



**Universidad
Nacional
de Quilmes**



**Dirección Nacional de
Información y Evaluación
de la Calidad Educativa**

**Calidad y equidad en la educación primaria de Argentina.
Variaciones institucionales y regionales de los factores
condicionantes.**

- Análisis del ONE 2000 – Censo de 6° de primaria -

Director: Rubén Cervini

**Equipo de investigación
Roque Dabat
Nora L. Dari**

**Departamento de Ciencias Sociales
Universidad Nacional de Quilmes.**

Año 2007

**Promoción del uso de
ESTADÍSTICAS EDUCATIVAS
en INVESTIGACIÓN**

Sumario

- I. Introducción**
- II. Justificación del estudio**
- III. Justicia distributiva, calidad y equidad de logro**
- IV. Antecedentes de investigación empírica**
- V. Objetivos**
- VI. Metodología: datos, variables, técnica y estrategia de análisis.**
- VII. Resultados**
- VIII. Conclusiones**

I. Introducción

Las evaluaciones masivas de logro de los estudiantes en el sistema educativo permiten estimar e identificar tanto el nivel y los principales problemas del aprendizaje existentes como la incidencia relativa de factores sociales y escolares sobre el perfil de su distribución. Los interrogantes sobre este último aspecto se sitúan en dos campos de reflexión convergentes: la política educativa, preocupada por la afectación de los factores escolares relevantes, y la equidad educativa, preocupada por la capacidad redistributiva del sistema educativo. El presente trabajo se centra en esta última perspectiva, aunque sus hallazgos pueden implicar también consecuencias relevantes para la política educativa.

En el marco de las evaluaciones censales o muestrales extensas, única forma de producir estimaciones representativas de amplios conglomerados poblacionales, la profusa investigación realizada durante las dos últimas décadas ha demostrado que tales interrogantes sólo pueden ser respondidos si se satisfacen tres condiciones básicas: i) contar con información adicional relevante que pueda ser unida a los resultados de las pruebas, ii) identificar los diferentes niveles de agregación en el sistema (por ejemplo, aula, escuela, provincia) y iii) utilizar técnicas correlacionales adecuadas a la estructura de esos datos, particularmente capaces de estimar de forma insesgada la participación relativa de aquellos conglomerados en la producción de las desigualdades de logro.

Este trabajo se sitúa en este contexto conceptual y metodológico, y se propone determinar el grado de (in)equidad educativa existente y la importancia relativa de factores propios del aula, de la institución (escuela) y de la provincia en la distribución del aprendizaje de Matemática y Lengua de la educación básica (6to. grado) en la Argentina. Para ello, se analizan

los datos de la evaluación censal del 6º año de la educación primaria del año 2000, mediante la técnica estadística multinivel.

En el siguiente apartado se explicitan los aportes novedosos que se pretenden con este estudio, situándolo a continuación en el marco de los conceptos propios de la justicia distributiva en educación (punto III) y en los problemas propios de la tradición de investigación empírica sobre el tema. Después de explicitar los objetivos específicos del estudio (punto V), en el punto VI se exponen sus principales aspectos metodológicos (datos, variables, técnica y estrategia de análisis). Finalmente, se analizan los resultados obtenidos (punto VII) y se exponen las principales conclusiones (punto VIII).

II. Justificación del estudio

Desde su inicio, en 1993, el sistema nacional de la evaluación de la calidad educativa en la Argentina ha aplicado, junto con las pruebas, cuestionarios para el alumno, el director del establecimiento y el docente de los alumnos evaluados. El diseño de esas evaluaciones ha permitido vincular informaciones relevantes provenientes de tales instrumentos con los rendimientos en las pruebas. Asimismo, se ha podido identificar algunos niveles de agregación de los datos. En consecuencia, durante los últimos años ha sido posible realizar diversos estudios basados en el enfoque correlacional multinivel. En ellos se han tratado los temas generales de la equidad y la calidad educativas en el país, tanto en la escuela primaria (Cervini, 2002b; 2002c) como en la secundaria (Cervini, 2002d). También se han abordado temas específicos. En el nivel primario, por ejemplo, se han explorado los efectos de la oportunidad de aprendizaje, de la participación familiar y del trabajo infantil sobre el rendimiento (Cervini, 2001; 2002e; 2005b). En el nivel secunda-

rio, se estudiaron las diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos en la educación pública y privada; la eficacia de las escuelas técnicas; la variación de la equidad en resultados cognitivos y no-cognitivos, y las relaciones entre composición y procesos institucionales (Cervini, 2003a; 2003b; 2004; 2005a; 2005c).

Para los estudios sobre el logro en el nivel secundario, se ha utilizado la evaluación de los alumnos del último año de la secundaria, realizada en 1998. Dado el carácter censal de este relevamiento, ha sido posible realizar los análisis con modelos de tres niveles de anidamiento (provincia, escuela y alumno). En un trabajo reciente (Cervini, 2006) se ha incluido también el aula, permitiendo no sólo extraer conclusiones más completas y válidas acerca de las variaciones intra e inter institucionales y provinciales de la calidad y de la equidad en este nivel educativo, sino también distinguir y determinar el 'efecto aula' y el 'efecto escuela'.

En los estudios del nivel primario, en cambio, esta elucidación no ha sido posible dado que todas las evaluaciones estudiadas han sido muestrales, permitiendo incluir solo dos niveles de agregación: alumno y escuela. Esto ha constituido un obstáculo insalvable para acceder a un conocimiento más acabado del sistema de educación primaria.

La disponibilidad de la base censal del año 2000 (6to. año de la EGB) constituye una oportunidad para superar este estadio, ya que posibilita un análisis con cuatro niveles de agregación jerárquica: alumno, aula, escuela y provincia. Por otra parte, la extensión de esta base de datos permite estimar los coeficientes de los modelos de (in)equidad con mayor confiabilidad que los obtenidos en los estudios precedentes, y además, compararlos regionalmente, aspecto tampoco abordado anteriormente. El presente trabajo pretende hacer estos nuevos aportes

al conocimiento del sistema de educación primaria en Argentina.

III. Justicia distributiva, calidad y equidad en el logro

En este apartado se intenta vincular algunas de las implicaciones de un particular enfoque ético-político de la (in)equidad educativa con el estudio de las correlaciones entre aprendizaje escolar y algunos factores de estratificación social. Más específicamente, se trata de elucidar qué significa, desde el punto de vista de la teoría de la justicia distributiva, abordar tales relaciones en la educación primaria.

Es propio de las teorías solidarias de la justicia, a diferencia de los enfoques utilitaristas¹, la preocupación por la forma que asume la distribución interindividual de valores socialmente relevantes. La sociedad debe asegurar a todos sus miembros la misma posibilidad de alcanzar los requisitos para ocupar las posiciones más aventajadas en la estructura social. La educación y su certificación aparecen como condiciones requeridas para el acceso a casi la totalidad de tales posiciones. Por lo tanto, el acceso a la formación, junto con los bienes materiales que recibe un individuo en condiciones de equidad, conforma el espacio de las posibilidades. Es responsabilidad de toda sociedad justa asegurar, a igualdad de talento y capacidades, y deseos de utilizarlos, e independientemente de cualquier otro criterio de discriminación (origen social, género, etnia, ubicación geográfica, etc.), las

¹ Al pensar la distribución de cualquier bien como problema central de la justicia, uno se aleja de las concepciones propias de la tradición "utilitarista". Aun a riesgo de extrema simplificación, se puede afirmar que en esta última el principio más importante, si no el único, es la maximización de la suma (o el promedio) de los niveles de bienestar o utilidad de los miembros de la sociedad. En general, para el utilitarismo es irrelevante la forma en que ese bienestar se distribuye.

mismas posibilidades de acceso a los diferentes niveles de certificación del sistema educativo a todos sus habitantes (Rawls, 1979). Es decir, aquellos que poseen un mismo grado de talento y capacidad, y que, además, tienen la misma voluntad de ponerlos en práctica, deberían tener las mismas esperanzas de éxito o de calidad de vida, sin importar la ubicación socioeconómica en que hayan nacido.

La idea de acceso no se agota en la simple formalidad de la matrícula, ni aún en la permanencia en la escuela durante un determinado período, sino que comprende además el derecho a procesos educativos internos que contemplen diferencias extra-escolares precedentes -incluidas las culturales-, asegurando la igualdad equitativa de posibilidades. No basta con que todos puedan acceder a la escuela: se debe intentar, también, que los procesos de enseñanza-aprendizaje no sean discriminatorios. Si la escuela exige determinadas cualidades pre y extraescolares -desigualmente distribuidas entre los estratos de la sociedad-, y que condicionan la distribución de las ventajas escolares, una parte importante de la variación del rendimiento escolar podría interpretarse como violación del principio de la igualdad de posibilidades y, por lo tanto, como injusticia social. El alumno tiene el derecho a que la sociedad en general, y la escuela en particular, le ofrezcan la posibilidad "real" de desarrollar su motivación y autoestima hasta el nivel requerido por la propia escuela (derecho al conocimiento)². A partir de ese punto hipotético de igualdad, las desigualdades en los resul-

tados podrían ser imputadas a otras características no incluidas en la valoración de la justicia distributiva. Con ciertas limitaciones, concedamos provisoriamente que aquí deben incluirse el mérito y la capacidad (aptitud, inteligencia o talento). Sólo en este caso las desigualdades estarían aparentemente justificadas.

Sin embargo, respecto del aprendizaje en la educación básica cabe preguntarse si existen desigualdades realmente justificables, incluso con criterios aparentemente "justos", o si por el contrario, este nivel educativo es un componente intrínseco de la igualdad de oportunidades, respecto del cual no se puede predicar ninguna desigualdad justa. Si se lo define como el conjunto de habilidades básicas necesarias para la vida en sociedad o, más precisamente, como la adquisición de las competencias básicas para poder aprender en el futuro³, estará más próximo al orden de las posibilidades que al de la variación de resultados posteriores a un punto de partida igualitario.

Obviamente, la racionalidad de esta deducción se basa en que, excluyendo algunas situaciones extremas, todos los individuos de una sociedad son igualmente educables en lo que respecta a las competencias básicas. Por ello, la desigualdad en este nivel no sería justificable ni siquiera por la desigual distribución de capacidades innatas. En este caso, entonces, las competencias básicas estarían incluidas dentro del concepto de acceso, respecto del cual se aplica el criterio de igualdad equitativa de posibilidades: *todos los individuos deberían tener asegurado el acceso a las habilidades básicas, punto de igualdad a partir del cual comenzarían a diferenciarse educativamente de acuerdo con sus méritos*. Si este corolario es aceptado, cualquier desigualdad en el

² Este enfoque amplía el alcance del concepto de igualdad en el punto de partida. En realidad, éste no se debe restringir a un momento determinado (por ejemplo, la asignación de una beca de estudio), ni a diversos momentos claramente identificables (por ejemplo, clases compensatorias semanales), sino que incluye también y principalmente las características de los procesos de enseñanza y aprendizaje (contenidos, práctica didáctica, formas evaluativas), que son continuos y están siempre presentes en la institución escolar.

³ Varias expresiones, tales como "necesidades básicas", "derechos sociales básicos", "contenidos mínimos curriculares", etc., se refieren a esta misma idea.

aprendizaje de las competencias básicas, independientemente de su causa, podría considerarse una violación del principio de igualdad equitativa de posibilidades. Desde este enfoque particular de la teoría de la justicia distributiva, el análisis de las relaciones entre aprendizaje y origen social del alumno aporta muy poco o nada al juicio ético-político relativo a la inequidad educativa en una sociedad⁴.

Sin embargo, existe una dificultad técnica cuando se desea aplicar empíricamente este enfoque teórico. Para conocer el perfil de la distribución de las competencias básicas escolares adquiridas por los alumnos de educación básica en una sociedad, es necesario producir alguna medición apropiada. Esa medición debería indicar, de forma absoluta, si el alumno posee o no las competencias básicas, y sobre esta base, se podría saber en qué porcentaje de los niños se ha violado el principio de igualdad equitativa de posibilidades. Sin embargo, producir esa medición no está libre de problemas técnicos, y hasta es razonable cuestionar si, en realidad, ella es posible. De hecho, cuando se trata de medir extensivamente el nivel de logro de los alumnos, es habitual el uso de pruebas estandarizadas alineadas a currículo. El procedimiento básico (prueba piloto con muestra de alumnos) y los criterios técnicos utilizados para su construcción (índice de dificultad, índice de discriminación) tenderán a producir necesariamente distribuciones más o menos próximas a la normal. Es decir, constitu-

yen mediciones relativas más que absolutas.

En esta situación, no toda desigualdad en el nivel de aprendizaje viola el principio distributivo y por tanto, el análisis de las relaciones entre el nivel de logro y cualquier otro criterio de discriminación (origen social, género, etnia, ubicación geográfica, etc.) se torna legítimo. En el marco de las teorías solidarias de la justicia, ello conduce a lo que se ha propuesto denominar "principios distributivos vinculantes, preocupados por el requerimiento de establecer, o por el contrario de romper, la relación entre dos variables" (Van Parijs, 1992: 213). Más específicamente, en el presente estudio se toma como referencia al principio distributivo vinculante "negativo" (que requiere romper una relación) y que se podría enunciar como la exigencia de que el origen social y el género del estudiante, y la composición socioeconómica de la escuela y su ubicación geográfica no afecten la distribución de los logros escolares.

En este marco y desde el punto de vista operacional, entonces, *la inequidad educativa se define como la magnitud o intensidad de la asociación entre el rendimiento escolar, por un lado, y el origen social y el género del alumno* (Cuttance, 1987), *y la composición y la ubicación geográfica de la escuela, por el otro*. Es por demás evidente que esta definición conlleva un interrogante polémico y de difícil resolución, a saber: ¿cuál es el grado de desigualdad que es razonable considerar como violatorio del principio de igualdad de oportunidades educativas?

La definición operacional propuesta supone lo siguiente: (i) la variación significativa del rendimiento, (ii) la medición de algunos criterios de estratificación social operantes y (iii) el análisis de las variaciones concomitantes con una técnica apropiada para la estructura de los datos.

⁴ Las habilidades básicas no se restringen a competencias instrumentales: "todos los niños deben aprender lo suficiente (...) también para participar de forma efectiva en los procesos democráticos mediante los cuales las elecciones individuales son estructuradas socialmente" (Guttman, 2001: 169). No es admisible tampoco, por tanto, ninguna desigualdad en la capacidad deliberativa básica (umbral democrático) que prive al niño de participar efectivamente en el futuro en cualquier proceso democrático, cuyos resultados afectarán su propia vida y la de sus descendientes.

Se espera que el puntaje de la prueba varíe. La variación total se puede desdoblar en dos tipos de variación: la variación de los puntajes individuales de los alumnos en torno del rendimiento promedio del nivel de agregación superior más inmediato (aula o escuela) y la variación de los puntajes promedios de los diferentes niveles de agregación posibles (aula, escuela, distrito escolar, provincia) en torno del rendimiento promedio del nivel de agregación superior más inmediato. Por ejemplo, la variación de los rendimientos promedios de las escuelas en cada provincia en torno del rendimiento promedio de la provincia. Suponiendo que se han especificado cuatro niveles de agregación (alumno, aula, escuela, provincia), la variación total del rendimiento resultaría de la suma de las variaciones entre-alumno (intra-aula), inter-aula, inter-escuela e inter-provincia.

Si se concede acotar el significado del término "calidad educativa" al puntaje obtenido en las pruebas, será posible estimar, además de la calidad global del sistema, el grado y la variación de las calidades de las aulas, de las escuelas (calidad institucional) y de las provincias (calidad provincial).

Es razonable pensar que esas desigualdades en la calidad no son aleatorias, sino que existen variables que las explican; en particular, las referidas a criterios de estratificación social. Para demostrarlo, es necesario determinar si existe una variación concomitante entre el rendimiento y tales variables, y en qué sentido. Este análisis debe contemplar los niveles de agregación enunciados arriba. Mientras que la dispersión de los rendimientos de los alumnos respecto al rendimiento promedio de su propia aula podrá explicarse por diferencias en ciertas características individuales de los estudiantes (por ejemplo, el género), las diferencias de rendimiento promedio entre aulas, escuelas y provincias han de explicarse, principalmente, por características grupales de

cada uno de esos agrupamientos (por ejemplo, proporción de varones en el aula).

Pero, además de la estimación de la inequidad educativa promedio del sistema como un todo, este concepto es aplicable en cada uno de los niveles de agregación identificados. Es posible conocer, por ejemplo, la relación género-rendimiento en el aula, en la escuela o en la provincia; es decir, se puede estimar el grado de (in)equidad existente en cada unidad propia del nivel de agregación correspondiente ("principio distributivo vinculante") respecto del género.

Por supuesto, este análisis adquiere sentido cuando el grado de inequidad varía en cada nivel de agregación. Se puede hipotetizar que hay aulas, escuelas o provincias más equitativas que otras aulas, escuelas o provincias, respectivamente. En este caso, los rendimientos obtenidos por los estudiantes de las aulas, escuelas o provincias más equitativas dependerán menos de los factores de inequidad, como el género; es decir, la unidad de agregación puede cumplir un papel efectivamente redistributivo, haciendo que la distribución de los aprendizajes escolares no acompañe la distribución de los factores de inequidad.

El grado de equidad se convierte así en una variable para ser estudiada en cada nivel de agregación del sistema educativo (equidad del *aula*, equidad *institucional*, equidad *provincial*). De hecho, este es un camino para develar la capacidad para compensar, en distintos niveles, el efecto de los factores de estratificación sobre el aprendizaje.

El concepto de calidad educativa propuesto anteriormente es afectado cuando la equidad se incluye en el análisis. Ahora, la definición debe incorporar explícitamente el hecho que el rendimiento varíe en función de los factores de estratificación. Entonces, calidad educativa

de un aula, de una institución o de una provincia se define como el rendimiento promedio obtenido por sus alumnos, ajustado por los factores de inequidad considerados. Esta definición permite comparar los rendimientos promedios de dos unidades de agregación sólo cuando su composición social o de género sean similares.

IV. Antecedentes de investigación empírica

La existencia de una asociación estadísticamente significativa entre origen social del estudiante y logro escolar está suficientemente probada por numerosas investigaciones realizadas a lo largo de las últimas cuatro décadas. En un estudio seminal, Coleman et. al. (1966) concluyeron que los insumos escolares tenían poco o ningún efecto sobre las diferencias en el desempeño escolar; es decir, las diferencias en los resultados escolares se debían principalmente a la variación en el origen social del estudiante. Esta constatación llevó a Coleman a proponer que la efectiva igualdad de oportunidad educativa (IOE) implicaba *"igualdad en aquellos elementos que son efectivos para el aprendizaje"* (Coleman, 1969:20). Pero, demostrada la ineficacia de los insumos escolares (oferta), el planteo inducía a prestar más atención a la *igualdad en los resultados* (logros) como indicador de la IOE. La constatación de que el medioambiente familiar educacionalmente favorable es encontrado más frecuentemente entre estudiantes blancos que entre estudiantes negros, lo llevó a concluir que "las diferencias de logros son inequidades de oportunidad por definición." (21). En la situación ideal de la IOE, "el medioambiente familiar de los blancos (clase media) y el de los negros (clase baja) no producirán efectos sobre el logro..." (23), en cuyo caso, los rendimientos promedios de ambos sectores tenderían a ser iguales.

Posteriormente, Coleman (1975) cuestionó la viabilidad del concepto de IOE en sus versiones extremas, como insumo o como resultado. La igualdad en el resultado es imposible dada la fuerza del efecto de las diferencias familiares. Debido a ello, reconceptualizó la IOE como reducción de "las deficiencias (desventajas) que los niños enfrentan en función de su primer medioambiente sin comprometer al sistema educativo a un fin inalcanzable" (28). La condición de igualdad cambia por la de reducción de la desigualdad, según la cual "la tarea de la escuela es (...) reducir el impacto desigualizante en la vida adulta de aquellos diferentes medioambientes" (29). De esta forma, el concepto de IOE converge con el "principio distributivo vinculante" derivado de la teoría de la justicia distributiva, expuesto anteriormente.

Pocos años después, Jencks (1972) confirmaría los hallazgos de Coleman, concluyendo que, en la explicación del rendimiento escolar, lo más importante son las características de los propios estudiantes; "todo lo demás -recursos financieros de la escuela, sus políticas, características de los maestros- es o secundario o completamente irrelevante" (256). Según meta-análisis realizados en la década siguiente (Walberg, 1986; Fraser et. al., 1987), el balance final de las investigaciones en los países desarrollados es que los antecedentes familiares del estudiante se asocian de forma significativa con el rendimiento y que, si bien su peso relativo puede igualar al de otros factores, difícilmente será inferior.

En la década de 1970, una revisión de algunas investigaciones realizadas en países en vías de desarrollo llegaba a la misma conclusión: los factores relacionados con el origen social del estudiante eran los más relevantes (Alexander y Simmons, 1975). Sin embargo, Heyneman (1976; 1980) y sus colaboradores (Heyneman y Loxley, 1982) observaron que eran los procedimientos metodológicos y la especifica-

ción de los modelos de rendimiento utilizados los que explicaban los resultados obtenidos por las investigaciones precedentes. La hipótesis básica de Heyneman fue que "cuanto más industrializada sea la sociedad, mayor será la probabilidad de que el rendimiento escolar sea afectado por el ambiente socioeconómico del estudiante y otras variables no escolares" (Heyneman, 1976: 205). En cambio, las sociedades menos industrializadas son más homogéneas, los estudiantes están menos diferenciados por la aptitud lingüística, y la expectativa de escolarización es mucho más baja; entonces, los antecedentes sociales de los estudiantes ejercen menos influencia sobre el rendimiento. En esta situación, los insumos escolares son efectivos para el aprendizaje y, por tanto, su igualación conduciría a la IOE, contrariamente a lo establecido por Coleman para la sociedad americana.

Específicamente en América Latina, una revisión de alrededor de 100 investigaciones realizadas hasta inicios de la década de los años noventa (Wolff, Schiefelbein y Valenzuela, 1993), concluye que el "insumo educativo contribuye a la adquisición de habilidades cognitivas, independientemente de las características del medio familiar" (28). Sin embargo, el trabajo no indica cuántos de los estudios revisados controlaron adecuadamente el factor socioeconómico familiar y cuál fue su participación relativa en la explicación de la variación de rendimiento⁵. Por otro lado, una revisión contemporánea a los trabajos de Heyneman (Schiefelbein y Simmons, 1980) informa que en los países en vías de desarrollo, la clase social ayuda significativamente a predecir el logro del estudiante, con mayor énfasis en Lengua.

⁵ En el trabajo se observa que, en 49 de los 80 estudios revisados que incluyeron el nivel socioeconómico de los padres, este factor mostró una relación positiva y significativa (Wolff, Schiefelbein y Valenzuela, 1993: Cuadro 1-H).

Sin desconocer otras críticas realizadas a los estudios de Coleman⁶ y Heyneman, podría afirmarse que las conclusiones divergentes de ambos podrían deberse al significado diferente que adquieren las mediciones utilizadas según sean las características del contexto. En los países desarrollados altamente estratificados, los indicadores de estatus familiar tienen alta discriminación, lo que aumenta la probabilidad de su contribución explicativa del logro; los indicadores del sistema educativo, en cambio, son más homogéneos, menos variables⁷. En los países en vías de desarrollo, la situación más probable es la inversa. Se han usado mediciones apropiadas o confiables en los países desarrollados, pero no en los países en desarrollo (Lockheed, Fuller y Nyirondo, 1989).

Preguntarse si el aprendizaje escolar se asocia fuertemente con el origen social del estudiante no es solo una manera de abordar la cuestión de la equidad educativa en una sociedad, sino que simultánea e indisolublemente, se interroga acerca de la importancia relativa de los factores escolares y los extra-escolares en la distribución del aprendizaje, dando bases para inferir hasta qué punto tal distribución podría ser alterada a través de políticas sectoriales. El análisis para responder a este interrogante implica resolver algu-

⁶ No se midió ningún aspecto del proceso de enseñanza-aprendizaje ("caja negra"); los insumos escolares relativos al docente no pudieron relacionarse con el grupo de alumnos; la técnica de análisis de regresión utilizada ("step by step") no es apropiada puesto que, existiendo colinealidad entre las variables escolares y familiares, cuando estas entran primero, no dejan varianza para explicar los factores propiamente escolares (Bowles y Levin, 1968); se considera la participación de las variables escolares y sociales aditivamente, sin tener en cuenta su probable interacción.

⁷ En el sistema educativo americano investigado por Coleman, no existían grandes diferencias entre las escuelas respecto a los insumos considerados (recursos didácticos, infraestructura, salarios de los docentes, etc.) y, por lo tanto, era previsible su baja o ninguna eficacia o capacidad predictiva respecto de las diferencias de logros.

nos problemas metodológicos específicos⁸.

IV.1. *Técnica de análisis.* Hasta mediados de la década de los ochenta, la técnica más comúnmente utilizada para el análisis de datos educacionales era el "mínimo cuadrado ordinario", cuyo principio de independencia de los residuos es ignorado en datos con estructura jerárquica, donde cada observación individual no es totalmente independiente (Aitkin y Longford, 1986; Bryk y Raudenbush, 1992; Goldstein, 1995), tal cual ocurre con los datos provenientes del sistema educativo. Por otra parte, con esa técnica es imposible diferenciar y dimensionar apropiadamente los efectos de las características grupales e individuales, así como analizar sus interrelaciones, condiciones clave en los estudios sobre rendimientos escolar, dada su afectación simultánea por factores grupales (aula, escuela, provincia) e individuales (aptitud, sexo, nivel socio-económico, etc.). Tampoco es posible analizar el comportamiento de tales efectos en los diferentes niveles de agrupamiento del sistema educativo. Cuando la distinción entre niveles de anidamiento es explícitamente incluida en los modelos lineales jerárquicos⁹ o multinivel, característica por la que hoy son considerados más adecuados que los modelos tradicionales, los resultados pueden sufrir cambios considerables. (Riddell, 1989; 1997).

IV.2. *Número de niveles.* La primera decisión que tomar en el análisis multinivel es la cantidad de niveles de agregación. En un estudio reciente, Opdenakker y Van Damme (2000) exploran los efectos causados por las diferentes combinaciones posibles en tal decisión. En particular, constatan que la omisión de un nivel intermedio "causa una sobreestimación de la

varianza perteneciente al nivel inmediatamente superior y al nivel inmediatamente inferior al nivel ignorado" (108). Además, la omisión afecta los errores estándares de los interceptos en los niveles incluidos y puede causar estimaciones de coeficientes inestables de regresión de variables definidas en los niveles superior o inferior al omitido.

Otro aspecto para considerar en relación con los niveles incluidos es el posible efecto del número de agrupamientos en cada nivel. Normalmente, los estudios no disponen de un número importante de aulas o grupos de alumnos del mismo grado en el interior de la escuela; es decir, la mayor parte de las escuelas en las muestras estudiadas consta de 2 ó 3 aulas. Es razonable pensar que la estimación de la variación de ese nivel puede estar afectada por este constreñimiento metodológico.

IV.3. *Escuela o aula.* La hipótesis central del paradigma de efectividad escolar es que ciertas características o factores de la institución educativa tienen un efecto propio sobre el logro de aprendizaje del alumno, aún después de considerar los efectos de los antecedentes de este y de la composición socioeconómica de la escuela. Numerosas investigaciones han avalado esta hipótesis en relación con los logros en Matemática (Bosker y Witziers, 1996; Knuver y Brandsma, 1993; Mortimore et al., 1988; Opdenakker y Van Damme, 2001; Phillips, 1997; Rutter et al., 1979; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997).

IV.4. Pero, por otra parte, es sabido que el alumno aprende en el aula, y no en la escuela como totalidad. Varios estudios han registrado la importancia del efecto del aula —práctica pedagógica, características del maestro, etc.— (Fraser et al., 1987; Hextall y Mahony, 1998; Hill y Rowe, 1996; Reynolds et al., 1994; Scheerens y Bosker, 1997; Scheerens y Creemers, 1989; Teddlie, 1994), mostrando que, en última instancia, "escuelas

⁸ Gran parte del contenido de los puntos indicados y expuestos a continuación, han sido extraídos de Cervini (2006).

⁹ Ver más adelante (punto VI.4.) una descripción más detallada de esta técnica.

efectivas son las que pueden lograr aulas efectivas" (Creemers, 1994:201).

En todos los países que fueron incluidos en el Second International Mathematics Study de la International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) que especificaron los niveles aula y escuela en el análisis, el efecto aula en 2do. grado de la secundaria superó notablemente al efecto escuela, en algunos casos prácticamente inexistente (Scheerens, Vermeulen y Pelgrum, 1989: Tabla 8.2, pp.794). En su revisión, Cuttance (1998) concluye que la variación entre-clase/maestro (efecto aula) llega hasta el 60%, mientras que la variación entre-escuela oscila entre el 8% y el 19%. Para el final del secundario, Rowe, Turner y Lane (1999) encuentran que la varianza clase/maestro es del 59%, mientras que la de la escuela solo llega al 5,5%. Ciertamente, todos estos antecedentes refuerzan la tesis del predominio del efecto aula.

Una reciente revisión (Luyten, 2003) analiza 16 estudios de acuerdo con tres tipos posibles de comparación: clases paralelas (el mismo grado), grados diferentes y materias diferentes. El autor considera que la más adecuada para extraer conclusiones acerca del efecto maestro es la comparación de clases paralelas (diferentes grupos del mismo grado con docentes diferentes) y que, además, debe incluir algún control de capacidad cognitiva anterior a la prueba de logro (IQ, logro previo), condición necesaria para optimizar la estimación del efecto. En las tres investigaciones que cumplen con esas condiciones, el efecto escuela -alrededor del 10% de la varianza total- es mayor que el efecto maestro en Matemática, y similar en Lengua. Por eso, "el predominio del efecto maestro sobre el efecto escuela no es inevitable" (Luyten, 2003:46). Pero, en los 7 estudios donde se comparan materias diferentes, el efecto maestro es mayor que el efecto escuela. En este mismo sentido y con base en los datos de TIMSS para Australia (casi 13 mil alumnos de los

grados 7mo. y 8vo.), Webster y Fisher (2000) encuentran que la variación total del logro en Matemática se compone de un 7,6% entre-escuela, un 33,9% entre-aula y un 58,5% entre-alumno.

Para Matemática, del final del 1er. año de la secundaria en Bélgica (Flanders), Opdenakker y Van Damme (2000) estiman en 19,6% la varianza entre-escuela y en 23,2% la varianza entre-clase dentro de la escuela. Para el 2do. Año, en cambio, informan 29% y 26%, respectivamente. Por otro lado, en Lengua del 1er. año, la varianza entre-escuela es estimada en 32,5% mientras que la entre-aula es del 23,2%; ya para el 2do. año, los porcentajes son 29% y 25%, respectivamente (Opdenakker et al., 2002). Por tanto, en 1er. año hay un nítido predominio del efecto escuela sobre el logro en Lengua, pero no en Matemática. Al año siguiente, el efecto escuela es mayor en ambas asignaturas, aunque de forma moderada. En un informe más reciente (De Jong, Westerhof y Kruiter, 2004), sobre el 1er. año de la secundaria en Holanda y con base en clases paralelas de Matemática, el predominio del efecto escuela es extremo: la varianza escuela se estima en un 30%, al tiempo que la relativa a la entre-aulas dentro de la escuela es del 10%.

En resumen, si bien algunas revisiones o investigaciones avalarían la hipótesis de que "las clases(las aulas) son por lejos más importantes que las escuelas en la determinación de cómo los niños se desempeñan en la escuela" (Muijs y Reynolds, 2001:vii), otras sugieren que el efecto escuela podría ser igual o mayor que el efecto aula, según la materia (Matemática o Lengua), el nivel (primaria o secundaria) y el grado. Por ello, el interrogante merece ser investigado en diferentes contextos educativos.

IV.5. *Efecto composición*¹⁰ (contexto). Diversos trabajos recientes (Angus, 1993; Coe y Taylor, 1998; Gerwitz, 1998; Hatcher, 1998; Slee, Weiner, With Tomlinson, 1998; Thrupp, 2001a; 2001b), han cuestionado la validez de las conclusiones de una gran parte de las investigaciones sobre efectividad escolar, debido a que no se ha prestado suficiente atención al efecto del contexto social de la escuela, que se supondría pequeño, como si la escuela actuara con independencia de tal determinación (Slee, Weiner, With Tomlinson, 1998; Thrupp, 2001a). La mayoría de las investigaciones empíricas recientes que incluyeron mediciones de composición socioeconómica y cultural de la escuela han reportado un efecto propio de esos indicadores sobre el logro del alumno (Bryk y Raudenbush, 1992; Caldas y Bankston, 1997; Nuttall et al., 1989; Opdenakker y Damme, 2001; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Strand, 1997; Teddlie y Reynolds, 2000; Willms y Raudenbush, 1989). Esta conclusión sería válida también para la composición intelectual o de antecedentes de logro (Teddlie y Reynolds, 2000), tanto en la educación primaria (Leiter, 1983) como en la secundaria (Resh y Dar, 1992; Strand, 1997; Opdenakker y Van Damme, 2001; Tymms, 2001). De hecho, el significado y la magnitud del efecto composición del alumnado y sus relaciones con los factores más próximos al aprendizaje escolar continúan siendo temas de actualidad de la investigación educativa¹¹.

IV.6. *Composición, escuela y aula*. Algunos estudios informan que, cuando se

controlan los efectos de las características individuales del alumno y de la composición, el efecto escuela desaparece casi totalmente, tanto en el nivel primario (Muijs y Reynolds, 2003; Webster y Fisher, 2000) como en el secundario (Opdenakker et al., 2002), o que se torna inferior al efecto aula (Opdenakker y Van Damme, 2000). Otros, en cambio, reportan una persistencia del predominio del efecto escuela sobre el efecto aula (De Jong, Westerhof y Kruiter, 2004; Luyten y De Jong, 1998)¹².

IV.7. *Variaciones en la inequidad (o eficacia distributiva)*. Los recientes desarrollos metodológicos han impulsado la investigación de las diferencias interescuela en el grado de incidencia de los factores de inequidad (origen social, género, etnia del estudiante). Los modelos multinivel han permitido determinar (i) si la magnitud del efecto de los factores de inequidad varía dentro de los diversos niveles de agregación (Lam, Wong y Ho Lai-ming, 2002; Nuttall et. al., 1989; Opdenakker y Van Damme, 2001; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Schreiber, 2002), (ii) los efectos de los factores de inequidad sobre aquella variación (Lee y Bryk, 1998; Schreiber, 2002), (iii) las posibles interacciones entre los factores individuales y contextuales de inequidad (Lee y Bryk, 1998; Opdenakker y Van Damme, 2001) y (iv) la eficacia distributiva de las escuelas, a través del análisis de 'residuos' por niveles y para diferentes grupos de alumnos (Lee y Bryk, 1998; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Thomas, 2001).

IV.8. *'Valor agregado'*. Numerosas investigaciones han "demostrado la necesidad de tomar en cuenta las diferencias de entrada (*intakes*) entre las escuelas

¹⁰ La "composición" es un agregado, en el nivel de la escuela o del aula, de alguna característica del alumno individual. El "efecto composición" supone controlar previamente el efecto de la variable correspondiente en el nivel del alumno.

¹¹ Ver el vol. 37 de del *International Journal of Educational Research*, dedicado exclusivamente al efecto composición (agregado de aptitud, estatus socioeconómico, género y etnia de los alumnos), y su distinción y sus relaciones con los efectos de los compañeros (*peer effects*).

¹² En esos dos estudios no es posible saber el efecto de la composición socioeconómica de la escuela, ya sea porque no incluyen tal medición en el análisis, ya sea porque la incluyen pero estiman su efecto conjuntamente con el de algunos factores escolares.

para asegurar que, tanto como sea posible, las comparaciones (entre escuelas) sean realizadas "de igual a igual" (Sammons y West, 1997). Parece existir ahora "un amplio consenso en que indicadores 'justos' del desempeño de la escuela necesitarán medir el *progreso* de los alumnos en la escuela, en vez de los 'resultados' brutos en los exámenes nacionales" (Strand, 1997:2). Ello es así porque, cuando se incluye algún indicador de competencia cognitiva o logro anterior como predictor, se afecta significativamente la fuerza explicativa de otros factores (Mortimore et al., 1988; Muijs y Reynolds, 2000), como los propiamente escolares.

Por lo tanto, el grado de eficacia de la escuela debería ser medido con base en el progreso alcanzado por el alumno con referencia a su nivel de logro inicial (valor agregado), y no con base en el nivel de logro actual (rendimiento bruto). El uso del valor agregado¹³, condición necesaria para que la comparación entre las escuelas sea justa, se ha generalizado notablemente entre los países de Europa, tales como Inglaterra (Thomas, 1995; Mortimore,

Sammons y Thomas, 1994; Schagen, 1994; Schagen y Sainsbury, 1996; Strand, 1997; Strand, 1999; Felgate., Minnis y Schagen, 2000; Schagen y Morrison, 1999; Sammons, Thomas y Mortimore, 1997; Thomas, 2001; Schagen y Schagen, 2001); los Países Bajos (Thomas, 2001), tanto en Holanda (Reynolds, 2000) como en Flanders (Opdenaker y otros, 2002); Irlanda (Smythe, 1999); Francia (Duri-Bellat y Mengat, 1998); Hungría y Alemania (Schagen y Hutchison, 2003) y Australia (Hill y Rowe, 1996; 1998). En los Estados Unidos, se utilizan diferentes metodologías de valor agregado en sistemas de evaluación, como el Tennessee Value Added Assessment (TVAA) (Sanders y Horn, 1994; ver también Stone, 2003), con aplicación en la evaluación de docentes (Stone, 2002; Cunningham y Stone, 2005), y el California Assessment of Performance Indicators (Thum, 2002).

En los países en desarrollo, en cambio, este tipo de investigaciones aun es poco frecuente. En la Argentina existe sólo un estudio, aunque muy limitado en cuanto a cobertura (Cervini, 2005).

¹³ El "progreso de aprendizaje" o "valor agregado" es la diferencia entre el *puntaje predicho* por el resultado en un test precedente y el *puntaje obtenido* en un segundo test. El valor predicho se infiere de la estimación de la línea que describe la asociación entre los puntajes de ambos tests (línea de regresión), es decir, es el valor promedio esperado para cada "punto de partida" (primera prueba), de acuerdo con el comportamiento observado en la totalidad de los datos analizados. Entonces, el valor agregado indica el cambio relativo en el nivel de logro de un alumno (o de una escuela) respecto del cambio experimentado por otros alumnos (u otras escuelas), durante un determinado período (progreso relativo del alumno en un período). Se requieren dos mediciones: una al principio y otra al final del período. Desde el enfoque de 'efectividad escolar', refiere al valor extra que es adicionado por la escuela al logro del alumno, arriba o abajo del progreso que se espera, y por tanto, establece si los alumnos en una escuela progresan más o menos que los de otras escuelas en un período. Son más efectivas las escuelas que superan las expectativas.

V. Objetivos

En este trabajo se pretende profundizar el conocimiento del comportamiento de la (in)equidad y la calidad educativa en los diferentes niveles de agrupamiento (aula, escuela y provincia) del sistema de educación primaria, utilizando los datos de la evaluación censal del 6° año del año 2000. Para alcanzar este objetivo general, se deben lograr los siguientes objetivos específicos:

V.1. Distinguir y dimensionar la magnitud de los efectos 'aula', 'escuela' y 'provincia' sobre el nivel y la distribución de los rendimientos de los alumnos en Matemática y Lengua;

V.2. Identificar y dimensionar la magnitud del efecto de los factores de

inequidad, individuales (alumno) y grupales (composición del aula, de la escuela y de la provincia), sobre el rendimiento en Matemática y Lengua en el nivel nacional;

V.3. Reconocer y dimensionar las variaciones inter-institucionales (escuela) y regionales (provincia) del patrón general de (in)equidad en la distribución de los logros de aprendizaje.

V.4. Identificar y estimar modelos regionales diferenciados de inequidad.

VI. Metodología

VI.1. *Datos*. Los datos provienen de (i) las pruebas estandarizadas de Matemática y de Lengua, (ii) el cuestionario del alumno (AP) y (iii) el cuestionario del director (Dip) aplicados en el Operativo Nacional de Evaluación de la Calidad Educativa en 2000 (ONE 2000) a los alumnos de 6° año de la educación primaria (ex-EGB). Se incluyen todos los estudiantes con información en ambas pruebas, atendiendo simultáneamente al criterio general de 10 o más estudiantes con información válida por escuela, con el objetivo de realizar las estimaciones con el mayor número posible de registros y debido a la fluctuación en la cantidad de 'missing' por variable, la magnitud de la base investigada varía en diferentes etapas del análisis, lo cual será informado cuando corresponda.

VI.2. *Imputación de 'missing'*. Todos los instrumentos fueron autoaplicados por alumnos y directores. Este procedimiento tiende a generar una pérdida considerable de información ('missing'). Por ello, es necesario aplicar algún procedimiento de imputación de valor. La estructura anidada de los datos y la tendencia a la homogeneidad intra-aglomerado aconsejan imputar una estimación de tendencia central del grupo. Sin embargo, en determinadas situaciones es más razonable aplicar el

criterio de imputación con base en predictores bien ajustados. En el *Anexo A* se informa el procedimiento de imputación de valores adoptado para cada variable.

VI.3. *Variables*. Las variables criterio o dependientes son los puntajes obtenidos por el alumno en pruebas estandarizadas de Matemática y Lengua. Se las asume como variables intervalares. Con el objeto de obtener de forma directa una aproximación a la descomposición proporcional de la varianza entre los diferentes niveles de agregación, se trabaja con la versión estandarizada de esta variable.

Las variables independientes se organizan en los siguientes subconjuntos: (i) nivel socioeconómico familiar; (ii) antecedentes académicos del alumno; (iii) género del alumno; (iv) composición académica de la escuela; (v) composición socioeconómica de la escuela; (vi) ubicación geográfica de la escuela y (vii) recursos escolares de la escuela. Según corresponda, las variables son tratadas con la metodología de variables 'mudas' ('dummy') o son consideradas intervalares.

VI.3.1. *Nivel socioeconómico familiar*. Se refiere al capital económico y cultural de la familia. Los bienes y servicios presentes 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'). También se ha demostrado la estrecha relación entre trabajo infantil y condiciones socioeconómicas de la familia, así como su efecto negativo sobre el logro escolar. Algunas investigaciones han explorado estas relaciones para el caso argentino (Cervini, 2006; Crosa, 2006). Las variables y sus definiciones son:

<i>Sigla</i>	<i>Descripción</i>	<i>Valores</i>
<i>bienes</i>	Tenencia bienes/servicios hogar	(Item: Si=1; No=0; sumatoria 0-17)
<i>vivienda</i>	Condiciones habitacionales	(Item: Si=1; No=0; sumatoria 0-7)
<i>hacinamiento</i>	Hacinamiento habitacional en el hogar	(n_moradores/ n_habitaciones)
<i>trabajo</i>	Intensidad del trabajo infantil	(Días semanales, hs.diarias)
<i>educación</i>	Nivel educativo del padre y la madre	(Prim. incom=0; Univ. completa=7)
<i>libros</i>	Cantidad de libros en el hogar	(Ninguno=1; ...; Más de 100=4)

En el *Anexo A* se exponen en detalle las diversas definiciones operacionales y el procedimiento para recuperar valores perdidos en cada una de las variables. Se construyeron 4 opciones del indicador *bienes*, con diferentes soluciones para la recuperación de missing. Para *vivienda* se definieron dos versiones con diferentes números de ítems. Los indicadores *libros* y *hacinamiento* tienen sólo una versión.

Para nivel de *educación* familiar se generaron 6 indicadores diferentes, atendiendo a dos criterios: (i) la alternativa sumatoria versus el valor máximo entre padre y madre y (ii) procedimientos diferentes de imputación (ver *Anexo A*).

Finalmente, se construyeron dos definiciones para *trabajo* infantil en el hogar. Todas estas variables son asumidas como intervalares.

VI.3.2 *Antecedentes académicos del alumno*. Los estudios de eficacia y equidad institucional educativa han demostrado reiteradamente la importancia de contar con una medición del nivel de logro inicial del alumno. Sin embargo, es sumamente difícil obtener al menos dos mediciones del mismo alumno cuando se trata de poblaciones tan extensas como la analizada aquí. En substitución ('proxies'), en el presente estudio se utilizan las informaciones relativas a la repetición de grado, a las calificaciones anteriores y a la edad del alumno¹⁴, con las siguientes definiciones:

<i>Sigla</i>	<i>Descripción</i>	<i>Valores</i>
<i>repite</i>	Si repitió algún grado	(No = 0; Si = 1)
<i>mat+leng</i>	Suma de las notas en Matemática y Lengua	2 – 8
<i>notas</i>	Suma notas en Mat., Lengua, C.Soc y C.Nat	4 – 16
<i>edad</i>	Edad del alumno (en años)	10 a 15 años

¹⁴Obviamente, estas mediciones no poseen el mismo grado de confiabilidad que las obtenidas a través de pruebas objetivas estandarizadas aplicadas con anterioridad a los datos que están siendo analizados. Por ello, sólo pueden ser consideradas como un 'proxy'.

A partir de las calificaciones finales del año anterior se definieron tres indicadores opcionales: la nota de la disciplina, la suma de las calificaciones de Matemática y de Lengua, y la suma de todas las calificaciones (ver *Anexo A*). Con el objetivo de determinar el grado de consistencia de las 4 calificaciones, se aplicó análisis factorial con rotación varimax. Para la *edad* del alumno se construyeron dos mediciones opcionales. Esta podría ser considerada simplemente una característica demográfica del alumno. No obstante, en los estudios educacionales de este tipo, se torna simultáneamente y en parte, un indicador de atraso educativo, opcional al indicador de repitencia. Todas estas variables se asumen como intervalares. Para la *repetición* de grado se construyeron dos indicadores opcionales, de acuerdo a diferencias de procedimiento de imputación (ver *Anexo A*). Ambas son dicotómicas, con 'repitiente' como variable 'dummy' y no-repitiente como 'base'.

VI.3.3 *Género del alumno*. Se define como una variable dicotómica (*masculino*), donde mujeres = 0 ('base') y varón = 1 ('dummy').

Las diferencias de género en el logro de Matemática son 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).

VI.3.4 *Composición académica de la escuela*. Estas mediciones consisten en el promedio o el porcentaje, en el nivel de la escuela, de cada variable académica individual. Se las enuncia con el nombre de la variable individual correspondiente, y se les agrega la terminación *_esc*. El objetivo de su inclusión es determinar la existencia de probables efectos del contexto académico, para lo cual se requiere controlar simultáneamente el efecto del indicador individual correspondiente. Por tanto, ellas se incluyen sólo cuando la variable individual es estadísticamente significativa en el modelo. Son las siguientes:

<i>Sigla</i>	<i>Descripción</i>
<i>repite_esc</i>	Proporción de alumnos repitientes
<i>Ma+len_esc</i>	Puntaje promedio de la suma de las notas en Matemática y Lengua
<i>Notas_esc</i>	Puntaje promedio de la suma notas en Mat., Lengua, C.Soc y C.Nat
<i>Edad_esc</i>	Edad promedio

VI.3.5 Composición socioeconómica de la escuela. Como las del punto anterior, consisten en el promedio o el porcentaje, en el nivel escuela, de cada variable relativa al nivel socioeconómico del alumno, y son apropiadas para evaluar probables efectos de la composición socioeconómica de la escuela.

Se las incluye sólo cuando el efecto del indicador individual correspondiente es estadísticamente significativo. Además, se incorpora un indicador construido sobre la base de la apreciación del Director acerca del origen social de la mayoría de los estudiantes de la escuela. Las variables son las siguientes:

<i>Sigla</i>	<i>Descripción</i>
<i>Bienes_esc</i>	Tenencia promedio de 17 bienes/servicios en el hogar
<i>Vivienda_esc</i>	Condiciones habitacionales promedio
<i>Hacina_esc</i>	Hacinamiento habitacional promedio
<i>Trabajo_esc</i>	Intensidad promedio del trabajo infantil
<i>Educa_esc</i>	Nivel educativo promedio del padre y la madre
<i>Libros_esc</i>	Cantidad promedio de libros en el hogar
<i>Nse_dir</i>	Porcentaje de alumnos con recursos insuficientes o escasos

VI.3.6 Ubicación geográfica (ámbito) de la escuela. Variable dicotómica recodificada como rural = 0 ('base') y urbano = 1 ('dummy'), mencionada como 'urbano'.

VI.3.7 Recursos escolares de la escuela. Estos indicadores son contruidos a partir de las informaciones proporcionadas por el cuestionario del Director. Sus definiciones se encuentran en el *Anexo A*. Las mediciones son:

<i>Sigla</i>	<i>Descripción</i>
<i>Aula_dir</i>	Estado de la mayoría de las aulas
<i>Infra_dir</i>	Estado de la infraestructura
<i>Recursos_dir</i>	Tenencia y estado de recursos didácticos

VI.4. Técnica de análisis. Para el estudio de las relaciones del rendimiento con las diferentes variables se utilizó el programa MLwiN (Goldstein y otros, 1998), basado en la técnica de análisis estadístico por niveles múltiples o modelos jerárquicos lineales (Aitkin y Longford, 1986; Bryk y Raudenbush, 1992;

Goldstein, 1995), ampliamente difundida y aceptada a nivel internacional, y adecuada para analizar variaciones en las características de los individuos (por ejemplo, el rendimiento del alumno) que son miembros de un grupo (por ejemplo, la escuela) el cual a su vez, forma parte de otra agregación (provincia). Se trata, en-

tonces, de mediciones que forman parte de una estructura anidada jerárquicamente. La técnica descompone la varianza total de una variable (rendimiento del alumno) en sus componentes dentro del grupo (intra-sección, intra-escuela; intra-provincia) o entre grupos (inter-aula, inter-escuela; inter-provincia) y estima las asociaciones entre variables en esos diferentes niveles de agregación. El modelo se compone, por un lado, de una *parte fija*, con los parámetros que definen una línea promedio para todos los alumnos, bajo el supuesto de que la intensidad de las correlaciones es constante en todas las unidades de cada nivel. Por otro lado, de una *parte aleatoria*, donde se estima, en cada nivel de agregación, la variación de los parámetros determinados en la parte fija, en particular, (i) la variación de los logros alrededor del promedio general (por ejemplo, los rendimientos promedios de las escuelas en torno al rendimiento promedio general de todas las escuelas) y (ii) la variación de las líneas de regresión en torno a la línea promedio (por ejemplo, las líneas de regresión de las escuelas alrededor de la línea de regresión general). Las principales ventajas de esta técnica son: (i) modela simultáneamente los diferentes niveles de variación (por ejemplo, alumno, aula, escuela y provincia), permitiendo, por tanto, saber qué proporción de la variación del logro escolar se debe principalmente a características del alumno, del aula, de la escuela y de la provincia; (ii) 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.

VI.5. Modelo empírico general. De acuerdo con los objetivos propuestos, la estructura de los datos disponibles y la técnica de análisis empleada, el modelo empírico global a ser contrastado es el siguiente:

$$\text{Logro}_{ijkl} = \beta_{0ijkl} \text{cons} + \sum \beta_1 \text{Académicos}_{ijkl} + \sum \beta_2 \text{Nse}_{ijkl} + \sum \beta_3 \text{Academica_Aula}_{ijkl} +$$

$$+ \sum \beta_4 \text{Academica_Esc}_{kl} + \sum \beta_5 \text{Nse_Aula}_{jkl} + \sum \beta_6 \text{Nse_Esc}_{kl} + \sum \beta_7 \text{Recursos_escolares}_{kl}$$

$$\beta_{0ijkl} = \beta_0 + f_{0l} + v_{0kl} + \mu_{0jkl} + e_{0ijkl}$$

, donde

■ Logro_{ijkl} es el puntaje obtenido en Matemática o Lengua por el alumno i en el aula j en la escuela k en la provincia l ;

■ $\sum \beta_1, \sum \beta_2, \sum \beta_3, \sum \beta_4, \sum \beta_5, \sum \beta_6$ y $\sum \beta_7$ son conjuntos de parámetros a ser estimados y que expresan las relaciones entre, por un lado, el logro, y, por el otro, los antecedentes académicos del alumno ($\sum \beta_1$), las características socio-económicas y culturales de la familia y el género del alumno ($\sum \beta_2$), la composición académica del aula ($\sum \beta_3$) y de la escuela ($\sum \beta_4$); la composición socioeconómica del aula ($\sum \beta_5$) y de la escuela ($\sum \beta_6$), y los recursos escolares de la escuela ($\sum \beta_7$).

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

■ $f_{0l}, v_{0kl}, \mu_{0jkl}$ y e_{0ijkl} son "residuos" en los niveles provincia, escuela, aula y alumno, respectivamente, cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media = 0 y cuyas varianzas respectivas ($\sigma_f, \sigma_v, \sigma_\mu$ y σ_e) deberán ser estimadas.

■ El criterio de significación estadística adoptado es $\text{prob.} \leq 0,001$ ¹⁵.

VI.6. Estrategia de análisis. Con el fin de lograr la contrastación del modelo

¹⁵ 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 que se está analizando 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 ajustados en el modelo que se está analizando.

propuesto se requiere delinear los pasos a seguir en el análisis. Para esa tarea, deben considerarse algunas situaciones con implicaciones importantes:

- En primer lugar, para incluir el nivel aula en el modelo, es aconsejable contar con un número mínimo de ellas en cada escuela, lo que afecta fuertemente la cantidad y variedad de escuelas que permanecerían en la base de datos. Por ejemplo, una cantidad muy importante de las escuelas rurales no podrían ser consideradas;

- En segundo lugar, algunas variables relevantes tienen muchos 'missing' en la base original y no existe un método razonable para recuperarlos. Este es el caso del género del alumno. Ello obliga a excluir del análisis ese tipo de variable o a trabajar con un archivo donde los registros con esos 'missing' han sido excluidos;

- En tercer lugar, a pesar que se desea contrastar el modelo general tanto para Matemática como para Lengua, los límites de este trabajo impiden realizar con ambas asignaturas todos los pasos y operaciones implicadas;

- Finalmente, la técnica utilizada es de reciente desarrollo y, por tanto, no contamos con muchos antecedentes en nuestro medio que refieran sus cualidades y procedimientos.

Ante estas situaciones, se adoptan las siguientes decisiones metodológicas: (i) diseñar una secuencia de análisis que permita trabajar, en cada etapa, con la mayor cantidad de observaciones posibles. O sea, se trata de minimizar, tanto cuanto sea posible, los efectos del número de niveles de agregación incluidos y de los 'missing' en determinadas variables; (ii) desarrollar sólo con Matemática todas las etapas y pasos hasta la determinación del modelo general del país, el cual será posteriormente contrastado con Lengua y

(iii) sólo con finalidades didácticas, detallar todos los procesamientos realizados.

Con base en estos criterios metodológicos y los objetivos trazados para el estudio, el análisis se desarrolla en cuatro etapas y en el siguiente orden:

1. Determinación del modelo 'país' con el rendimiento de Matemática y con tres niveles de agregación: alumno, escuela y provincia

2. Contrastación del modelo 'país' con el rendimiento en Lengua;

3. Contrastación del modelo 'país' con cuatro niveles: alumno, aula, escuela y provincia.

4. Contrastación del modelo 'país' por regiones, con dos niveles de agregación: alumno y escuela.

VI.6.1. *Modelo Total País con Matemática (parte fija)*. La estimación del efecto de las variables independientes consideradas se lleva a cabo con modelos de 3 niveles (provincia, escuela, alumno). Es decir, en esta etapa no se incluye el nivel aula. La secuencia de los pasos a seguir se ajusta a los términos del modelo empírico expuesto anteriormente y a la propia técnica: (i) descomposición inicial de la varianza; (ii) selección de indicadores opcionales; (iii) determinación del efecto de los indicadores individuales por subconjuntos (académicos y *nse*), (iv) determinación del efecto de todos los indicadores individuales, (v) determinación de los coeficientes aleatorios de los indicadores individuales; (vi) determinación del efecto de composición académica, del efecto del contexto socioeconómico y de la distancia del rendimiento promedio urbano-rural; (vii) determinación del efecto de los recursos escolares del establecimiento.

1° paso: *Partición inicial de la varianza en 3 niveles de agregación (modelo vacío)*. Se estiman la variación alrededor de la media global del logro (parte fija) y, *simultáneamente*, las variaciones en cada nivel de agregación (provincia, escuela y alumno) (parte aleatoria), sin ningún predictor. Para calcular el logro promedio global y las tres variaciones (inter-provincia, inter-escuela e inter-alumno), se regresa el logro de cada alumno (logro_{ijk}) sobre una constante (cons) que asume un valor = 1 para todos los alumnos. Formalmente,

$$\text{Logro}_{ijkl} = \beta_{0ijkl} \text{cons}$$

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

, donde cons es una constante = 1 y β_{0ijk} es un parámetro asociado a cons , compuesto por el logro promedio estimado β_0 (parte fija), y donde v_{0k} , $\mu_{0jk} + e_{0ijk}$ son "residuos" en los niveles provincia, escuela y alumno, respectivamente, o sea, cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media = 0 y cuyas varianzas respectivas (σ_v , σ_μ y σ_e) han de estimarse.

2° paso: *Evaluación y selección de indicadores individuales opcionales*. Este paso es meramente instrumental y tiene por objetivo escoger la opción más potente entre todas las definiciones operacionales de un mismo indicador. El criterio de selección es el valor del test de máxima verosimilitud con relación a su valor en el modelo vacío. Por ejemplo, para el nivel educativo familiar se dispone de 6 construcciones diferentes y por tanto, se deben estimar 6 modelos con la siguiente forma:

$$\text{Logro}_{ijk} = \beta_{0ijk} \text{cons} + \beta_1 \text{educacion_padres1}_{ijk}$$

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

, donde Logro_{ijk} es el puntaje en la prueba del alumno i en la escuela j en la provincia k ; *educación_padres1* es la opción 1 para medir el nivel educa-

tivo familiar; β_1 es un parámetro a ser estimado y expresa el grado en que las diferencias entre alumnos respecto de *educación_padres1* se relaciona con el rendimiento en Matemática; cons es una constante = 1 y β_{0ijk} es un parámetro asociado a cons , con β_0 de logro promedio estimado (*parte fija*), y donde v_{0k} , μ_{0jk} y e_{0ijk} son "residuos" en los niveles 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 ser re-estimadas.

3° paso: *Determinación del efecto de los subconjuntos de indicadores*. Se determinan los efectos de los subconjuntos de indicadores referidos a (i) los antecedentes académicos del alumno ($\sum \beta_1 \text{Académicos}_{ijkl}$) y (ii) el nivel socioeconómico familiar ($\sum \beta_2 \text{Nse}_{ijkl}$). Se incluyen sólo los indicadores opcionales seleccionados (más potentes) y los indicadores únicos. Por ejemplo, el modelo con el subconjunto de antecedentes académicos se expresa así:

$$\text{Logro}_{ijkl} = \beta_{0ijk} \text{cons} + \beta_1 \text{notas}_{ijk} +$$

$$+ \beta_2 \text{mat+len}_{ijk} + \beta_3 \text{repite}_{ijk} + \beta_4 \text{edad}_{ijk}$$

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

, donde Logro_{ijk} es el puntaje en la prueba de Matemática del alumno i en la división j en la escuela k en la provincia l ; 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 de *notas*, *mat+len*, *repite* y *edad*, respectivamente, se relacionan con Logro ; cons es una constante = 1 y β_{0ijk} es un parámetro asociado a cons , con β_0 de logro promedio estimado (*parte fija*), y donde v_{0k} , μ_{0jk} y e_{0ijk} son "residuos" en los niveles provincia, escuela y alumno, respectivamente, cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media = 0 y cuyas varianzas res-

pectivas (σ_v , σ_μ y σ_e) deberán ser re-estimadas.

4º paso: Determinación del efecto de todas las características individuales del alumno. Se modelan los efectos simultáneos de todos los indicadores individuales, mediante la expresión:

$$\text{Logro}_{ijk} = \beta_{0ijk}\text{cons} + \sum \beta_1 \text{Académicos}_{ijk} + \sum \beta_2 \text{Nse}_{ijk} + \text{masculino}_{ijk}$$

Se incluyen sólo los indicadores que se mantuvieron significativos en los modelos anteriores. También se incluye *masculino*, variable con gran cantidad de 'missing'.

5º paso: Determinación de los coeficientes aleatorios de los indicadores individuales. En este paso se estima y analiza la posible aleatoriedad del efecto de cada uno de los indicadores socioeconómicos y de cada uno de los antecedentes académicos individuales ('random multilevel models') que resultaron significativos en el paso anterior (*objetivo 5*). Se trata de saber si existen diferencias en el grado de (*inequidad institucional* (escuela) o *regional*). Para contrastar esta hipótesis, se aleatorizan los coeficientes en los diferentes niveles. Ahora, mientras que la estimación del intercepto (promedio) es la varianza de los promedios de escuelas y provincias alrededor del promedio global de logro, el coeficiente estimado en la parte aleatoria es la varianza del efecto de la variable en el nivel correspondiente, alrededor del efecto promedio estimado en el nivel superior inmediato de agregación. Con la finalidad de simplificar el análisis, la covarianza entre intercepto y pendiente se restringirá a 0 (cero). A modo de ejemplo, la aleatorización de la variable *educación padres* a nivel escuela, se expresa así:

$$\text{Logro}_{ijk} = \beta_{0ijk}\text{cons} + \beta_{1j}\text{educación padres}_{ijk}$$

$$\beta_{0ijk} = \beta_0 + v_{0k} + \mu_{0jk} + e_{0ijk}; \beta_{1j} = \beta_1 + \mu_{1j}$$

La única diferencia importante con los modelos anteriores es que ahora el coeficiente β tiene un subscrito j indicando que varía entre las escuelas, compuesto por su valor promedio general (β_1) y una parte aleatoria (μ_{1j}), con media = 0 y varianza a ser estimada ($\sigma_{\mu 1}$). Este razonamiento es extensible a todos los niveles y factores que sean analizados.

6º paso: Determinación del efecto contextual de la composición académica y socioeconómica. Se incluyen sólo las mediciones cuya variable individual de origen haya permanecido significativa en el modelo anterior (4º paso). El criterio adoptado para la evaluación de cada indicador de composición es el valor del test de máxima verosimilitud cuando el indicador actúa sin el control de los otros indicadores de composición. En este paso se analiza también el género del alumno y la ubicación geográfica de la escuela.

7º paso: Determinación del efecto de los recursos escolares del establecimiento. El efecto de los recursos institucionales se compara y se evalúa en relación con el modelo identificado en el paso anterior. Dado que las mediciones de recursos escolares provienen de otra fuente (Cuestionario del Director) y que la cantidad de 'missing' es abultada, se decidió generar un archivo específico para desarrollar el análisis.

VI.6.2. *Contrastación del modelo 'país' Matemática con el rendimiento en Lengua.* En este paso se aplica el modelo ajustado final del rendimiento en Matemática a los puntajes en Lengua (ahora variable dependiente) y se analizan las diferencias entre ambos modelos.

VI.6.3. *Contrastación del modelo 'país' con un modelo similar pero con 4 niveles (alumno, aula, escuela y provincia).* Al modelo 'país' final se le agrega la especificación del nivel aula. Se comparan los resultados de ambos modelos, tan-

to en la descomposición de la varianza como en los coeficientes de los predictores.

VI.6.4. *Comparación del modelo 'país' Matemática con modelos regionales de dos niveles (alumno, escuela) con los mismos predictores del modelo 'país'.* Se analizan las diferencias en la capacidad explicativa y en los coeficientes obtenidos.

VII. Resultados

VII.1. *Determinación del modelo País - Matemática. 1° paso: Partición inicial de la varianza (modelo 'vacío').*

Se estiman la variación alrededor de la media global del rendimiento (parte fija) y, simultáneamente, las variaciones en cada nivel de agregación (provincia, escuela y alumno) (parte aleatoria). Este modelo se denomina "vacío" porque contiene solamente los niveles de agregación, sin ningún predictor. Constituye el punto de partida del análisis porque define una "línea de base" que sirve como patrón de referencia comparativa inicial. Dado que el puntaje en Matemática ha sido estandarizado, las varianzas de cada nivel de agregación se expresan en proporciones. Los resultados son los siguientes:

$$zmatema_{ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$zmatema_{ijk} = \beta_{0ijk} + \text{cons}$$

$$\beta_{0ijk} = -0,103(0,045) + v_{0ik} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0ik}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [0,047(0,014)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [0,335(0,005)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [0,675(0,001)]$$

Del total de la variación del rendimiento, aproximadamente 4,7% se debe a desigualdades entre las provincias¹⁶, estimación estadísticamente significativa. Si se acepta que el rendimiento promedio provincial es un indicador válido de calidad educativa provincial, los resultados indican que las provincias difieren significativamente entre sí respecto de la calidad educativa que logran con sus alumnos. Estas diferencias deberían poder explicarse, en principio, a través de factores o características propias del nivel provincial, como una consecuencia de la selectividad geográfica o regional del sistema educativo. No obstante, parece importante notar que su participación relativa en la variación total no es tan elevada como podría sugerir la simple comparación entre los rendimientos promedios provinciales.

2° paso: *Evaluación y selección de indicadores individuales opcionales.*

En el Cuadro 1 se presentan los valores del test de máxima verosimilitud de los modelos singulares, cada uno de los cuales contiene sólo una de las mediciones opcionales. Las estimaciones completas de cada modelo se encuentran en el Anexo B. Entre todas las mediciones de la misma variable (concepto), para los análisis subsiguientes se escoge aquella con el menor valor en el test (en negrita), indicativa de una mayor potencia predictiva respecto de las otras mediciones. Más allá de esos matices, es importante notar que todas las mediciones resultan estadísticamente significativas.

¹⁶ Esta variación inter-provincia es notablemente inferior a la estimada con base en datos de 1995 para 7° año (Cervini, 2002: 7,8%). Esta diferencia se debe en gran medida, a que los datos de ese año fueron muestrales y no censales.

1 – Valor del test de máxima verosimilitud de cada una de las mediciones opcionales

Conceptos	Mediciones opcionales					
Bienes	Bien1	Bien2	Bien3	Bien4		
	1264271	1264230	1264186	1263891		
Educación	Educ_pad	Educ_mad	Educ_max	Educacion	Educacion2	Educ_max2
	1266887	1266350	1266353	1266443	1265842	1265724
Vivienda	Vivienda1	Vivienda2				
	1263960	1263929				
Trabajo	Trabajo1	Trabajo2				
	1261774	1261579				
Repite	Repite1	Repite2				
	1247137	1246562				
Edad	Edad1	Edad2	Edad3	Edad4		
	1263334	1256662	1256799	1256756		
Nota	Nota_mat	Mat+len				
	1217704	1214000				

Negrita: medición con mayor poder predictivo.

3° paso: Determinación del efecto de los subconjuntos de indicadores individuales.

Se comienza evaluando el efecto propio de los indicadores de desempeño académico previo del alumno. Para ello, se los incluye simultáneamente en el modelo vacío inicial y se recalculan las estimaciones. Por tanto, la estimación del efecto de cada indicador supone el control estadístico del efecto de las restantes. Los resultados se presentan como *Modelo A* en el Cuadro 2. En el Anexo C se pueden conocer la secuencia y los resultados completos de estos modelos. Cada una de las variables mantiene un efecto propio estadísticamente significativo sobre el rendimiento de Matemática, más allá del efecto de las otras variables. Es decir, a medida que aumenta el desempeño académico previo en Matemática y Lengua, o en todas las asignaturas, aumenta el ren-

dimiento en Matemática; además, el rendimiento promedio esperado de los repitientes es inferior al de los no-repitientes y finalmente, cuanto mayor edad tiene el alumno ha de esperarse más bajo rendimiento, más allá de si es repitiente o no.

A continuación, se experimenta el conjunto de indicadores referidos al origen socioeconómico y cultural del alumno. El *Modelo B* (Cuadro 2) presenta los coeficientes estimados (ver todas las estimaciones en Anexo C). Al igual que en el modelo anterior, todas las mediciones incluidas resultan estadísticamente significativas y, por tanto, cada una tiene efecto propio. En consecuencia, cuanto más alto sea el nivel económico familiar (alta disponibilidad de bienes y servicios o calidad habitacional, o menor hacinamiento o trabajo infantil) o el nivel cultural familiar (mayor nivel educativo o dis-

ponibilidad de libros en el hogar), más alto será el rendimiento del alumno.

Ambos subconjuntos, por separado, producen una caída significativa en las varianzas iniciales (modelo vacío). Las proporciones de varianza inexplicada de ambos modelos son muy próximas ($A=0,928$; $B=0,936$). Sin embargo, la composición de ese descenso es notoriamente diferente. El mayor efecto de los antecedentes académicos del alumno se produce en la variación intra-escuela (alumno), mientras que el origen social del alumno se expresa más en las desigualdades inter-institucionales (inter-escuela) y provinciales. En el *Modelo A*, la variación entre-alumno cae de 0,675 a 0,601, o sea, 7,4 puntos porcentuales, mientras que en el *Modelo B* esa caída llega solo a 2 puntos porcentuales. En cambio, cuando se trata de la varianza conjunta de inter-escuela e inter-provincia, las características socioeconómicas del alumno producen una caída de 10 puntos porcentuales, muy por arriba del descenso ocasionado por los antecedentes académicos - 5,5 puntos¹⁷. Este efecto de los indicadores individuales, concentrado en la varianza de los niveles superiores de anidamiento -escuela y provincia- es indicativo de la fuerte segmentación social del sistema educativo¹⁸.

¹⁷ En un estudio reciente de valor agregado (Cervini, 2006), donde la variable de ajuste es una prueba inicial o de entrada, se ha observado este mismo comportamiento relativo de ambos tipos de indicadores.

¹⁸ En general, se espera que las variables afecten principalmente a la varianza del nivel en el que están definidas. Las variables individuales del alumno deberían afectar principalmente la varianza del nivel alumno. Sin embargo, cuando la composición de los grupos (escuela) respecto de esas variables individuales no es igual en todos ellos, se producirá también una caída de la varianza relativa a esos grupos (inter-escuela). Entonces, las variables explicativas del nivel individual (alumno) explicarán parte de la varianza individual y parte de la grupal (escuela).

4º paso: Determinación del efecto de todas las características individuales del alumno.

El *Modelo C* (Cuadro 2) presenta los resultados obtenidos al incluir los indicadores de desempeño académico previo y condición económica familiar de forma simultánea. Tal cual era esperado, la magnitud de todos los coeficientes disminuye, aunque todos mantienen significación estadística, con excepción de *edad*, infiriéndose que su aporte explicativo, adicional al de la repitencia escolar, se superpone completamente con los efectos debidos a la condición socioeconómica familiar. Por lo tanto, se la excluye de los modelos subsiguientes.

Con relación a la capacidad explicativa, este modelo difiere del anterior sólo con respecto a la varianza intra-escuela (alumno), la cual desciende de 0,655 a 0,594. Al conjugar el efecto de ambos tipos de indicadores - económicos y académicos -, se consigue una mejor explicación de las diferencias entre alumnos dentro de la escuela.

En el *Modelo D* se adicionan los dos indicadores de nivel cultural familiar: educación de los padres y tenencia de libros en el hogar. Los coeficientes de ambas variables disminuyen notablemente respecto a los estimados en el *Modelo B*. De hecho, la educación de los padres ha perdido significación estadística. Por otro lado, los coeficientes relativos a los antecedentes académicos mantienen prácticamente los mismos valores. Es razonable hipotetizar, entonces, que el efecto del nivel educativo familiar sobre el rendimiento del alumno se ejerce principalmente a través de los propios antecedentes académicos acumulados del alumno. En cambio, el efecto del capital cultural objetivado (libros) en la familia se superpone sólo parcialmente con esos antecedentes, manteniendo aún una magnitud de efecto propio estadísticamente significativa y provocando una leve caída de la varianza

inexplicada en los tres niveles. Dados estos resultados, *educación* se excluye de los análisis siguientes.

Si se toman como referencia la descomposición inicial de la varianza total (1° paso: modelo vacío), el *Modelo D* ha explicado 38% de la varianza interprovincia, 25% de la varianza interescuela y 12% de la varianza intra-escuela (alumno), lo que implica una caída de la varianza total inicial del 17,7%

Finalmente, en el *Modelo E* se adiciona el género del alumno (*masculino*), la última variable del alumno individual a ser analizada. Dado que resulta significativa y que, por otra parte, tiene una elevada cantidad de valores perdidos, es necesario redefinir la base de datos, excluyendo todas los registros donde *masculino* es 'missing',¹⁹.

2 - Estimaciones de coeficientes en diferentes modelos multinivel

Indicadores	Modelos multinivel				
	A	B	C	D	E
<i>Parte fija</i>					
Mat+len	0,095*		0,093*	0,092*	0,093*
notas	0,059*		0,056*	0,054*	0,056*
Repite2	-0,195*		-0,177*	-0,174*	-0,181*
Edad4	0,007*		-0,002	-	-
bienes		0,010*	0,009*	0,004*	0,003*
hacinamiento		-0,003*	-0,002*	-0,002*	-0,001*
vivienda		0,041*	0,029*	0,028*	0,027*
trabajo		0,018*	0,015*	0,015*	0,015*
educación		0,009*		0,002	-
libros		0,087*		0,058*	0,059*
masculino					0,112*
<i>Parte aleatoria</i>					
Provincia	0,040	0,026	0,029	0,028	0,029
Escuela	0,287	0,255	0,256	0,247	0,248
Alumno	0,601	0,655	0,594	0,592	0,588
(n =)	1203539 (502.648)	1249727 (504.685)	1196639 (502.596)	1194636 (502.596)	1172547 (494.527)

(*) Prob. ≤ 0.001

¹⁹ Esta base consta de 8.069 registros menos que la de los modelos C y D. Por eso, debe tenerse la mayor precaución al comparar los valores del test de máxima verosimilitud.

5° Paso: *Determinación de los coeficientes aleatorios de los indicadores individuales.*

Al aleatorizar en los niveles escuela y provincia los coeficientes que estiman el efecto de cada factor, se responde a la pregunta acerca de las posibles diferencias en la (in)equidad institucional (escuela) o geográfico-política (provincia). Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 3 (ver Anexo D).

En general, el grado de incidencia de los antecedentes académicos del alumno varía en ambos niveles de agregación; por tanto, las provincias y dentro de estas, las escuelas, varían significativamente respecto a esta relación.

En cuanto a los efectos del origen socioeconómico, en cambio, los coeficientes estimados no permiten inferir esa conclusión. Solo libros, un indicador vinculado al capital cultural familiar, indica una variación significativa en los dos niveles de agregación. Entonces, existen indicios de que provincias y escuelas se diferenciarían significativamente respecto de su capacidad para compensar el efecto del origen sociocultural del alumno. Finalmente, las estimaciones de las varianzas de la distancia de rendimiento promedio hombre-mujer indican la existencia de variación entre escuelas, pero no entre provincias; entonces, las provincias serían relativamente similares respecto de esta desigualdad educativa.

3 - Estimaciones de coeficientes aleatorios en el nivel escuela y Provincia.- Parte aleatoria

Término aleatorio	Varianza β 's		Test verosimilitud
	Provincia	Escuela	
Test Modelo E	---	---	1172547
<i>mat+len</i>	0,001 *	0,002 *	1170325 *
<i>notas</i>	0,000	0,001 *	1170611 *
<i>repite</i>	0,005 *	0,028 *	1171975 *
<i>libros</i>	0,001 *	0,002 *	1172178 *
<i>bienes</i>	0	0	---
<i>hacinamiento</i>	0	0	---
<i>vivienda</i>	0	0	---
<i>trabajo</i>	0	0	---
<i>masculino</i>	0	0,025 *	1171537 *
(n =)	----		(494.527)

(*) Prob. $\leq$ 0.001

6° paso: *Determinación del efecto contextual de la composición académica y socioeconómica.*

Para establecer si existe efecto contextual, se adopta como referencia el *Modelo E* (*Cuadro 2*), o sea, no se consideran los coeficientes aleatorios estimados en el paso anterior. Antes de proceder a ajustar el nuevo modelo, se realizan dos operaciones:

(i) En primer lugar, se estima la diferencia promedio entre los rendimientos esperados en los ámbitos urbano y rural. De acuerdo al resultado obtenido (*Modelo F*, *Cuadro 4*), el rendimiento urbano promedio es 0,090 unidades de desvío estándar superior al del área rural, estimación estadísticamente significativa. Es decir, los alumnos del área urbana alcanzan rendimientos significativamente más elevados que los del área rural;

(ii) En segundo lugar, cada uno de los indicadores de composición fue evaluado introduciéndolo individualmente en el *Modelo F* y recalculando los coeficientes. Esta operación tuvo por finalidad establecer la eficacia predictiva de cada indicador y de esta manera, contar con resultados que permitan la aplicación del criterio para la secuencia de análisis, a saber: las mediciones más eficaces entran antes en la modelización. Además, sólo se consideran las mediciones de composición correspondientes a los indicadores individuales que resultaron significativos en el *Modelo E* (*Cuadro 2*). El test de máxima verosimilitud de cada medición de composición se presenta en la columna 'Valor del test' (*Cuadro 4*). Cada uno de estos valores debe ser comparado con el valor del test del *Modelo F*²⁰. Todos los términos resultan altamente significativos, con excepción de la composición de géne-

ro (*masculino_esc*). Las estimaciones completas de cada uno de estos modelos se encuentran en el *Anexo E*.

Se infiere entonces, que existe efecto contextual académico y socioeconómico. Esto significa que cuanto más alto sea el nivel promedio de los antecedentes académicos de los alumnos de la escuela, más alto será el rendimiento en la prueba, aun después de haber controlado las características individuales de esos mismos alumnos. Es decir, el mayor nivel académico grupal favorece a todos los alumnos del grupo, más allá de la incidencia que tienen cada una de las características individuales. El mismo argumento es válido para la composición socioeconómica. Cuanto más elevado sea el nivel socioeconómico del grupo de alumnos (escuela), más alto será el rendimiento. Entonces, de dos alumnos del mismo nivel socioeconómico, aquel que se encuentre en una escuela de más alto nivel socioeconómico tendrá mayor probabilidad de obtener rendimiento más alto.

Finalmente, la inclusión individual de todas las mediciones de contexto produjo la pérdida de significación del término *urbano*. Entonces, la distancia de rendimiento promedio esperado entre área urbana y área rural se explica totalmente por las diferencias de composición académica o socioeconómica de la escuela.

En el *Modelo G*, se experimenta el efecto conjunto de las mediciones de composición académica de la escuela. Los procesamientos mostraron existencia de colinealidad entre los indicadores referidos a calificaciones en el año anterior. Se opta por el más potente de los dos indicadores (*mat+len_esc*). En conjunto con la proporción de repitientes en la escuela, la composición académica de la escuela consigue explicar aproximadamente 3 puntos porcentuales de las desigualdades entre los rendimientos promedios de las escuelas. Sin embargo, este efecto se superpone totalmente con el constatado para

²⁰ Para obtener $\text{Prob.} \leq 0.001$ al adicionar un nuevo predictor al modelo, el valor del test de máxima verosimilitud debe disminuir en al menos 10 puntos.

los indicadores de composición socioeconómica y cultural de la escuela.

4 - Estimaciones de coeficientes en diferentes modelos multinivel

Indicadores	Modelos Multinivel			
	F	Valor del test	G	H
<i>Parte fija</i>				
<i>mat+len</i>	0,093*		0,093*	0,094*
<i>notas</i>	0,056*		0,056*	0,056*
<i>repite</i>	-0,181*		-0,175*	-0,177*
<i>bienes</i>	0,003*		0,002*	0,001*
<i>hacinamiento</i>	-0,001*		-0,001*	-0,001*
<i>vivienda</i>	0,027*		0,026*	0,025*
<i>trabajo</i>	0,015*		0,015*	0,014*
<i>libros</i>	0,059*		0,058*	0,054*
<i>masculino</i>	0,112*		0,112*	0,113*
<i>urbano</i>	0,090*	Ns		
<i>repite_esc</i>		1171356*	-0,919*	---
<i>mat+len_esc</i>		1171767*	0,127*	---
<i>notas_esc</i>		1172137*	Ns	---
<i>bienes_esc</i>		1170376*		---
<i>hacina_esc</i>		1170495*		-0,009*
<i>trabajo_esc</i>		1171028*		0,033*
<i>vivienda_esc</i>		1171590*		---
<i>libros_esc</i>		1169954*		0,304*
<i>mascu_esc</i>		1172511		---
<i>Parte aleatoria</i>				
Provincia	0,027	-	0,026	0,023
Escuela	0,247	-	0,219	0,186
Alumno	0,588	-	0,588	0,558
Varianza total	0,862	-	0,833	0,767
Test verosimilitud	1172511		1171253	1169663
(n =)	(494.527)			(494.527)

(*) Prob. ≤ 0.001

En realidad, son estos últimos los que se encuentran en la base de aquella explicación. Los indicadores de composición socioeconómica más efectivos y con efec-

to propio (*hacina_esc*, *trabajo_esc* y *libros_esc*), producen un descenso de la varianza inter-escuela e inter-provincia no explicada de 6 y de 4 puntos porcentuales, respectivamente (*Modelo H*). Este es el modelo más parsimonioso y efectivo para la explicación de las desigualdades provinciales e institucionales en el rendimiento de Matemática, con base en las mediciones disponibles: ha explicado alrededor del 23% de la varianza total. Ello significa el 50% de las desigualdades entre provincias y alrededor del 45% de las desigualdades entre escuelas dentro de las provincias.

Finalmente, con este modelo se evalúa la posible explicación de las variaciones de (in)equidad en provincias y escuelas. Para ello, se incorporan al modelo los términos aleatorios que resultaron significativos en el paso anterior (ver arriba, *Cuadro 3*). Los resultados no permiten inferir que los efectos aleatorios sean explicables a través de la composición académica o socioeconómica (ver *Anexo D*)

7° Determinación del efecto de los recursos escolares del establecimiento.

Dado que las variables de recursos escolares provienen del cuestionario del Director y que poseen una proporción elevada de 'valores perdidos' que no pudieron ser recuperados, el análisis de estos factores se realiza con un archivo de datos más reducido que el utilizado hasta ahora (alumnos: 477.608; escuelas: 10.452). Como es habitual, se comienza con el modelo 'incondicional', cuyas estimaciones son la referencia para evaluar los efectos de los factores. En el *Cuadro 5*, la columna encabezada con 'vacío' expone la descomposición inicial de la varianza del rendimiento de Matemática en este nuevo archivo de datos. No se perciben diferencias importantes con los modelos 'vacíos' anteriormente estimados.

Si en este modelo se introducen los indicadores de recursos escolares, uno por vez, se obtienen los siguientes resultados:

	coeficientes	Escuela	Provincia	Escuela + Provincia	test
'vacío'	---	0,343	0,046	0,389	1194283
<i>didacticos_esc</i>	0,030 *	0,298	0,029	0,327	1192950
<i>infra_au</i>	0,058 *	0,312	0,032	0,344	1193371
<i>infra_esc</i>	0,074 *	0,316	0,035	0,351	1193487

Los tres indicadores resultan estrechamente asociados con el rendimiento promedio de las escuelas. La 'disponibilidad y estado de los recursos didácticos' (*didacticos*) con que cuenta la escuela exhibe la mayor incidencia sobre el rendimiento, produciendo la caída de la proporción de la varianza inter-escuela de 0,343 a 0,298. Si actúan simultáneamente (*Modelo 'R'*, *Cuadro 5*), cada uno mantiene un efecto propio estadísticamente significativo, aunque el valor de los coeficientes estimados disminuye, producto de

la 'superposición' parcial de los tres indicadores.

Parece interesante ahora comparar el efecto de estos tres indicadores con los indicativos de 'composición' socioeconómica y cultural de la escuela. Para ello, estimamos, primero, los modelos *D'* (homólogo al *Modelo D* del *Cuadro 2*), con los indicadores socioeconómicos individuales del alumno, y *H'* (homólogo al *H*), donde se agregan los indicadores de

'composición'²¹. A continuación, se estima el modelo que contiene los indicadores individuales del alumno y las mediciones de recursos escolares.

Al comparar estas estimaciones se percibe que los recursos escolares consiguen disminuir la varianza 'inter-escuela' en más de 2 puntos porcentuales, después de haber realizado el 'ajuste' por los indicadores individuales (de 0,256 a 0,232). Sin embargo, es importante observar que el efecto producido por los indicadores de 'composición' es notablemente más fuerte, disminuyendo el 'residuo' a 0,193.

Cuando se permite que las variables de 'composición' y de recursos escolares actúen conjuntamente, se constata que (i) los coeficientes de los primeros se mantienen en valores muy próximos a los es-

timados en el modelo H';

(ii) los coeficientes de los segundos caen abruptamente, inclusive perdiendo significación estadística (*infra_esc*) y (iii) los residuos son prácticamente iguales a los del *Modelo H'*. De estos hallazgos es razonable inferir que los recursos escolares institucionales sólo intermedian el efecto de la composición socioeconómica de la escuela, y que su efecto propio es imperceptible después de ajustar el modelo por aquellos indicadores.

Dado este comportamiento de los indicadores de recursos escolares, no se justifica mantenerlos en el análisis subsiguiente. Por tanto, a partir de aquí se abandona el archivo que los contiene y se prosigue con la secuencia de análisis inicialmente propuesta.

5. - Coeficientes y 'residuos' en modelos multinivel con recursos escolares - Matemática

Indicadores y Niveles	Modelos multinivel					
	'vacío'	'R'	D'	H	D' + 'R'	H' + 'R'
<i>Parte Fija*</i>						
Hacina_esc	---	---	---	-0,010 *	---	-0,009 *
Trabajo_esc	---	---	---	0,032 *	---	0,030 *
Libros_esc	--	---	--	0,299 *	---	0,271 *
Didacticos_esc	---	0,022*	---	---	0,015*	0,005 *
Infra_au	---	0,017*	---	---	0,010*	0,006 *
Infra_esc	--	0,030*	--	--	0,021*	ns
<i>Parte aleatoria</i>						
Provincia	0,046	0,026	0,029	0,023	0,021	0,022
Escuela	0,343	0,290	0,256	0,193	0,232	0,192
Alumno	0,668	0,668	0,590	0,590	0,590	0,590
Varianza total	1,057	0,984	0,875	0,806	0,843	0,804
Test máxima verosimilitud	1194283	1192662	1133249	1130589	1132278	1130523

(*) Prob. ≤ 0.001

²¹ Dado que en ambos modelos no se verifican cambios significativos en los indicadores individuales del alumno, se obvia su presentación. Las estimaciones completas de estos modelos se encuentran en el *Anexo E*. Puede constatar que los 'residuos' de cada nivel en ambos modelos son similares a los observados en sus homólogos.

VII.2. Comparación de los modelos
País Matemática y Lengua.

Otra pregunta-objetivo formulada en el inicio se refiere a la evaluación de la eficacia del modelo de Matemática cuando se aplica al rendimiento en Lengua. Previa conformación de un nuevo archivo de datos apropiado para la comparación, se recalcularon los coeficientes del Modelo H con Matemática y con Lengua. Los resultados se presentan en el Cuadro 6. En el Anexo F se encuentran las estimaciones completas de ambos modelos. Los

resultados permiten extraer las siguientes conclusiones:

i) La estructura de la descomposición inicial de la varianza de ambos rendimientos es notablemente similar. Por tanto, el efecto potencial de factores vinculados a cada uno de los niveles de agregación es muy similar;

ii) todos los indicadores considerados en Matemática mantienen significación cuando se aplican a Lengua. Más aún, se percibe que, en general, la magnitud de su efecto es levemente superior;

6 - Estimaciones de coeficientes en diferentes modelos multinivel –
Matemática y Lengua

Indicadores	Modelos multinivel			
	Matemática		Lengua	
	vacío	H'	vacío	I
<i>Parte fija</i>				
mat+len		0,094 *		0,074 *
notas		0,058 *		0,064 *
repite		-0,177 *		-0,193 *
bienes		0,001 *		0,006 *
hacinamiento		-0,001 *		-0,002 *
vivienda		0,025 *		0,029 *
trabajo		0,014 *		0,018 *
libros		0,055 *		0,050 *
masculino		0,115 *		-0,225 *
hacina_esc		-0,009 *		-0,011 *
trabajo_esc		0,032 *		0,039 *
libros_esc		0,302 *		0,300 *
<i>Parte aleatoria</i>				
Provincia	0,045	0,023	0,045	0,012
Escuela	0,329	0,183	0,306	0,147
Alumno	0,680	0,593	0,701	0,597
Varianza total	1,05	0,799	1,05	0,756
Test verosimilitud	1169452	1101508	1182631	1102831
(n =)	464.102			

(*) Prob. ≤ 0.001

iii) consistentemente, esa diferencia se expresa en una mayor eficacia del modelo en términos de caída de la varianza inexplicada en cada nivel de agregación y en la varianza total. El modelo de Lengua queda con una proporción de varianza inexplicada – 0,756 – claramente inferior a la del modelo de Matemática – 79,9;

iv) finalmente, se observa que la distancia entre mujeres y hombres es notablemente más pronunciada en Lengua, además de tener un sentido inverso (-) al registrado en Matemática (+); por tanto, el rendimiento promedio esperado de las mujeres en Lengua es superior al de los hombres y esa distancia es más pronunciada que la verificada entre hombres y mujeres en el rendimiento de Matemática.

VII.3. Modelos País con nivel 'aula' (4 niveles) – Matemática y Lengua.

En este punto se evalúa la incorporación del aula como nivel de agregación específico en el modelo 'país' encontrado anteriormente, donde el efecto de los diferentes factores fue especificado. Antes, han de responderse dos preguntas claves, una sustantiva y la otra metodológica. La primera refiere a la alteración del perfil inicial de distribución de las responsabilidades de la producción de desigualdades de rendimiento que ocasiona la especificación del nivel aula. La segunda requiere establecer el posible efecto de la cantidad de aulas en la escuela sobre la magnitud de esas estimaciones.

Con el objetivo de responder ambas incógnitas, se estiman los modelos de descomposición de la varianza (sin predictores) de Matemática y de Lengua en archivos con diferentes condiciones de conformación y en consecuencia, con diferentes tamaños. Los resultados se presentan en el *Cuadro 7*. En el *Anexo G* se encuentran todas las estimaciones de estos

modelos. Con fines comparativos, en el cuadro se consignan las estimaciones de los modelos incondicionales H' e I' de Matemática y Lengua, respectivamente (ver *Cuadro 6*). En la base de datos de esos modelos existen escuelas con una sola sección y por tanto, no se puede estimar un modelo donde el nivel aula esté especificado como tal. Para que ello sea posible, es preciso introducir la condición de un mínimo de dos secciones por escuela. Con fines evaluativos, en esa base de datos se estima la descomposición de la varianza sin y con el nivel aula.

(i) Los resultados muestran la existencia de diferencias nítidas entre ambos modelos. La omisión del nivel aula produce una pronunciada sobreestimación tanto del efecto escuela como de la variación intra-escuela. Las diferencias entre las aulas dentro de la escuela (efecto aula) representan el 13,1% de las desigualdades en el rendimiento de Matemática, producto de una disminución de 5 y de 8 puntos porcentuales del efecto escuela y de la variación intra-escuela (ahora, intra-aula), respectivamente. En Lengua, estas modificaciones tienen el mismo sentido, aunque son levemente más tenues. En esta disciplina, las variaciones entre-aulas ocupan el 10,5%, con disminuciones de 4 y 6 puntos porcentuales en 'escuela' y 'alumno', respectivamente;

(ii) Para determinar el efecto que tiene la cantidad de aulas en la escuela sobre estas estimaciones, estos modelos se reprocesaron primero, con las escuelas que tenían 3 o más aulas y, a continuación, con las que tenían 4 o más aulas. Los resultados indican que la varianza inter-aula aumenta con el número de aulas en la escuela, en detrimento de la varianza inter-escuela. Por tanto, el efecto aula sería subestimado a medida que el número de aulas en la escuela disminuya.

7. - Descomposición multinivel de la varianza por niveles de agregación y tamaños muestrales – Matemática y Lengua.

Niveles y tamaños	MATEMÁTICA					LENGUA				
	H	Cantidad mínima de aulas				I'	Cantidad mínima de aulas			
		2	3	4			2	3	4	
<i>Niveles</i>										
Provincia	0,045	0,042	0,042	0,044	0,057	0,045	0,043	0,043	0,042	0,052
Escuela	0,329	0,283	0,231	0,207	0,183	0,306	0,262	0,220	0,194	0,159
Aula	---	----	0,131	0,139	0,148	----	----	0,105	0,111	0,123
Alumno	0,680	0,701	0,621	0,620	0,636	0,701	0,722	0,659	0,665	0,687
Total	1,054	1,026	1,025	1,010	1,024	1,052	1,027	1,027	1,012	1,021
<i>Tamaños</i>										
N_alumnos (en miles)	464,1	387,8	387,8	231,3	106,6	464,1	387,8	387,8	231,3	106,6
N_escuelas	10.923	6.832	6.832	3.055	1.132	10.923	6.832	6.832	3.055	1.132
N_aulas	22.252	18.161	18.161	10.607	4.835	22.252	18.161	18.161	10.607	4.835

Una vez respondidas estas dos preguntas iniciales, el modelo 'país' encontrado anteriormente es reanalizado con una estructura de anidamiento que contempla el nivel aula. Se excluyen las escuelas con una sola aula. El análisis parte del modelo vacío de ambas disciplinas, cuyas estimaciones fueron consignadas en el Cuadro 7 (columna: 2 aulas). A partir de allí, se contemplan tres pasos: indicadores individuales del alumno, composición del aula y composición de la escuela. Los resultados son presentados en el Cuadro 8. En el Anexo G se encuentran las estimaciones completas de toda la secuencia de los modelos experimentados.

En el Modelo J se estiman los coeficientes de las variables individuales (académicas y socioeconómicas), y se registra su efecto relativo sobre la varianza residual. Dado que no se verificaron alteraciones significativas en esos coeficientes,

respecto de los valores registrados en los Modelos H e I (ver Anexo G), se omite su presentación. El aporte más novedoso de estos resultados consiste en la constatación de que la alteración de la variación entre-aula es muy leve. Ello permite adelantar la conclusión de que la segmentación o selectividad relativa a ese juego de indicadores académicos y socioeconómicos se sitúa principalmente en el nivel escuela y no en el nivel aula. No obstante, debe notarse que los datos sugieren cierta segmentación inter-aula dentro de la escuela, aún cuando sea notablemente más suave que la registrada en las relaciones inter-escuela. Finalmente, estas mediciones producen una caída importante en la varianza residual del nivel alumno, aspecto que ya ha sido comentado anteriormente.

La única alteración importante que produce la inclusión de los indicadores de

composición del aula (*Modelo K*) es una caída aproximada del 50% de la varianza residual en el nivel escuela (de 15,7 a 8,5% en Matemática y de 14,6% a 7% en Lengua). Ello es indicativo de la homogeneidad de las aulas dentro de la escuela respecto de la composición medida por ese tipo de indicadores. Efectivamente, al incluir la composición de la escuela en el análisis (*Modelo L*), no se altera el residuo en ese nivel, mientras que los coeficientes de la composición aula caen abruptamente. Como resultado, la magnitud relativa de la varianza que permanece sin ser

explicada en el nivel escuela es inferior a la del nivel aula, hallazgo válido para ambas disciplinas.

Finalmente, gran parte de la diferencia entre-provincias ha sido también explicada por estos modelos. Resultados no mostrados, de procesamiento que incluyen la composición provincia (*ver Anexo G*), indican que casi la totalidad las diferencias de rendimiento promedio entre provincias puede ser explicada por la composición socioeconómica en ese nivel.

8 – Resultados del modelo multinivel con 2 aulas por escuela – Matemática y Lengua

Indicadores y niveles	Matemática				Lengua			
	vacío	J	K	L	vacío	J	K	L
<i>Parte fija*</i>								
hacina_esc		---	---	0,008		---	---	0,007
trabajo_esc		---	---	0,027		---	---	0,035
libros_esc		---	---	0,259		---	---	0,209
Hacina_au		---	0,009	0,004		---	-0,011	-0,006
Trabajo_au		---	0,032	0,015		---	0,031	0,013
Libros_au		---	0,291	0,099		---	0,293	0,126
<i>Parte aleatoria</i>								
Provincia	0,042	0,029	0,022	0,025	0,043	0,028	0,012	0,013
Escuela	0,231	0,157	0,085	0,083	0,220	0,146	0,070	0,069
Aula	0,131	0,119	0,122	0,118	0,105	0,090	0,092	0,088
Alumno	0,621	0,539	0,539	0,539	0,659	0,561	0,561	0,561
Varianza total	1,025	0,844	0,768	0,765	1,027	0,825	0,735	0,731

(n = 387,8 miles)

(*) Las estimaciones de las variables individuales se encuentran en el *Anexo G*.

Una vez considerados los antecedentes académicos y socioeconómicos del

alumno individual y la composición de la escuela en esos mismos aspectos, la capa-

cidad explicativa de posibles factores escolares institucionales respecto de las desigualdades en el rendimiento (efecto escuela) no es mayor que la que debería esperarse de los factores escolares propios del aula (efecto aula). De hecho, los factores dimensionados en estos modelos han explicado el 65% y casi el 70% de las diferencias entre las escuelas en los rendimientos de Matemática y Lengua, respectivamente. La variación inter-aula detectada inicialmente (modelo vacío) ha permanecido prácticamente igual.

Entonces, omitir la especificación del nivel aula en la estructura de los datos produce una importante distorsión en las inferencias y en las conclusiones acerca de las principales características de funcionamiento del sistema de educación básica. La búsqueda y especificación de factores propios del aula parece tanto o más prometedora en la tarea de explicar por qué los alumnos aprenden diferentemente.

VII.4. *Modelos País por regiones, con dos niveles de agregación (alumno, escuela) - Matemática y Lengua*

El interrogante a ser respondido en este punto refiere a las posibles diferencias regionales en la eficacia del modelo identificado para el país como un todo. Por tanto, en estos *modelos regionales* se mantienen los mismos predictores del modelo 'país'. Sin embargo, ellos difieren en que se especifican sólo dos niveles (alumno y escuela) dado que el nivel provincia se torna inexistente o con muy pocas unidades en cada sub-conjunto regional.

El primer paso consistió en decidir cuáles sub-agregados serían confrontados. Se consideró recomendable que las unidades incluyesen una considerable cantidad de registros de forma que el tamaño muestral no afectase la confiabilidad de las estimaciones (error estándar). En general, se adoptó el criterio de homogenei-

dad en el rendimiento promedio de las provincias integrantes. Secundariamente, se consideró también la contigüidad espacial. Con base en estos criterios, se decidió confrontar los resultados de las siguientes unidades geográficas: Capital federal; Conurbano; Provincia de Buenos Aires, Provincias del Centro (Córdoba + Santa Fe); Cuyo y un agregado de provincias cuyos rendimientos promedios en Matemática fueron bajos y similares, y que denominaremos 'Bajo' a partir de ahora. Para este subconjunto, los criterios de selección fueron el nivel de rendimiento promedio y el tamaño, mientras la continuidad espacial no se tuvo en cuenta. Con estos criterios, este sub-conjunto de provincias quedó integrado por Catamarca, Chaco, Formosa, Jujuy, La Rioja, Santiago del Estero (ver *Cuadro 9*). El total de registros incluidos en el análisis representa casi el 80% de los considerados en los modelos 'país' finales de Matemática y Lengua con dos niveles de agregación (*Modelos H e I*).

Los promedios brutos de rendimiento en Matemática oscilan entre 67% en Ciudad de Buenos Aires, 63% en Córdoba y Santa Fe, 62% en Cuyo, 58% en Conurbano y provincia de Buenos Aires, y alcanzan el valor promedio más bajo en el subconjunto de provincias con menor rendimiento (53%) (*Tabla I.1., Anexo I*). En Lengua, los rendimientos promedios son más elevados pero se mantiene el mismo ordenamiento regional que el observado en Matemática. Se constata que el nivel de rendimiento promedio está asociado al grado de dispersión: a medida que disminuye el rendimiento, aumenta la dispersión en torno de la media (*Tabla I.2., Anexo I*). Así por ejemplo, Ciudad de Buenos Aires, con rendimiento promedio de 67,1%, registra un coeficiente de variación de 0,286, mientras que las provincias 'Bajo', cuyo rendimiento promedio es 52,7%, exponen un coeficiente de variación nítidamente mayor (0,379).

El análisis consiste en cuatro operaciones: (i) determinar y comparar el efecto escuela total, medido a través de la descomposición de la varianza total en los dos niveles: escuela y alumno (modelo vacío); (ii) comparar la eficacia explicativa del modelo en las diferentes unidades geográficas, reflejada en la disminución de los residuos, particularmente el referido al nivel escuela, (iii) comparar la estimación de los coeficientes de cada factor en el modelo y finalmente, (iv) estimar y comparar regionalmente la eficacia institucional respecto de grupos de alumnos. Para las dos últimas operaciones, sólo se tomarán algunas unidades geográficas a modo de ejemplificación.

(i) *El efecto escuela total (modelo vacío)*. La varianza inter-escuela en el modelo sin predictores (incondicional) varía significativamente entre las unidades geográficas (*Cuadro 9, parte superior*). Se observan valores crecientes a medida que disminuye el nivel de rendimiento promedio. La asociación entre nivel de rendimiento y la dispersión constatada anteriormente con los datos generales encuentra aquí un indicio fuerte de explicación. En principio, entonces, características asociadas a las escuelas tendrían mayor capacidad explicativa en las áreas donde se obtienen más bajos rendimientos, aunque tales factores no deberían ser asumidos *a priori* como estrictamente escolares.

Sin embargo, esta hipótesis podría ser parcialmente objetada con base en la desigual distribución de las escuelas por tamaño, según las regiones (*Tabla I.3., Anexo I*). Existen comparaciones consistentes con la hipótesis, como por ejemplo, el cotejo entre Cuyo y Buenos Aires, donde la primera exhibe un rendimiento promedio más elevado: en ambas el porcentaje de escuelas con 15 o menos alumnos (*Tabla I.3.*) es muy similar - 18,2% y 17,1%, respectivamente -, y sin embargo, Buenos Aires registra una variación inter-escuela elevada (35,5%) y muy distante

de la verificada en Cuyo (24,4%). Pero, por otro lado, la magnitud de la varianza inter-escuela estimada para 'Bajo' (38,5%), donde el 23% de las escuelas tiene hasta 15 alumnos (*Tabla I.3.*), aconseja un análisis más detenido. Sin dudas, una parte importante de esta alta variación podría deberse a una mayor proporción de escuelas con pocos alumnos. Además, conviene también despejar otra pregunta vinculada: ¿cuánto de esa variación entre escuelas se debe, en realidad, a desigualdades entre aulas dentro de la misma escuela?

Con la finalidad de responder a ambos interrogantes, se procesaron los modelos 'vacíos' de cada región, con y sin el nivel aula, y considerando solamente las escuelas que tienen dos o más secciones. De esta forma, fueron excluidas las escuelas de menor tamaño. Los resultados se encuentran en la *Tabla I.4 del Anexo I*. Efectivamente, el decrecimiento relativo de la varianza inter-escuela de 'Bajo' estimada con este archivo (24%) es superior al experimentado por las otras unidades geográficas también con alta proporción de escuelas pequeñas, tales como Cuyo (17%) y provincia de Buenos Aires (7%). Se puede inferir entonces, que una parte importante de la alta varianza inter-escuela del total de las escuelas en las provincias agregadas en 'Bajo' (*Cuadro 8*) se debe a un artificio estadístico (abundancia de escuelas pequeñas). De todas maneras, hasta aquí los datos continuarían sosteniendo la hipótesis que relaciona nivel de rendimiento promedio y variación institucional. Sin embargo, respecto de 'Bajo' la tesis se desmorona totalmente cuando se incluye el nivel 'aula' en el modelo. En este conglomerado de provincias, con bajo rendimiento promedio, las diferencias entre las aulas, dentro de la escuela, tiene aparentemente un peso muy importante y superior al registrado en las otras unidades geográficas, mientras que la magnitud de la variación inter-escuela es similar a la de las unidades con altos

promedios. Ahora bien la provincia de Buenos Aires y el conurbano son los que exhiben las más altas variaciones inter-escuela.

Si se consideran ambas variaciones – escuela y aula - de forma conjunta, entonces, la hipótesis puede ser reformulada: las características asociadas a las escuelas o a las aulas tendrían mayor capacidad explicativa en las áreas donde se obtienen más bajos rendimientos.

(ii) *Variación regional de la eficacia explicativa.* Se trata de evaluar la caída relativa (proporción) de la varianza inter-escuela inexplicada como consecuencia del ajuste por el modelo 'país' en los datos de cada una de las unidades geográficas seleccionadas. Los valores de referencia son, como es habitual, las estimaciones del modelo vacío anteriormente comentadas. En el *Cuadro 9* se presentan los resultados del ajuste. Las estimaciones completas de estos modelos se encuentran en el *Anexo H*.

Cuando en cada región se modelan los factores incluidos en el modelo 'país', las estimaciones de la parte aleatoria (escuela, alumno) representan la varianza dejada sin explicar por tal modelo. Se deben observar dos valores: la magnitud (proporción) del residuo y su caída relativa respecto del modelo vacío ($-\Delta\%$). Cuanto mayor es la caída del residuo, mayor es la capacidad explicativa del modelo aplicado. Pero, por otro lado, cuanto mayor sea el residuo, menor es el efecto de los factores incluidos en el modelo 'país'. Con base en estos criterios, los resultados (*Cuadro 9, parte inferior*) indican lo siguiente:

La capacidad explicativa varía por materia y por regiones. En Lengua es

siempre mayor, lo que indica que los factores extra-escolares considerados afectan más a la distribución de los rendimientos de Lengua que de Matemática. El ordenamiento regional de la capacidad explicativa se mantiene igual en ambas disciplinas. Por ejemplo, el Conurbano y la provincia de Buenos Aires son unidades geográficas donde la eficacia del modelo alcanza los valores máximos, tanto en Lengua como en Matemática. De todas maneras, los residuos del nivel escuela en las regiones son bastantes similares. En algunas regiones (Ciudad de Buenos Aires, Conurbano) son notablemente bajos.

Si se tienen en cuenta los resultados anteriormente obtenidos con modelos donde el nivel aula está especificado, condición que develaría la sobreestimación de la varianza inter-escuela cuando dicho nivel no está especificado como tal, es razonable pensar que al menos en algunas regiones, las diferencias inter-escuela están siendo explicadas totalmente por los factores incluidos en el modelo 'país'.

Las observaciones anteriores son válidas para todas las regiones, con excepción de la congregación de las provincias con bajos rendimientos. La explicación de este comportamiento inesperado requiere una mayor profundización en el análisis, tarea que va más allá de los límites temporales del presente informe. En principio, se puede descartar la hipótesis de una distribución concentrada en torno de la media en cada uno de los predictores utilizados. Por el contrario, los datos indican niveles de dispersión más altos que en el resto de las unidades regionales, observación válida para casi todos los indicadores considerados (ver *Anexo I*).

9. – Estimación (proporción) de la parte aleatoria de modelos multinivel vacíos y ajustados (H e I), por unidades geográficas. Matemática y Lengua

Modelos y materias	Niveles	Unidades geográficas					
		Ciudad Bs. As.	Cuyo	Córdoba Sta. Fe	Conurbano	Pcia. Bs. As.	Bajo*
<i>Modelo vacío</i>	Matemática	Escuela	0,244	0,291	0,301	0,337	0,355
		Alumno	0,756	0,709	0,699	0,663	0,645
		Total	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	Lengua	Escuela	0,210	0,268	0,275	0,328	0,325
		Alumno	0,790	0,732	0,725	0,672	0,675
		Total	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<i>Modelo ajustado</i>	Matemática	Escuela	0,113	0,162	0,187	0,129	0,156
		(-Δ%)	54	47	40	63	58
		Alumno	0,636	0,645	0,601	0,607	0,577
	Lengua	Escuela	0,073	0,129	0,156	0,093	0,111
		(-Δ)	65	52	43	72	66
		Alumno	0,669	0,647	0,614	0,598	0,589
(n =)	T:360.268	28.464	33.351	77.801	112.370	65.490	42.792

(*) Provincias de rendimiento promedio bajo: Catamarca, Chaco, Formosa, Jujuy, La Rioja, Santiago del Estero

(iii) *Comparación de coeficientes estimados en los modelos.* En el Cuadro 10 se muestran los coeficientes estimados de cada predictor del modelo 'país' en Ciudad de Buenos Aires, en provincia de Buenos Aires y en el conglomerado de provincias con bajos rendimientos. Las estimaciones completas de estos modelos se encuentran en el Anexo K. Las mismas son consistentes con las constataciones anteriores.

En primer lugar, se observa que la mayoría de los coeficientes de los indica-

dores individuales del alumno son menores en 'Bajo', es decir, el efecto de los factores individuales estudiados es más débil en esta región.

En segundo lugar, se observa que un mayor número de indicadores individuales tiene mayor efecto en Ciudad de Buenos Aires que en provincia de Buenos Aires. Ello explica por qué la disminución relativa de la variación intra-escuela (inter-alumno) es mayor en la primera (16%) que en la segunda (10,5%) unidad geográfica (Cuadro 9).

10. - Modelo País por Unidades Geográficas –
Matemática

Indicadores y Niveles	Unidades geográficas		
	Ciudad de Bs. As.	Pcia. Buenos Aires	Bajos*
<i>Parte fija</i>			
<i>mat+len</i>	0,136 *	0,106 *	0,073 *
<i>notas</i>	0,064 *	0,057 *	0,052 *
<i>repite</i>	-0,180 *	-0,191 *	-0,150 *
<i>bienes</i>	0,001 *	0,002 *	0,004 *
<i>hacinamiento</i>	-0,001 *	-0,002 *	-0,001 *
<i>vivienda</i>	0,051 *	0,041 *	0,009 *
<i>trabajo</i>	0,019 *	0,017 *	0,013 *
<i>libros</i>	0,072 *	0,066 *	0,040 *
<i>masculino</i>	0,152 *	0,96 *	0,106 *
<i>hacina_esc</i>	-0,005 *	-0,015 *	-0,004
<i>trabajo_esc</i>	0,024 *	0,034 *	0,055 *
<i>libros_esc</i>	0,338 *	0,364 *	0,036
<i>Parte aleatoria</i>			
Escuela	0,113	0,168	0,363
Alumno	0,636	0,625	0,606
(n =)	(65.490)	(42.792)	(42792)

(*) Provincias de rendimiento promedio bajo: Catamarca, Chaco, Formosa, Jujuy, La Rioja, Santiago del Estero

En tercer lugar, cuando la atención se focaliza en los indicadores de composición se observa el comportamiento inverso. Este tipo de indicadores acusa mayor efecto en Buenos Aires que en Ciudad de Buenos Aires, diferencia que se refleja en la disminución de la varianza inter-escuela más acentuada en la primera que en la segunda unidad geográfica.

Pero la constatación más notable, finalmente, es la ineficacia de los indicadores de composición cuando se aplican a 'Bajo'. Sólo uno de ellos resulta estadísticamente significativo²². Ello es consistente con la leve disminución de la varianza inter-escuela inexplicada, producida por

el modelo 'país' en los datos de esta unidad geográfica.

(iv) *Diferencias de efectividad institucional*. Una última pregunta investigada se refiere a las posibles desigualdades regionales del 'efecto escuela' en ambas materias y con relación a diversos grupos de alumnos. Con tal finalidad, se analiza la consistencia de los 'residuos del nivel escuela' para distintos grupos de alumnos. El grado de consistencia se evalúa con el coeficiente de correlación r-Pearson. Se comparan el 'País' y tres unidades geográficas – Capital, Córdoba/Santa Fe y 'Bajos' -, con rendimientos promedios alto, medio y bajo, respectivamente. Los grupos de alumnos seleccionados son 'masculino' vs. 'femenino', 'repetidor' vs. 'no_repetidor', y 'libros_si' vs. 'li-

²² Procesamientos no mostrados permiten extender esta conclusión para los indicadores de composición restantes.

bros_no'²³. Debe recordarse también que los efectos de las variables género, repetición escolar y tenencia de libros varían significativamente de escuela en escuela en el modelo País, según fuera detectado anteriormente (ver *Cuadro 3*). Los coeficientes de correlación resultantes se presentan en la *Tabla 11*. Las estimaciones completas de cada modelo se encuentran en el *Anexo L*.

Según estos resultados, algunas correlaciones no son perfectas y por tanto, existen variaciones en la efectividad escolar. En el país, la mayor inconsistencia se verifica entre hombres y mujeres respecto de los resultados en Lengua ($r=.908$). Desde el punto de vista regional, el comportamiento más relevante es la acentuada inconsistencia en 'Capital Federal', un área con rendimientos promedio altos. En particular, se observa una fuerte diferencia de efectividad entre alumnos repetidores y no repetidores, levemente más acentuada en Lengua ($=.721$) que en Matemática ($.785$).

También la efectividad institucional por géneros en el aprendizaje de la lengua presenta un alto grado de inconsistencia. En resumen, rendimientos promedios altos pueden subsistir con significativas diferencias de efectividad escolar respecto de los diferentes grupos de alumnos, categorizados por criterios de estratificación social (ej. género) o académica (ej. repetición escolar). Es en estos casos donde el uso del rendimiento promedio de la escuela como criterio de efectividad debe ser sometido a inspección particular, basada en criterios de justicia educativa.

Por otro lado, los grados de consistencia en 'Bajo' son, en ambas materias y en todos los grupos de alumnos, elevados. Ello sugiere que en estas zonas, tanto el contexto socioeconómico como las políticas del sector, inhiben la diferenciación de efectividad de las escuelas por grupos de alumnos, al tiempo que promueve una mayor diferenciación global (rendimiento promedio) de las escuelas.

11 - Correlaciones (r -Pearson) entre 'efectos escuela' (residuos) para diferentes grupos de alumnos - País y algunas regiones - Matemática y Lengua.

Grupos de alumnos	Unidades geográficas			
	País	Capital Federal	Córdoba / Santa Fe	Bajos*
<i>Matemática</i>				
Masculino vs. Femenino	.925	.889	.935	.956
Libros_si vs. Libros_no	.971	.952	.986	.972
Repetidor vs. No_repetidor	.926	.785	.901	.973
<i>Lengua</i>				
Masculino vs. Femenino	.908	.826	.919	.941
Libros_si vs. Libros_no	.971	.963	.984	.966
Repetidor vs. No_repetidor	.918	.721	.917	.975

(*) Provincias de rendimiento promedio bajo: Catamarca, Chaco, Formosa, Jujuy, La Rioja, Santiago del Estero

T²³ El indicador 'libros' se ha dicotomizado de la siguiente forma: 'libros_no' si 'libros' = 1 ó 2; 'libros_si' si 'libros' = 3 ó 4.

VIII. Conclusiones

La asociación entre origen social o género, por un lado, y acceso y/o permanencia escolar, por el otro, denuncia una de las formas de injusticia educativa -la exclusión educativa-, sufrida sin duda por los sectores más pobres de la sociedad. Respecto de esta injusticia poco se le puede pedir al sistema educativo y mucho a las políticas macroeconómicas y sociales. El presente estudio no incluye el análisis de este componente de la inequidad educativa total en la Argentina y por tanto, su magnitud debería sumarse a las encontradas aquí.

Este trabajo se ha preocupado por la injusticia educativa entre los 'incluidos', entendida como negación del principio distributivo vinculante o de la igualdad de oportunidades educativas: la distribución de los aprendizajes no debería ser afectada por variables de estratificación social.

Con base en los datos de la evaluación censal de 6to. grado de primaria —ONE/2000—, se develó su magnitud determinando los niveles de desigualdad en los aprendizajes de Matemática y de Lengua debidos (i) a la incidencia de factores socioeconómicos y (ii) al agrupamiento en aulas, escuelas y provincias.

En general, los indicadores socioeconómicos contruidos con las informaciones disponibles se mostraron estrechamente correlacionados con el rendimiento de los alumnos. Entonces, cuanto más alto el nivel económico familiar (esto es, más alta la disponibilidad de bienes y servicios y la calidad habitacional, y más bajo el hacinamiento y el trabajo infantil en el hogar) o el nivel cultural familiar (esto es, mayor nivel educativo familiar y disponibilidad de libros en el hogar), más alto es el rendimiento del alumno.

Por otra parte, los indicadores de desempeño académico precedente del alumno también fueron predictores ajustados del

rendimiento. A medida que aumenta el desempeño académico en la asignatura correspondiente o en todas las asignaturas, aumenta el rendimiento; en el mismo sentido, el rendimiento promedio esperado de los repitientes es inferior al de los no-repitientes.

Sin embargo, la característica más relevante develada por los datos y confirmatoria de estudios anteriores, es que la incidencia de la herencia socioeconómica y cultural familiar del alumno individual opera a través del agrupamiento en instituciones escolares. Es muy poco probable que el estudio de escuelas o aulas aisladas tornen evidente esta relación perversa entre origen social y éxito escolar en el aprendizaje. Los 'socialmente iguales' tienden a estar institucionalmente juntos y por tanto, las diferencias de logro dentro de la escuela deben ser explicadas por otras características personales del alumno. En realidad, son los indicadores del contexto socioeconómico escolar los capaces de explicar una gran proporción de la desigual distribución del rendimiento escolar. En otras palabras, la inequidad educativa opera principalmente a través de la *segmentación socioeconómica* del entramado institucional.

Se infiere, entonces, que existe un efecto contextual socioeconómico muy pronunciado. Cuanto más elevado es el nivel socioeconómico del grupo de alumnos (escuela), más alto resulta el rendimiento del alumno, aún después de haber controlado sus características individuales. De dos alumnos del mismo nivel socioeconómico, el que se encuentra en una escuela de más alto nivel socioeconómico tiene mayor probabilidad de obtener rendimiento más alto.

También ha sido constatado un efecto contextual académico, es decir, cuanto más alto es el nivel promedio de logros escolares anteriores de los alumnos en la escuela, más alto resulta el rendimiento en la prueba. El mayor nivel académico gru-

pal favorece a todos los alumnos del grupo, más allá de la incidencia que tienen cada una de las características individuales. Sin embargo, este efecto contextual académico no es independiente del que ejerce la composición socioeconómica de la escuela. La significación estadística del primero se desvanece cuando se considera esta última. Es razonable pensar, entonces, que la incidencia de la composición socioeconómica está siendo mediatizada por la composición académica del alumnado.

La dimensión de la inequidad educativa se puede expresar como el porcentaje de la variación del rendimiento debida a factores socioeconómicos. Con base en las informaciones referidas a Matemática, alrededor del 25% de las desigualdades en el rendimiento se debe a este tipo de factores. Esta capacidad explicativa se concentra en las desigualdades provinciales e institucionales, y significa el 50% de las desigualdades entre provincias y alrededor del 45% de las desigualdades entre escuelas dentro de las provincias. En Lengua, estos valores son aún superiores.

Otros hallazgos empíricos han sido los siguientes:

- ✓ el nivel educativo familiar parece ejercer su incidencia sobre el rendimiento a través de los antecedentes académicos acumulados por el propio alumno;

- ✓ los recursos escolares institucionales intermedian el efecto de la composición socioeconómica de la escuela, es decir, su efecto propio es imperceptible una vez que se ha considerado el efecto del contexto socioeconómico escolar;

- ✓ de igual manera, la diferencia entre los rendimientos promedios urbano y rural se explica totalmente por las diferencias de composición socioeconómica de la escuela;

- ✓ la capacidad explicativa del modelo mejor ajustado para el país tiene mayor eficacia explicativa con Lengua, es decir, los condicionantes extra-escolares inciden más en los niveles de rendimiento de Lengua que de Matemática, resultado esperado de acuerdo con estudios realizados en la Argentina y en el ámbito internacional.

El interrogante acerca de la variación del grado de inequidad en el sistema no pudo ser respondido de forma terminante. En general, el efecto del origen socioeconómico del alumno no parece variar entre las escuelas ni entre las provincias. Sólo con el efecto de 'libros en el hogar', indicador de capital cultural 'objetivado' de la familia, se percibió una variación significativa entre ambos niveles. Por tanto, existen indicios de que provincias y escuelas se diferenciarían respecto de su capacidad para compensar el efecto del origen sociocultural del alumno. Por otra parte, las diferencias de logro entre géneros varían entre las escuelas, pero no entre provincias. Existen escuelas que consiguen distancias entre género menores que las de otras escuelas.

El comportamiento de los indicadores de antecedentes académicos del alumno, en cambio, parece más nítido: su efecto varía en ambos niveles de agregación. Entonces, la capacidad de las provincias y las escuelas para recuperar pedagógicamente los atrasos de aprendizaje escolares y distribuir equitativamente los logros, varía significativamente.

Aulas y escuelas. De acuerdo a las diversas investigaciones revisadas, la importancia relativa del efecto de cada nivel de agrupamiento del sistema educativo varía significativamente según sea el número de niveles especificados en el análisis. Es decir, el diagnóstico sobre los resultados del sistema de educación primaria dependerá en gran medida, de los niveles de anidamiento explicitados. En las

últimas décadas, una gran cantidad de estudios sobre nivel y distribución de los rendimientos escolares han inferido conclusiones a partir de estimaciones obtenidas con modelos de sólo 2 niveles — alumno y escuela—, de los cuales es muy probable derivar que "la escuela hace una diferencia", apoyando el supuesto básico del paradigma de la efectividad escolar. Sin embargo, los resultados obtenidos cuando se adicionan otros niveles de agregación pueden cuestionar la validez de esa conclusión o, al menos, atemperar su contundencia.

Cuando se incluye el aula en el análisis, los resultados varían también según el nivel educativo (primaria, secundaria) de que se trate y los grados y las materias que se comparen, siendo la más adecuada para estimar los efectos relativos aquella que considere clases paralelas (el mismo grado) y la misma materia.

En este trabajo se han incluido 3 niveles de anidamiento —aula, escuela y provincia—, lo que permitió develar la verdadera magnitud de la "eficacia escolar", estimada en estudios anteriores a partir de modelos con sólo dos niveles (alumno y escuela). Tras las desigualdades entre las escuelas, se ocultaban, en realidad, las diferencias entre provincias y, principalmente, entre aulas dentro de las escuelas. No menos importante es la constatación de que, al incluir el nivel aula, la estimación de las desigualdades de rendimiento entre alumnos (dentro de la escuela) se deprime significativamente, o sea, la variación del rendimiento que debería ser explicada enteramente por características individuales (extra-escolares) del alumno disminuye y, por tanto, aumenta la responsabilidad de los niveles de anidamiento superiores del sistema educativo.

En síntesis, la omisión del nivel aula en el análisis induce a una pronunciada sobreestimación tanto del efecto escuela como de la variación intra-escuela (entre alumnos). Los datos permitieron observar

que las probabilidades de aprendizaje en el nivel primario están más fuertemente vinculadas al aula o a la institución educativa a que se asiste que a la provincia en que se vive.

Al modelar las variaciones iniciales con los condicionantes extra-escolares, se llega a una conclusión igualmente importante: en ambas disciplinas, la varianza inter-escuela que permanece sin ser explicada es inferior a la varianza inter-aula. Ello sucede porque la composición socioeconómica y cultural de las escuelas explica más del 65% de las diferencias entre sus rendimientos promedio, pero ayuda muy poco a explicar por qué las aulas dentro de la escuela difieren en sus rendimientos, señal de su homogeneidad en cuanto a esa composición. De la misma forma, casi la totalidad de las diferencias de rendimiento promedio entre provincias puede ser explicada por la composición socioeconómica en ese nivel.

Como se ve, al incluir el nivel aula en el análisis se llega a conclusiones más ajustadas y, por cierto, diferentes de las de estudios anteriores respecto de la dinámica de distribución de los aprendizajes en el sistema educativo. La calificación de la 'efectividad institucional' de los establecimientos escolares será sesgada si no se contempla la diversidad institucional interna. Parece que, a la hora de explicar por qué los alumnos aprenden diferente, la búsqueda y la especificación de factores propios del aula es tan o más prometedora que la búsqueda de factores propiamente institucionales. Naturalmente, las características personales y la práctica pedagógica del maestro son factores que deberían ocupar un gran espacio en esa área de investigación. Para que ello sea realizable con mayor rigurosidad se requiere la identificación plena del maestro a cargo del curso.

Diferencias regionales. Inicialmente, cuando el aula no estaba incluida como un nivel específico de anidamiento, los datos

sugerían que el 'efecto escuela' aumentaba a medida que disminuía el rendimiento promedio de la unidad geográfica. Sin embargo, esta hipótesis no se sostuvo cuando se incluyó el 'efecto aula' en el análisis. Sólo cuando ambos efectos — escuela y aula— son considerados simultáneamente se torna verdadera la relación inversa con el nivel de rendimiento promedio.

Los datos permitieron inferir también que en todas las regiones analizadas, con excepción del conjunto de provincias con bajos rendimientos, las diferencias de rendimiento promedio entre las escuelas se explican en gran medida, sino totalmente, por los factores socioeconómicos incluidos en el análisis.

Entonces, las regiones no se diferencian respecto de la variación de efectividad escolar, o sea, no limitan ni promueven las diferencias inter-institucionales.

El interrogante acerca del significado de la excepción encontrada queda planteado como objetivo de próximos estudios. Tal línea de investigación debería responder por qué (los indicadores de) la composición socioeconómica carece de relevancia para explicar las diferencias inter-institucionales de logro académico en esa región y al mismo tiempo, por qué se verifica tan alta diferenciación entre las escuelas respecto de los resultados académicos.

Ruben Cervini Iturre

Roque Esteban Dabat

Nora Liliana Dari

Referencias

- Aitkin, M. y Longford, N. (1986) :Statistical modelling issues in school effectiveness. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 149, pp. 1-42.
- Alexander, L. and Simmons, J. (1975). *The determinants of school achievement in developing countries: the educational production function*, World Bank Staff Working Paper no. 201, Washington.
- Angus, L. (1993). The sociology of school effectiveness. *British Journal of Sociology of Education*, 14(3), pp- 333-345
- Bosker, R.J. y Witziers, B. (1996 Abril). *The magnitude of school effects or does it really matter which school a student attend?* Trabajo presentado en el Annual Meeting of the American Educational Research Association, New York.
- Bowles, S. y Levin, H. (1968). The determinants of scholastic achievement. An appraisal of some recent evidence, *Journal of Human Resources*, vol. 3(1), pp. 3-24.
- Bryk, A. y Raudenbush (1992). *Hierarchical Linear Models for Social and Behavioral Research: Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park, CA:Sage
- Caldas, S. y Bankston, C. (1997) Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement, *Journal of Educational Research*, Vol.90, pp. 269-277.
- Cervini, R. (2001) Efecto de la 'Oportunidad de Aprender' sobre el Logro en Matemáticas de la Educación Básica de Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa REDIE*, 3 (2): 1-22. México:Universidad Autónoma de Baja California. (<http://redie.ens.uabc.mx>)
- Cervini, R. (2002b) La distribución social de los rendimientos escolares. En: *El rendimiento escolar en Argentina - Análisis de resultados y factores*. Emilio Tenti (Org.), Cap.IV: 177-230. Buenos Aires: Editorial Losada.
- Cervini, R. (2002c) Desigualdades en el Logro Académico y Reproducción Cultural en la Educación Primaria de Argentina - Un modelo de tres niveles. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 7(16):445-500 México: Consejo Mexicano de Investigación Educativa. <http://www.comie.org.mx/revista/Pdfs/Carpeta16/16investTem2.pdf>
- Cervini, R. (2002d). 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):1-25.España: Universidad de Valencia. http://www.uv.es/RELIEVE/v8n1/RELIEVEv8n2_1.htm
- Cervini, R. (2002e) Participación familiar y logro académico del alumno. *Revista Colombiana de Educación*, N° 43: 93-133. ISSN 0120-3916. Colombia: Universidad Pedagógica Nacional.
- Cervini, R. (2003a) 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(5). <http://epaa.asu.edu/epaa/v11n6/>.
- Cervini, R. (2003b) La eficacia educativa del sector público - El caso de las escuelas secundarias técnicas en Argentina. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, vol. XXXIII, N° 3, pp. 53-92. México: Centro de Estudios Educativos.
- Cervini, R. (2004) 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*. Vol. 2(1), pp. 1-24. España: Universidad de Deusto y Universidad de Madrid. <http://www.ice.deusto.es/rinace/reice/vol2n1/Cervini.pdf>

- Cervini, R. (2004) Nivel y variación de la equidad en la educación Media de Argentina. *Revista Iberoamericana de Educación*. Madrid: Organización de los Estados Iberoamericanos. <http://www.campus-oei.org/revista/deloslectores.htm#ee>
- Cervini, R. (2005a) Variación de la Equidad en Resultados Cognitivos y No-cognitivos de la Educación Media De Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, vol.7(1). México: Universidad Autónoma de Baja California. <http://redie.uabc.mx/vol7no1/contenido-cervini3.html>
- Cervini, R. (2005b) Trabajo infantil urbano y logro en matemáticas de la educación básica. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, vol. 10(25), pp. 451-480. México: Consejo Mexicano de Investigación Educativa.
- Cervini, R. (2005c) The relationship between school composition, school process and mathematics achievement in secondary education in Argentina. *International Review of Education*, vol. 51(2) pp. 173-200. Institute for Education. Hamburg: UNESCO.
- Cervini, R. (2006) Los Efectos de la Escuela y del Aula sobre el Logro en Matemática y en Lengua de la Educación Secundaria - Un modelo multinivel, *Perfiles Educativos*, vol. XXVIII (12) pp.68-97. México: Universidad Nacional Autónoma de México
- Coe, R. y Taylor, C. (1998). School effectiveness research: criticism and recommendations. *Oxford Review of Education*, vol.24, n° 4, 421-438.
- Coleman, J., Campbell, E., Hobson C., McPartland, J., Mood, A., Weinfeld, F. y York, R. (1966). *Equality of Educational Opportunity*, U.S. Department of Health, Education and Welfare, Office of Education. Washington: Government Printing Office.
- Coleman, J. (1969) The concept of Equality of Educational Opportunity. Harvard Educational Review. Special Issue 'Equal Educational Opportunity'.
- Coleman, J. (1975) What is meant by 'an equal educational opportunity'. *Oxford Review of Education*, Vol. 1 (1), pp.27-29.
- Creemers, B. (1994) Effective instruction: An empirical basis for a theory of educational effectiveness. En Reynolds, B. Creemers, P. Nesselrodt, E. Schaffer, S. Stringfield y C. Teddlie *Advances in School Effectiveness Research and Practice*, pp.189-203. Oxford: Pergamon.
- Cuttance, P. (1987). Modelling variation in the effectiveness of schooling. Edinburgh: Centre for Educational Sociology.
- Cuttance, P. (1998) Quality assurance reviews as a catalyst for school improvement in Australia. En: A. Hargreaves, A. Lieberman, M. Fullan y Hopkins, D. (1998). *International Handbook of Educational Change (Part Two)*. Pp. 1135-1162. Dordrecht: Kluwer Publishers.
- Cunningham, G.K. y Stone, J.E. (2005). Value-added assessment of teacher quality as an alternative to the National Board for Professional Teaching Standards: What recent studies say. En Robert Lissitz (Ed.). *Value added models in education: Theory and applications*. Maple Grove, MN: JAM Press.
- De Jong, R., Westerhof, K.J. y Kruiter, J.H. (2004). Empirical evidence of a comprehensive model of school effectiveness: A multilevel study in Mathematics in the 1st year of junior general education in The Netherlands, *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 15 No. 1, pp.3-31
- Duri-Bellat, M. y Mengat, A. (1998) Importance of ability grouping in French 'colleges' and its impact upon pupils' academic achievement, *Educational Research and Evaluation*, 4, pp. 348-368.
- Felgate, R., Minnis, M. y Schagen, I. (2000) Some results from the analysis of data from the National Numeracy Project, *Research Papers in Education*, 15, pp.163-184.
- Fennema, E. y Carpenter, T.P.(1981) Sex related differences in mathematics: Results from national assessment. *Mathematics Teacher*, 74: 554-559.

- Fraser, B.J., Walberg, H. J., Welch, W.W. y Hattie, J.A. (1987) Syntheses of educational productivity research. *International Journal of Educational Research*, vol.11, nro.2, pp. 73-145.
- Freidman, L. (1989). Mathematics and the gender gap: A meta-analysis of recent studies on sex differences in mathematical tasks. *Review of Educational Research*, Vol. 59:185-213.
- Gewirtz, S. (1998). Can all school be successful? An exploration of determinants of school 'success'. *Oxford Review of Education*, Vol. 24(4), pp. 439-457.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel statistical models*. Londres: Edward Arnold.
- Guttman, A. (2001). *La educación democrática - Un teoría política de la educación*. Barcelona: Paidós Estado y Sociedad.
- Hatcher, R. (1998). Social justice and the politics of school effectiveness and school improvement. *Race, Ethnicity and Education*, 1, pp.267-289.
- Hextall, I y Mahony, P. (1998) *Effective teacher, effective schools*, London, Biddles.
- Heynemans, S. (1976) Influences on Academic Achievement: A Comparison of Results from Uganda and More Industrialised Societies, *Sociology of Education*, 49:200-11.
- Heynemans, S. (1980) Difference between Developed and Developing Countries: Comments on Simmons and Alexander's "Determinants of School Achievement", *Economic Development and Cultural Change*, 28 (2): 403-6.
- Heynemans, S. and Loxley W.A.(1982), Influence on Academic Achievement across High and Low Income Countries: A Reanalysis of IEA Data. *Sociology of Education*, 55, no.1: 13-21.
- Hill, P.W. y Rowe, K.L. (1996). Multilevel modelling in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, vol. 7(1), 1-24.
- Hill, P.W. y Rowe, K.L. (1998). Modelling student progress in studies of educational effectiveness, *School Effectiveness and School Improvement*, vol. 9(3), 310-333.
- Hilton, T. L. y Berglund, G.W. (1974) Sex differences in mathematics achievement –e longitudinal study. *The Journal of Educational Research*, 67, 232-237.
- Jencks, C. et.al.(1972), *Inequality: a reassessment of the effects of family and schooling in America* Basic, New York.
- Knuver, A. y Brandsma, H. (1993). Cognitive and affective outcomes in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, vol. 4(1), 189-204.
- Lam, R., Wong, K. y Ho Lai-ming (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*, Vol. 62 (July): 172-192.
- Leiter, J. (1983). Classroom composition and achievement gains, *Sociology of Education*, 56(3), pp.126-132.
- Lockheed, M., Fuller, B. y Nyirondo, R. (1989). Family effects on students' achievement in Thailand and Malawi. *Sociology of Education*, vol. 62 (October): 239-256
- Luyten, H. (2003). The size of school effects compared to teacher effects: An overview of research literature. *School Effectiveness and School Improvement*, vol. 14(1), 31-51.
- Luyten H. y De Jong, R. (1998) Parallel classes: Differences and similarities. Teacher effects and school effects in secondary schools. *School Effectiveness and School Improvement*, vol.9 n° 4, pp. 437-473.
- Mortimore, P., Sammonds, P., Stoll, L., Lewis, D. y Ecob, R. (1988) *School Matters: The Junior Years*, London: Open Books.

- Mortimore, P., Sammons, P. and Thomas, S. (1994) School effectiveness and value added measures, *Assessment in Education*, 1, pp. 315-332.
- Muijs, D. y Reynolds, D. (2000) School effectiveness and teacher effectiveness in Mathematics: Some preliminary finding for evaluation of Mathematics Enhancement Programme (Primary), *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 11, Nº 3, pp. 273-303.
- Muijs, D. y Reynolds, D.- (2001). Effective teaching: Evidence and practice. London:Paul Chapman Publishing.
- Muijs, D. y Reynolds, D. (2003) Student background and teacher effects on achievement and attainment in mathematics: A longitudinal study. *Educational Research and Evaluation*, 9(3), pp. 289-314.
- Nuttall, D., Goldstein, H., Prosser, R. y Rasbash, J. (1989). Differential school effectiveness, *International Journal of Educational Research*. Vol.13 (7): 769-776.
- Opdenakker, M. y Van Damme, J. (2000). The importance of identifying in multilevel análisis: An illustration of the effects of ignoring the top or intermediate levels in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 11(1) pp. 103-130.
- Opdenaker, M., 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*, Vol. 11(2) pp. 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*, Vol. 27 (4): 407-432.
- Opdenaker, M., Van Damme, J., De Fraine, B., Van Landeghem, G. y Onghena, P. (2002) The effect of schools and classes on Mathematics achievement, *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 13, No. 4, pp. 399-427.
- Phillips, M. (1997). What make schools effective? A comparison of the relationships of communitarian climate and academic climate to mathematics achievement. *American Educational Research Journal*, 34, 633-662.
- Rawls, J. (1979). *Teoría de la Justicia*, Madrid: Fondo de Cultura Económica
- Resh, N. y Dar, Y. (1992). Learning segregation in junior high-school in Israel: causes and consequences. *School Effectiveness and School Improvement*, 3(3), pp.272-292.
- Reynolds, D. (2000) School effectiveness: the international dimension, en: Teddlie, C. y Reynolds, D. *International Handbook of School Effectiveness Research*. London: Falmer Press.
- Reynolds, D., Teddlie, C., Creemers, B., Chen, Y., Dundas, B., Green, B., Epp, J., Hauge, T., Nesselrodt, P., Schaffer, E. y Stringfield, S. (1994). School effectiveness research: A review of international literature, en: *Advances in School Effectiveness Research and Practice*. Cap. 3, pp. 25-51 Oxford: Pergamon.
- Riddell, A.R. (1989), An alternative approach to the study of school effectiveness in Third World Countries. *Comparative Education Review*, vol.33 (4), pp. 481-97.
- Riddell, A. (1997). Assessing designs school effectiveness research and school improvement in developing countries. *Comparative Education Review*, vol.41 (2), pp. 178-204.
- Rowe, K.J., Turner, R. y Lane, K. (1999). The 'myth' of school effectiveness: Locating and estimating the magnitudes of major sources of variation in students' Year 12 achievements within and between schools over five years. Trabajo presentado en la 1999 AARE-NZARE joint Conference of Australian and New Zealand Association for Research in Education, Melbourne Convention Centre, Nov. 29-Dec. 2.

- Rutter, M., Maughan, B., Mortimore, P. y Ouston, J. (1979). *Fifteen thousand hours*. London: Open Books.
- Sammons, P., Thomas, S. y Mortimore, P. (1997). *Forging Link: Effective Schools and*
- Scheerens, J. y Creemers, B. (1989). Conceptualizing school effectiveness. *International Journal of Educational Research*, Vol.13 (7), 691-706.
- Sammons, P. y West, A. (1997). Accounting for variation in pupil attainment at the end of Key Stage 1, *British Educational Research Journal*, vol 23(4), pp. 489-511.
- Sanders, W.L. y Horn, S.P. (1994) The Tennessee value-added assessment system (TVAAS): Mixed-model methodology in educational assessment. *Journal of Personnel Evaluation in Education*, 8, 299-311.
- Schagen, I. (1994) Multilevel analysis of Key Stage I National Curriculum assessment data in 1991 and 1992, *Oxford Review of education*, 20, pp.163-171.
- Schagen, I. y Sainsbury, M. (1996) Multilevel analysis of Key Stage I National Curriculum assessment data in 1995, *Oxford Review of education*, 22, pp.265-272.
- Schagen, I. y Morrison, J. (1999) A methodology for judging departmental performance within schools, *Educational Research*, 41, pp. 3-10
- Schagen, I. y Schagen, S. (2001) The impact of selection on pupil performance, National Foundation for educational Research Council of Members Meeting, One Great George Street Conference Centre, London.
<http://www.nfer.ac.uk/research/papers/Is&Ss.doc>
- Schagen, I. y Hutchison, D. (2003). Adding Value in Educational Research – the marriage of data and analytical power, *British Educational Research Journal*, Vol. 29, Nº 5, pp. 749-765.
- Scheerens, J., Vermeulen, C.J.A.J. y Pelgrum, W.J. (1989) Generalizability of instructional and school effectiveness indicators across nations, *International Journal of Educational Research*, Vol. 13, No 7, pp. 789-799
- Scheerens, J. y Bosker, R. (1997). *The Foundation of Educational Effectiveness*. Oxford: Pergamon.
- Schiefelbein, E. y Simmons, J. (1980) Los determinantes del rendimiento escolar. Reseña de la investigación para los países en desarrollo. *Educación hoy*, nº 60.
- Schreiber, J. (2002) Institutional and student factors and their influence on advanced mathematics achievement, *The Journal of Educational Research*, Vol. 95(5): 274-286.
- Slee, R. Weiner, G. With Tomlinson, S. (Eds.) (1998) *School Effectiveness for Whom?* London: Falmer Press
- Smythe, E. (1999) Pupil performance, absenteeism and school drop-out: a multidimensional analysis, *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 10: pp. 480-502
- Stone, J.E. (2003) Value-Added Assessment: an accountability revolution. Website <http://www.edexcellence.net/better/tchrs/16.htm>
- Strand, S. (1997). Pupil progress during Key Stage I: a value added analysis of school effects, *British Educational Research Journal*, 23(4), pp.471-487.
- Strand, S. (1999) Ethnic group, sex and economic disadvantage: association with pupils' educational progress from baseline to the end of Key Stage I, *British Educational Research Journal*, 25, pp.179-202.
- Teddlie, C. (1994). The integration of classroom and school process data in school effectiveness research. En: David Reynolds et.al., *Advances in school effectiveness research and practice*, Cap. 7, 113-132. Oxford: Pergamon.
- Teddlie, C. y Reynolds, D. (2000). *International Handbook of School Effectiveness Research*. London: Falmer Press

- Thomas, S. (1995) Considering primary school effectiveness: an analysis of 1992 Key Stage 1 results, *The Curriculum Journal*, 6, pp.279-295.
- Thomas, S. (2001) Dimensions of Secondary School Effectiveness: Comparative Analyses Across Regions, *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 12(3), pp. 285-322.
- Thrupp, M. (2001a). Sociological and political concerns about school effectiveness research: Time for a new research agenda, *School Effectiveness and School Improvement*, Vol. 12 (1), pp.7-40.
- Thrupp, M. (2001b). Recent school effectiveness counter-critiques: problems and possibilities. *British Educational Research Journal*, Vol. 27(4), pp.443-457.
- Thum, Y.M. (2002) Measuring student and school progress with the California API: CSE Technical Report 578. University of California. Los Angeles.
<http://www.cse.ucl.a.edu/CRESST/Summary/578.htm>
- Tsai, S.L. y Walberg, H.J. (1983) Mathematic achievement and attitude productivity in junior high school. *The Journal of Educational Research*, 76, 267-272.
- Tymms, P. (2001) A test of the big fish in a little pond hypothesis: an investigation into the feeling of seven-year-old pupils in school, *School Effectiveness and School Improvement*, 12(1), pp.161-181.
- Van Parijs, P. (1992). *¿Qué es una sociedad justa?* Buenos Aires: Ediciones Nueva Visión.
- Walberg, H..J. (1986). Synthesis of research on teaching". In: M.C. Wittrock (ed.). *Handbook of research on teaching*. American Educational Research Association. Washington
- Webster, B.J. y Fisher, A.L. (2000). Accounting for variation in science and mathematics achievement: A multilevel analysis of Australian data Third International Mathematics and Science Study (TIMSS), *School Effectiveness and School Improvement*, vol. 11, n°. 3, pp. 339-360
- Willms, J.D. and Raudenbush, S.H. (1989) A longitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. *Journal of educational Measurement*, 26, 209-232
- Wolff, L., Schiefelbein, E. y Valenzuela, J. (1993). *Mejoramiento de la calidad de la educación primaria en América Latina y el Caribe: hacia el siglo XXI*, Banco Mundial, América Latina y el Caribe, Programa de Estudios Regionales, Informe nro.28.