la escuela. Esta secuencia de modelización se realiza para cada una de las variables-criterio. Dado que el objetivo es evaluar la magnitud del efecto de estos modelos de factores de (in)equidad educativa, el análisis se centra en la disminución de la magnitud de los residuos no explicados a nivel escuela, sin prestar atención a posibles problemas de *colinealidad* entre los factores ni intentar identificar un modelo final depurado y más parsimonioso.

2. Aleatorización: Análisis de la variación del efecto de los factores de (in)equidad educativa en el nivel escuela.
3. Consistencia institucional: Análisis de la variación de la efectividad escolar por tipos de resultados y por grupos de alumnos, con base en la correlación de residuos en el nivel escuela.

Dado que las variables criterios están expresadas en diferentes escalas y con el objeto de facilitar la comparación de resultados, todas ellas han sido estandarizadas. El ajuste de los diferentes modelos se evalúa con el test de la razón de máxima verosimilitud.⁵

IV. Resultados

Los resultados se presentan de acuerdo con los objetivos propuestos y la estrategia de análisis adoptada. En cada punto se explica brevemente el procedimiento realizado.

a) Efecto de los factores de inequidad

La Tabla I presenta las estimaciones de la variación no explicada (residuos) en cada nivel de agregación (alumno, escuela, Estado) para todos los modelos analizados.

Tabla I. Partición porcentual de la varianza, por resultados (cognitivos y no cognitivos) y por niveles de agregación, según modelos de regresión

Variables criterio y niveles	Vacio		Modelos de regresión				
	Prom.	% (*)	A	B	C	D	E
			Sociodemo- gráfico	Repitencia escolar	(A+B)	(C + contexto social)	(D + % repitencia)
Matemáticas	-0.346						
Estado	12.3		10.5	12.0	10.4	5.5	6.1
Escuela	32.3		27.0	29.1	25.0	18.0	17.1
Alumnos	57.7		56.6	56.7	55.8	55.8	55.8
Lengua	-0.287						
Estado	9.1		7.4	8.7	7.3	3.1	3.3
Escuela	30.9		24.9	26.9	22.8	16.3	15.5
Alumnos	63.3		60.3	61.8	59.3	59.3	59.3
Éxito	0.093						
Estado	2.8		1.8	2.7	1.8	0.8	0.7
Escuela	10.8		8.5	9.2	7.5	5.0	4.7
Alumnos	87.7		86.1	87.2	85.7	85.7	85.7
Profesor	0.004						
Estado	1.7		1.3	1.5	1.3	0.9	0.8
Escuela	13.3		12.8	12.8	12.7	12.0	11.9
Alumnos	87.2		85.7	87.2	85.7	85.7	85.7
Motivación	0.056						
Estado	0.4		0.6	0.4	0.6	0.6	0.5
Escuela	4.9		4.7	4.8	4.7	4.5	4.5
Alumnos	95.2		92.3	94.9	92.3	92.0	92.0
Valoración	0.078						
Estado	0.7		0.9	0.7	0.9	1.2	1.2
Escuela	4.2		3.9	4.0	3.7	3.5	3.4
Alumnos	95.7		94.0	95.4	93.8	93.8	93.8

* La suma de los porcentajes es levemente superior a 100% debido a las fluctuaciones de muestreo.

Nota: Todas las estimaciones son estadísticamente significativas y son originales de la varianza en cada nivel. Los errores estándar asociados están disponibles con el autor.

Modelo *vacío* (“nulo” o incondicional): partición inicial de la varianza de cada variable-criterio en los tres niveles de agregación y sin ningún predictor. Estima la media global (parte fija) y, simultáneamente, la variación (%) en cada nivel de agregación (Estado, escuela y alumno), (parte aleatoria). Así por ejemplo, la media global estimada para Matemáticas es -0.346, de la cual 12.3% de la variación total alrededor corresponde a la variación de las medias estatales en torno de la media global, 32.3% corresponde a la variación de los promedios de las escuelas en torno del promedio del Estado al que pertenecen (variación interescuela) y 57.7% corresponde a la variación de los rendimientos de los alumnos en torno del rendimiento promedio de la escuela de pertenencia (variación intraescuela).

Todas las variaciones interescuela son estadísticamente significativas. Las escuelas difieren entre sí respecto a los resultados que obtienen sus estudiantes, sean cognitivos o no cognitivos. Sin embargo, es sobre los primeros que la institución educativa está más asociada –alrededor del tercio de la variación total de ambos rendimientos–. En cambio, esa variación es de 11 a 13% cuando se trata de la expectativa de éxito futuro o de las relaciones alumno-profesor y menor a 5% en el caso de la *motivación* y la *valoración* de las Matemáticas. Por otra parte, sólo los logros cognitivos difieren significativamente entre Estados y, como consecuencia, las variaciones “entre-estudiante” (intraescuela) de los no cognitivos alcanzan valores muy superiores a los observados en los cognitivos. En términos generales, esta distribución es razonable ya que los resultados cognitivos le deben más a la escuela que los no cognitivos, vinculados más estrechamente con el origen y contexto familiar.

En resumen, si bien el efecto del agrupamiento institucional de los estudiantes es evidentemente más fuerte en los resultados cognitivos, los no cognitivos referidos a las actitudes socioeducativas generales también muestran una relación importante con ese criterio de agrupamiento. Entonces, los estudiantes obtendrán rendimientos más altos o bajos, expectativas de éxito y percepciones de su relación con los docentes, dependiendo del colegio al que asisten. Esta predicción se acentúa cuando se refiere a las actitudes específicas sobre las matemáticas.

- Modelo A. Todas las variables individuales del alumno referidas a características sociodemográficas se incluyen simultáneamente en el modelo “vacío”. A modo de ejemplificación de esta operación, el resultado con Matemáticas es el siguiente:

$$\begin{aligned} \text{matemática}_{ijk} = & \beta_{0ijk} \text{cons} + 0.031(0.001) \text{educación_padres}_{ijk} + 0,077(0,004) \text{libro+didactico}_{ijk} \\ & + 0.006(0.001) \text{bienes+servicios}_{ijk} + -0.029(0.002) \text{hs_trabajo}_{ijk} + \\ & + -0.047(0.005) \text{femenino}_{ijk} \end{aligned}$$

$$\beta_{0ijk} = -0.774(0.077) + v_{0k} + \mu_{0jk} + e_{0ijk}$$

Estos resultados confirman estudios anteriores que indicaban una estrecha correlación de estos factores con el rendimiento en Matemáticas (Cervini, 2002; 2003a). Las mujeres obtienen, en promedio, rendimientos menores al de los varones. Las tres mediciones referidas al origen sociocultural del alumno mantienen un efecto positivo propio; por tanto, mientras más alto sean el nivel educativo de los padres y/o el acceso del alumno a bienes de uso durable y servicios (capital económico), y/o la disponibilidad de bienes culturales y educativos, más alto será el rendimiento en Matemáticas. Finalmente, la estimación del efecto de las horas de trabajo y su signo negativo (-0.029) indican que cuantas más horas trabaja el alumno, menor será su nivel de rendimiento. La estimación del efecto de cada una de estas variables es significativamente alta ($p < 0.001$). Este conjunto de variables individuales produce una disminución muy leve de la variación “entre-alumno” dentro de la escuela (de 57.7 a 56.6), mientras que el efecto sobre la variación interesescuela es superior a 16%.

La capacidad explicativa de estos factores de (in)equidad es notoriamente más fuerte en los resultados cognitivos que en los no cognitivos, y entre estos, su mayor asociación es con el *sentido del éxito*. El mayor efecto se detecta a nivel de las diferencias entre las escuelas y no entre alumnos, reflejando el alto grado de segmentación o selectividad institucional por características socioculturales del alumno.⁶

- Modelo B: La variable *dummy* (repite) se incluye sola en el modelo vacío. Esta operación produce una reducción estadísticamente significativa de la varianza a nivel escuela en todas las variables-criterio analizadas. Entonces, los rendimientos en Matemáticas y Lengua, las expectativas de éxito futuro, (la percepción de) las relaciones con los docentes, la motivación y valoración de la Matemáticas de los alumnos repitentes serán más bajas que las de sus colegas no repitentes. No obstante, la magnitud del residuo a nivel escuela de este modelo es, en general, superior al dejado por el Modelo A. Por lo tanto, la magnitud del efecto producido por la repitencia es inferior al producido por las variables integradas a dicho modelo.
- Modelo C: En este paso las variables sociodemográficas y la repitencia escolar se incluyen simultáneamente. Las estimaciones indican que los resultados cognitivos y la expectativa de éxito son efectivamente factores de (in)equidad escolar; es decir, la repitencia escolar agrega un porción significativa a la explicación de la variación de esas variables-criterio. Así, por ejemplo, para el caso del rendimiento en Matemáticas, los resultados son los siguientes:

$$\begin{aligned} \text{matemática}_{ijk} = & \beta_{0ijk} \text{cons} + 0.027(0.001) \text{educación_padres}_{ijk} + 0.071(0.004) \text{libro+didactico}_{ijk} \\ & + 0.006(0.001) \text{bienes+servicios}_{ijk} + -0.023(0.002) \text{hs_trabajo}_{ijk} + \\ & + -0.062(0.005) \text{femenino}_{ijk} + -0.245(0.006) \text{repitiente}_{ijk} \\ \beta_{0ijk} = & -0.670(0.076) + v_{0k} + \mu_{0jk} + e_{0ijk} \end{aligned}$$

En cambio, con *motivación*, *valoración* y *profesor* las estimaciones de este modelo son muy similares a las del Modelo A.

- Modelo D: Las variables de *composición* (agregación de las variables sociodemográficas en el nivel escuela) se incluyen en el modelo anterior, operación que permite detectar la existencia del “efecto contexto”. Para las variables *matemática*, *lengua* y *éxito*, tal efecto es notorio en la disminución de la varianza interes escuela no explicada en alrededor de 30%. Por ejemplo, en Matemáticas, la disminución relativa es de 28% [(25.0-18.0)/25.0*100]. Este nivel explicativo no se observa en ninguno de los resultados no cognitivos restantes.
- Modelo E: Se agrega el porcentaje (%) de alumnos repitientes en la escuela. Se registra una disminución de la varianza interes escuela sólo respecto de los resultados cognitivos y de *éxito*.

En términos relativos, esta sucesión de modelos es notoriamente más eficaz con los resultados cognitivos que con los no cognitivos, excepto en *éxito*. De hecho, la variación interes escuela en los modelos vacíos de Matemáticas, Lengua y *éxito* ha descendido en 50% en el Modelo E, cambio muy distinto del experimentado por los resultados no cognitivos restantes. De la variación inicial total, estos modelos han explicado aproximadamente un cuarto en el caso de los resultados cognitivos, 10% de (*éxito*) y no más de 3.7% de los no cognitivos restantes.

b) Aleatorización

En los modelos anteriores se suponía que la intensidad de la asociación entre la variable-criterio y cada uno de los factores individuales era similar en todas las escuelas; sin embargo, puede variar. Para evaluar esta posibilidad se debe permitir que tal correlación varíe a nivel escuela (aleatorización). Con la finalidad de simplificar el análisis, se modeliza solamente la varianza de cada efecto, manteniendo fijas las covarianzas de los diversos efectos entre sí y de éstos con el rendimiento promedio de la escuela (intercepto). El objetivo es saber si la fuerza de la incidencia de esos factores varía entre las escuelas. En la Tabla II se indica la significación estadística de la varianza (nivel 2) de cada factor para cada variable-criterio.⁷

Tabla II. Significación estadística de la varianza aleatoria (nivel escuela) de cada factor de inequidad, según resultados escolares

Factores de (in)equidad	Resultados escolares					
	Matemática	Lengua	Éxito	Profesor	Motivación	Valoración
Educación padre	***	***	***	***	**	ns
Bienes+servicios	***	***	*	***	ns	Ns
Libros+didáctico	*	ns	ns	ns	ns	Ns
hs_trabajo	***	***	***	***	***	***
Género	***	***	***	***	***	***
Repitencia escolar	***	***	***	***	***	***

*** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$; ns: no significativo.

La mayoría de los efectos aleatorios en el nivel escuela varían significativamente. Las distancias entre hombres-mujeres, repitientes-no repitientes, y trabajadores-no trabajadores varían significativamente en todos los resultados escolares. En cambio, los efectos de *educación+padres* y *bienes+servicios* no varían entre las escuelas cuando se trata de la motivación y de la valoración de las Matemáticas. El resultado más llamativo es la estabilidad del efecto de la tenencia de libros y didácticos *libros+didacticos* respecto a todos los resultados escolares estudiados.

c) Consistencia institucional

En este paso se evalúa: (1) la consistencia de la efectividad escolar para los diferentes resultados considerados (cognitivos y no cognitivos) y (2) para diferentes grupos de alumnos. En ambos casos, el criterio de evaluación es la correlación entre residuos del nivel escuela (nivel 2), “ajustados” con el Modelo D:

1. Consistencia por resultados escolares. Se trata de conocer si las escuelas son igualmente efectivas respecto de los resultados cognitivos y no cognitivos (Tabla III). La mayor consistencia se registra entre los resultados académicos; sin embargo, el coeficiente estimado ($=0.69$) indica que, en gran medida, la eficacia escolar varía según el área curricular considerada. Las escuelas con mayor efecto sobre el logro en Matemáticas no son necesariamente las que tienen el mayor efecto sobre el logro en Lengua. Por otro lado, el rango de las correlaciones entre los resultados no cognitivos es de 0.38 a 0.47, correlaciones cercanas entre sí, pero aún más bajas que la anterior. Finalmente, las correlaciones entre resultados cognitivos y no cognitivos son notoriamente bajas (en un rango de 0.04 a 0.29), e indican alta inconsistencia de efectividad escolar respecto de estos dos tipos de resultados.

Tabla III - Coeficientes de correlación (r-Pearson) entre residuos (nivel escuela) de los resultados escolares, ajustados por el Modelo D

Indicadores	Indicadores de resultados escolares				
	Matemáticas	Lengua	Éxito	Profesor	Motivación
Lengua	0.6930				
Éxito	0.2882	0.2939			
Profesor	0.0395	0.1132	0.3902		
Motivación	0.1418	0.0994	0.2092	0.4656	
Valoriza	0.1689	0.2005	0.4732	0.3840	0.4206

2. Consistencia por grupo de alumnos. El objetivo es establecer si existen grados de efectividad desiguales para diferentes tipos de alumnos, definidos con base en algunos factores de (in)equidad individual. El procedimiento consiste en estimar las correlaciones de los residuos ajustados (Modelo D) de los grupos de alumnos definidos con base en el género, la repitencia escolar, la educación de los padres, las horas de trabajo y la tenencia de libros y recursos didácticos (ver definición en la nota de la Tabla IV).

No existe correlación perfecta de efectividad para diferentes grupos de alumnos (Tabla IV). Los indicios de mayor consistencia corresponden a los resultados cognitivos, particularmente en los grupos de alumnos categorizados según la actividad laboral extraescolar y la tenencia de libros y material didáctico. La menor consistencia de efectividad respecto de resultados cognitivos se registra en los residuos de Lengua para hombres y mujeres. Entre los resultados no cognitivos sobresalen las altas consistencias entre repetidores-no repetidores y trabajadores-no trabajadores, respecto a la (percepción de la) relación con los docentes (*profesor*). Mientras que por otro lado, aparecen fuertes inconsistencias en resultados no cognitivos como la motivación para las matemáticas entre mujeres y hombres o la valoración de las matemáticas entre poseedores y no poseedores de capital cultural objetivado (libros y material didáctico).

Tabla IV. Coeficientes de correlación (r-Pearson) entre residuos (nivel escuela) ajustados con el Modelo D por resultados escolares y según grupos de alumnos

Variables criterio	Criterios de agrupamiento				
	Género*	Repitencia escolar**	Horas de trabajo***	Educación de padres****	Libros + didácticos*****
Matemáticas	0.906	0.915	0.939	0.900	0.933
Lengua	0.866	0.918	0.937	0.905	0.940
Éxito	0.867	0.841	0.810	0.793	0.814
Profesor	0.870	0.938	0.945	0.881	0.880
Motivación	0.777	0.808	0.866	0.848	0.853
Valoración	0.803	0.783	0.825	0.856	0.726

(*) Hombres vs. mujeres;

(**) Alumnos con repitencia vs. alumnos sin repitencia escolar

(***) Alumnos que trabajan 4 o más horas vs. alumnos que no trabajan

(****) Baja (= 1 a 5) vs. alta (= 10 a 13)

(*****) Bajo (= 1.0 a 2.2) vs. alto (= 3.4 a 3.8).

Conclusiones

En este trabajo se exploraron los efectos del agrupamiento de los alumnos en escuelas, sobre diversos resultados cognitivos y no cognitivos. Los datos mostraron que la variación de los logros cognitivos promedio de las escuelas es notoriamente más importante que la relativa a los valores promedio de las variables no cognitivas. Este resultado es, en general, convergente con la literatura internacional revisada. El agrupamiento escolar afecta diferencialmente a los resultados cognitivos y a los no cognitivos. Se comportan como resultados escolares diferentes.

Por otra parte, la magnitud del efecto escuela sobre los resultados no cognitivos varía notoriamente según sea el aspecto estudiado. De acuerdo con los datos analizados, las escuelas difieren muy poco entre sí respecto a indicadores no cognitivos referidos específicamente a las matemáticas (motivación y valorización) y más pronunciadamente respecto a otro tipo de indicadores referidos a la valoración de la escuela, tanto en general (sentido del éxito) como en particular (relaciones con los docentes de la escuela).

La capacidad explicativa de los factores de inequidad estudiados (origen social, género, repitencia), individuales y contextuales, es significativamente mayor con los indicadores cognitivos que con los no cognitivos. La única excepción es el "sentido del éxito", afectado fuertemente por tales factores. En todos los casos, ese efecto se manifiesta principalmente a través de una importante reducción de la variación interes escuela, comportamiento que refleja la segmentación socioeconómica del sistema educativo. Por lo tanto, las variaciones iniciales entre

los alumnos, o sea, dentro de la escuela, permanecen en gran medida sin explicación. Esto es más notorio en los resultados no cognitivos relativos a la motivación y valoración del saber matemático, es decir, actitudes respecto a contenidos curriculares específicos.

Las escuelas difieren entre sí respecto en cuanto a su capacidad “igualadora” frente al efecto de los diferentes factores de inequidad. Las excepciones a esta tendencia general se relacionan con el efecto del origen social del alumno (educación de los padres y bienes y servicios en el hogar) sobre las actitudes frente a las matemáticas, el cual no varía significativamente entre las escuelas. En este aspecto entonces, todas las escuelas serían igualmente (in)equitativas. Por otra parte, el efecto del acceso al capital cultural objetivado (libros y didácticos) sobre cada uno de los resultados no varía entre las escuelas. Al parecer, no existen prácticas pedagógicas ni institucionales que produzcan ventajas redistributivas frente a esta desigualdad entre los alumnos.

Las escuelas son poco consistentes en cuanto a la eficacia para obtener diferentes resultados con sus alumnos. Las correlaciones entre los desempeños de las escuelas en los diferentes resultados estudiados, medidos por los residuos “ajustados”, son notoriamente bajas. Aún la más fuerte –Matemáticas vs. Lengua– indica que el resultado cognitivo obtenido por cualquier escuela en un área curricular determinada, no puede ser usado para predecir de forma confiable el resultado que obtendrá en alguna otra área del mismo tipo. Menos confiable serán las predicciones de resultados no cognitivos a partir de los cognitivos, e inclusive, de no cognitivos entre sí.

La capacidad igualadora de la escuela respecto a determinadas clases de alumnos es heterogénea, fluctuante, y depende del tipo de resultado considerado. En general, las mayores consistencias se verifican con los resultados cognitivos ($r: 0.87 - 0.94$), pero no son correlaciones perfectas. La más baja entre ellas implica que el resultado relativo en Lengua, obtenido por las alumnas de una escuela cualquiera y ajustado por los factores de equidad, no puede ser usado para predecir, sin una cuota de error importante, el resultado relativo obtenido por los alumnos de esa misma escuela. Esta misma conclusión es extensible para casi la totalidad de las consistencias entre grupos de alumnos que fueron exploradas. Por lo tanto, las *escuelas integrales*, donde las acciones pedagógicas tengan efectos igualadores en todos los aspectos (cognitivos y no cognitivos) del aprendizaje y respecto a los diferentes grupos de alumnos, son las menos frecuentes. La equidad institucional debe ser evaluada con un enfoque multidimensional, atendiendo a la mayor cantidad de aspectos posibles en los resultados escolares.

Referencias

Aitkin, M. y Longford, N. (1986). Statistical modelling issues in school effectiveness. *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 149, 1-42.

Bosker, R. J. y Witziers, B. (1996, abril). The magnitude of school effects or: Does it really matter which school a student attends? Trabajo presentado en *Annual Meeting of the American Educational Research Association*, Nueva York.

Brookover, W., Beady, C., Flood, P., Schweitzer, J. y Wisenbaker, J. (1979). *Schools, social systems and student achievement. Schools can make a difference*. Nueva York: Praeger.

Bryk, A. y Raudenbush, S. (1992). *Hierarchical Linear Models for Social and Behavioral Research: Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park, CA: Sage.

Carroll, J. (1963). A model of school learning. *Teachers College Record*, 43 (8), 723-733.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (1992). *Educación y conocimiento. Eje de la transformación productiva con equidad*. Santiago: Autor.

Cervini, R. (2002). Desigualdades socioculturales en el aprendizaje de matemática y lengua de la educación secundaria en Argentina: Un modelo de tres niveles. *Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 8 (2). Consultado el 12 de octubre de 2004, en:

http://www.uv.es/RELIEVE/v8n2/RELIEVEv8n2_1.htm

Cervini, R. (2003a 10 de febrero). Diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos entre estudiantes de escuelas públicas y privadas en la educación secundaria de Argentina: Un análisis multinivel. *Education Policy Analysis Archives*, 11. Consultado el 12 de octubre de 2004, en:

<http://epaa.asu.edu/epaa/v11n6/>

Cervini, R. (2003b). Relaciones entre composición estudiantil, proceso escolar y el logro en matemáticas en la educación secundaria en Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 5 (1). Consultado el 12 de octubre de 2004, en:

<http://redie.ens.uabc.mx/vol5no1/contenido-cervini2.html>

Cervini, R. (2003c). La eficacia educativa del sector público. El caso de las escuelas secundarias técnicas en Argentina. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, 33 (3), 53-92.

Cervini, R. (2004a). Influencia de los factores institucionales sobre el logro en matemática de los estudiantes en el último año de la educación Media de Argentina. Un modelo de tres niveles. *Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 2 (1). Consultado el 12 de octubre de 2004, en:

<http://www.ice.deusto.es/rinace/reice/vol2n1/Cervini.pdf>

Cervini, R. (2004b 12 de octubre). Nivel y variación de la equidad en la educación media de Argentina. *Revista Iberoamericana de Educación*, 34 (4). Consultado el 10 de diciembre de 2004 en:

<http://www.campus-oei.org/revista/deloslectores/844Cervini.PDF>

Coleman, J., Campbell, E., Hobson C., McPartland, J., Mood, A., Weinfeld, F. y York, R. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: Government Printing Office-U.S. Department of Health, Education and Welfare, Office of Education.

Coleman, J., Hoffer, T. y Kilgore, S. (1982). *High school achievement: Public, catholic and private schools compared*. Nueva York: Basic Book.

Cooper, H., Valentine, J. C., Nye, B. y Lindsay, J. J. (1999). Relationships between five after-school activities and academic achievement. *Journal of Educational Psychology*, 91 (2), 369-378.

Creemers, B. (1994) Effective instruction: An empirical basis for a theory of educational effectiveness. En D. Reynolds, B. Creemers, P. S. Nesselrodt, E. C. Shaffer, S. Stringfield y C. Teddlie, *Advances in school effectiveness research and practice* (Cap.10, pp.189-203). Oxford: Pergamon.

Fennema, E. y Carpenter, T. P. (1981). Sex related differences in mathematics: Results from national assessment. *Mathematics Teacher*, 74 (7), 554-559.

Fraser, B. (1989). Twenty years of classroom climate work: Progress and prospect. *Journal of Curriculum Studies*, 21 (4), 307-327.

Friedman, L. (1989). Mathematics and the gender gap: A meta-analysis of recent studies on sex differences in mathematical tasks. *Review of Educational Research*, 59 (2), 185-213.

Gerber, S. (1996). Extracurricular activities and academic achievement. *Journal of Research and Development in Education*, 30 (1), 42-50.

Goldstein, H. (1995). *Multilevel statistical models*. Londres: Edward Arnold.

Goldstein, H. Rasbash, J., Plawis, I., Draper, D., Browne, W., Yang, M., Woodhouse, G. y Healy, M. (1998). *A user guide to MlwinN*. Londres: University of London.

Hilton, T. L. y Berglund, G. W. (1974). Sex differences in mathematics achievement: A longitudinal study. *The Journal of Educational Research*, 67 (5), 232-237.

Holland, A. y Andre, T. (1987). Participation in extracurricular activities in secondary school: What is known, what needs to be known? *Review of Educational Research*, 57 (4), 437-466.

Jencks, C. L., Smith, M., Acland, H., Bane, M. J., Cohen, D. K., Gintis, H. *et al.* (1972). *Inequality: a reassessment of the effects of family and schooling in America*. Nueva York: Basic.

Kablaoui, B. N. y Pautler, A. J. (1991). The effect of part-time work experience on high school students. *Journal of Career Development*, 17 (3), 195-211.

Knuver, A. y Brandsma, H. (1993). Cognitive and affective outcomes in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, 4 (2), 189-204.

Lam, R., Wong, K. C. y Ho, L. M. (2002). School effectiveness of a streamed-school system: A multilevel modelling of the Hong Kong secondary schools. *Australian Journal of Education*, 46 (3), 287-304.

Lee, V. y Bryk, A. (1998). A multilevel model of the social distribution of high school achievement. *Sociology of Education*, 62 (3), 172-192.

Lee V. y Smith, J. (1993). Effects of school restructuring on the achievement and engagement of middle-grade students. *Sociology of Education*, 66 (3), 164-187.

Marsh, H. W. (1991). Employment during high school: Character building or a subversion of academic goals? *Sociology of Education*, 64 (3), 172-189.

Marsh, H. W. (1992). Extracurricular activities: Beneficial extension of the traditional curriculum or subversion of academic goals? *Journal of Educational Psychology*, 84 (4), 553-562.

Moos, R. (1979). *Evaluating educational environments*. Washington, DC: Jossey-Bass.

Moos, R. (1980). Evaluating classroom learning environments. *Studies in Educational Evaluation*, 6 (3), 239-252.

Moos, R. (1987). *The social climate manual* (2a. ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

Mortimer, J. T., Finch, M. D., Ryu, S., Shanahan, M. J. y Call, K. T. (1996). The effects of work intensity on adolescent mental health, achievement, and behavioral adjustment: New evidence from a prospective study. *Child Development*, 67 (4), 1243-1261.

Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Ecob, R. y Lewis, D. (1988). The effects of school membership on pupils' educational outcomes. *Research Papers in Education*, 3 (1), 3-26.

Nash, R. (2002). Peer effects and peer group processes: Joining the conversation on quantitative and qualitative methods. *Australian Journal of Education*, 46 (1), 6-18.

Nuttall, D., Goldstein, H., Prosser, R. y Rasbash, J. (1989). Differential school effectiveness. *International Journal of Educational Research*, 13 (7), 769-776.

Opdenakker, M. y Van Damme J. (2000). Effects of schools, teaching staff and classes on achievement and well-being in secondary education: similarities and differences between school outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 11 (2), 165-196.

Opdenakker, M. y Van Damme, J. (2001). Relationship between school composition and characteristics of school process and their effect on mathematics achievement. *British Educational Research Journal*, 27 (4), 407-432.

Power, F., Higgins, A. y Kohlberg, L. (1989). *Lawrence Kohlberg's approach to moral education*. Nueva York: Columbia University Press.

Quirk, K.; Keith, T. y Quirk, J. (2002). Employment during high school and student achievement: Longitudinal analysis of national data. *The Journal of Educational Research*, 95 (1), 4-10

Ridell, A. (1997). Assessing designs school effectiveness research and school improvement in developing countries. *Comparative Education Review*, 41 (2), 178-204.

Sammons, P., Thomas, S. y Mortimore, P. (1997). *Forging link: Effective schools and effective departments*. Londres: Paul Chapman Publishing.

Scheerens, J. y Bosker, R. (1997). *The foundation of educational effectiveness*. Oxford: Pergamon.

Schreiber, J. B. (2002). Institutional and student factors and their influence on advanced mathematics achievement. *The Journal of Educational Research*, 95 (5), 274-286

Singh, K. (1998). Part-time employment in high school and its effect on academic achievement. *The Journal of Educational Research*, 91 (1), 31-139.

Steinberg, L. y Dornbush, S. M. (1991). Negative correlates of part-time employment during adolescence: Replication and elaboration. *Development Psychology*, 27 (2), 304-313.

Steinberg, L. y Kaufman, E. (1995). The impact of employment on adolescent development. *Annals of Child Development*, 11 (1), 131-166.

Tagiuri, R. (1968). The concept of organizational climate. En R Tagiuri y G. H. Litwin (Eds.), *Organizational climate: Exploration of a concept*. Boston, MA: Harvard University, Graduate School of Business Administration, Division of Research.

Thomas, S. (2001). Dimensions of secondary school effectiveness: Comparative analyses across regions. *School Effectiveness and School Improvement*, 12 (3), 285-322.

Tsai, S. L. y Walberg, H. J. (1983). Mathematic achievement and attitude productivity in junior high school. *The Journal of Educational Research*, 76 (5), 267-272.

¹ Por ejemplo, Mortimore *et al.* (1988) encuentran las siguientes variaciones: asistencia escolar, 5.6%; autoconcepto, 8.4% y actitudes frente a las matemáticas, 12.2%. En Opendakker y Damme (2000), la variación interinstitucional total (escuela + aula) es de alrededor de 5% en motivación y autoconcepto, y de 10% en integración social y relaciones con el maestro (pp.175). Ambos estudios aplican análisis multinivel.

² Las escuelas técnicas no son incluidas en el análisis porque tienen importantes diferencias curriculares con las otras modalidades (ver Cervini, 2003b).

³ Para el análisis, el Estado de Buenos Aires se divide en Gran Buenos Aires (Conurbano) y resto del Estado. En el relevo no fueron incluidos los siguientes Estados: Córdoba, Entre Ríos, Formosa, La Pampa y La Rioja.

⁴ Para el caso argentino, ver Cervini (2001).

⁵ El grado de ajuste (probabilidad) de un modelo se estima con base en la diferencia entre los valores de la razón de máxima verosimilitud del modelo analizado y 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 que han sido ajustados en el modelo analizado.

⁶ En general, se espera que las variables afecten principalmente a la varianza del nivel en el que están definidas. Así, por ejemplo, las variables individuales del alumno deberían afectar principalmente a la varianza del nivel *alumno*. Sin embargo, cuando la composición de los grupos (escuela) respecto a las variables explicativas individuales no es igual para todos ellos, se producirá también una caída de la varianza a nivel de esos grupos (interesuela). Entonces, las variables explicativas del nivel individual (alumno) explicarán parte de la varianza individual y parte de la grupal.

⁷ Las estimaciones y errores estándar están disponibles con el autor.