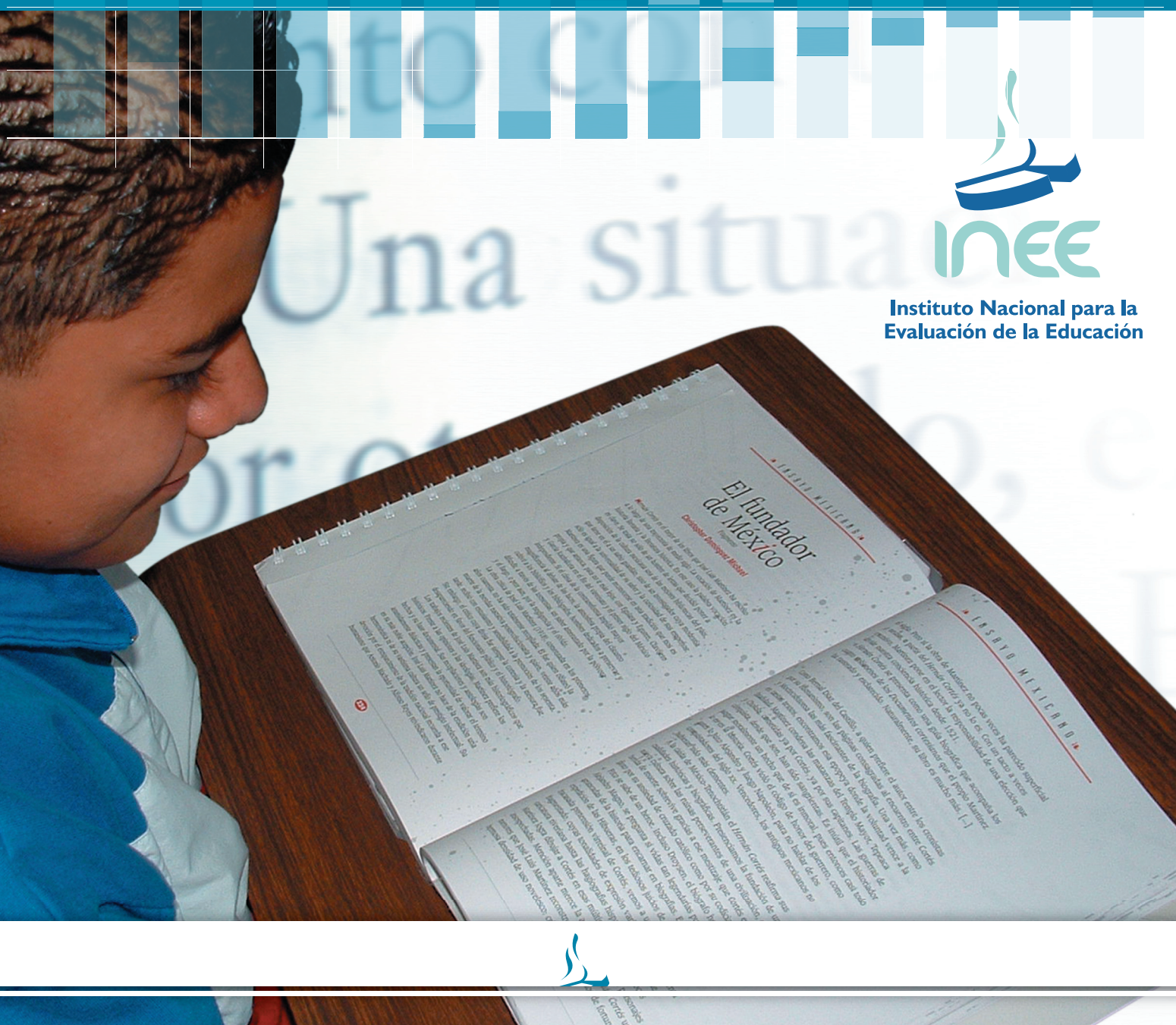


ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DE LA PRUEBA NACIONAL DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA EN SECUNDARIA: Estudio Multinivel de Logro y Tendencias



Instituto Nacional para la
Evaluación de la Educación





**ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS
DE LA PRUEBA NACIONAL DE
APROVECHAMIENTO EN LECTURA
EN SECUNDARIA: ESTUDIO MULTINIVEL
DE LOGRO Y TENDENCIAS**

Marjorie Chinen López
Estudiante de doctorado
Escuela de Educación
Universidad de California
en Los Ángeles



Índice

INTRODUCCIÓN	9
OBJETIVOS DEL ESTUDIO	11
METODOLOGÍA.....	12
Características de la Prueba Nacional de Aprovechamiento en Lectura	12
Características de la muestra.....	12
Instrumentos	14
Diseño de la muestra y pesos muestrales.....	16
Modelos multinivel	18
Modelo nulo o ANOVA	18
Modelos de dos niveles para cada estado	19
Modelos condicionales	20
Modelo de interceptos dependientes.....	24
Modelo de interceptos y pendientes dependientes para las escuelas generales y técnicas.....	26
Otras consideraciones metodológicas	26
Modelos multinivel con pesos muestrales	26
Centrado de los predictores.....	28
Estimadores bayesianos empíricos para interceptos y efectos estatales.....	28
Omisión de variables importantes e interpretación del efecto grado.....	29
Descripción de las variables.....	30
Variables del alumno	30
Variables de la escuela	38
RESULTADOS.....	42
Resultados descriptivos.....	42
Escuelas secundarias generales	42
Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos	42
Correlaciones entre variables de los alumnos.....	44
Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela	46
Correlaciones entre variables de la escuela.....	47
Escuelas secundarias técnicas.....	49
Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos	49
Correlaciones entre variables de los alumnos.....	51
Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela	52
Correlaciones entre variables de la escuela.....	53

Escuelas telesecundarias.....	54
Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos	54
Correlaciones entre variables de los alumnos.....	56
Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela	58
Correlaciones entre variables de la escuela.....	59
Escuelas secundarias privadas	60
Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos	61
Correlaciones entre variables de los alumnos.....	62
Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela	62
Correlaciones entre variables de la escuela.....	65
Resultados modelos multinivel	66
Modelos multinivel para las escuelas secundarias generales.....	66
Modelo nulo.....	66
Diferencias entre escuelas por estado	70
Efecto bruto de la variable grado.....	73
Efecto ajustado de la variable grado (como <i>proxy</i> de años de escolaridad)	77
Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto)	88
Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente).....	90
Modelos multinivel para las escuelas secundarias técnicas	93
Modelo nulo.....	94
Varianza (o disparidad) entre escuelas por estado.....	95
Efecto bruto de la variable grado.....	98
Efecto ajustado de la variable grado (como <i>proxy</i> de años de escolaridad)	100
Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto)	110
Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente).....	111
Modelos multinivel para las escuelas telesecundarias	112
Modelo nulo.....	113
Efecto ajustado de la variable grado (años de escolaridad).....	115
Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente).....	119
Modelos multinivel para las escuelas secundarias privadas.....	119
Modelo nulo.....	120
Efecto ajustado de la variable grado (años de escolaridad).....	123
Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y la efecto de grado (la pendiente).....	126
CONCLUSIONES.....	127
Efectos fijos.....	129
Efectos aleatorios (varianza)	130
Varianza entre escuelas por estado	131



Telesecundarias y secundarias privadas	132
LIMITACIONES Y CONSIDERACIONES ADICIONALES.....	133
Bases de distintos años para escuelas y alumnos.....	133
Predictores obtenidos del cuestionario de contexto	134
Varianza entre aulas.....	136
Diseños longitudinales.....	138
BIBLIOGRAFÍA	141
Apéndice 1: Evaluación de la unidimensionalidad de la prueba de lectura.....	147
Apéndice 2: Análisis factorial del cuestionario de contexto de secundaria.....	151
Apéndice 3: Distribución de las variables del nivel del estudiante.....	155
Apéndice 4: Distribución de los predictores dicotómicos y ordinales	163



INTRODUCCIÓN

Con más de 31 millones de alumnos en 225 mil escuelas en el año 2003, el Sistema Educativo Mexicano es uno de los mayores del mundo. Después de alcanzar la casi universalización a nivel primaria, y a pesar de que la necesidad de mejoría en ese nivel es evidente, uno de los mayores retos que actualmente enfrenta el Sistema Educativo Nacional es el de incrementar los niveles de cobertura y calidad en educación secundaria (INEE, 2003a). Además de incrementar la cantidad de niños con acceso a la educación secundaria, es esencial también garantizar que éstos reciban una educación de calidad, la cual les permita alcanzar los objetivos curriculares establecidos en los planes y programas de estudio nacionales. Como se menciona en el Primer Informe Anual del Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (INEE), la mejora de la calidad de un sistema educativo es una tarea compleja que requiere complementar esfuerzos netamente cuantitativos enfocados, por ejemplo, al incremento de cobertura e insumos, con otros orientados a los procesos pedagógicos en las aulas y el aprendizaje de los alumnos.

Un componente esencial, en cualquier esfuerzo de mejora educativa, es la presencia de un sistema de evaluación con fundamentos técnicos sólidos, que considere principios de equidad y atención al contexto, para proveer información confiable que permita monitorear el desempeño académico de los alumnos.

En términos generales, México ha realizado evaluación educativa por varias décadas, con un incremento notable en los esfuerzos a nivel federal y estatal a partir de la década de los noventa. Independientemente de que la calidad técnica de estas evaluaciones ha sido con frecuencia objeto de cuestionamientos, el principal problema fue el uso limitado de la información recolectada. Los resultados de las evaluaciones nacionales, así como de proyectos internacionales en los que el país participó en la década pasada (TIMSS, PISA y LLECE), no sólo no se hacían públicos ni se difundían para su estudio a la comunidad educativa, sino que únicamente se utilizaban en forma mínima para realizar los análisis que proporcionaran una visión de la compleja realidad del sistema educativo.

En 2003 el INEE difundió su Primer Informe Anual en el cual, por primera vez, se presentaron los resultados de una serie de estudios que ofrecen información detallada sobre la realidad del sistema educativo, tanto en términos de indicadores cuantitativos del sistema, como de resultados de pruebas de aprendizaje nacionales e internacionales.

La propuesta que se presenta a continuación utiliza los resultados de la Prueba Nacional de Aprovechamiento en Lectura 2003, y emplea técnicas estadísticas de niveles múltiples que permiten investigar correctamente tanto la relación entre el rendimiento académico de los alumnos, como las características del entorno familiar y escolar. Las técnicas de análisis multinivel permiten profundizar en la exploración de los resultados descriptivos del rendimiento de los alumnos durante el año 2003 presentados hasta la fecha, y extienden los presentados en 2002.

El diseño de la muestra de secundaria en 2003 emplea la misma prueba para los tres grados, lo que en la práctica resulta en un escalamiento inherente de los niveles de logro entre los grados, y permite interpretar el efecto del grado como efecto de años de escolaridad. Aunque la muestra corresponde a un solo año, este diseño se puede considerar como una aproximación de un estudio del efecto promedio de años adicionales de escolaridad, o de las tendencias de rendimiento académico en primer, segundo y tercer grados de secundaria. Combinado con el uso de modelos multinivel de tres niveles, esto permite explorar las diferencias entre escuelas y los distintos estados de la república en términos de la magnitud del efecto grado. El diseño no permite una interpretación estricta de los resultados en términos de progreso o crecimiento académico de los alumnos; la deserción escolar, por ejemplo, puede ser resultado de que, en tercer grado, la proporción de estudiantes en condiciones menos favorecidas sea menor a la del primer grado. Sin embargo, al incluir las características socioeconómicas del alumno como predictores, el modelo permite ajustar los resultados para tomar en cuenta posibles diferencias sistemáticas entre las muestras de cada grado. En ausencia de una base de datos que permitiese un análisis longitudinal, esta variable puede proporcionar información interesante, si bien exploratoria, sobre tendencias de logro entre los grados de la educación secundaria.

Las técnicas multinivel son particularmente útiles al permitir abordar temas de equidad, no sólo en términos de diferencias en el rendimiento promedio de las escuelas y estados, sino también en términos de tendencias de rendimiento. Asimismo, es posible investigar, simultáneamente, qué características de los estudiantes y de las escuelas permiten explicar estas diferencias, evitando problemas de agregación de variables y unidad de análisis característicos de técnicas de regresión tradicionales.

Contrario al caso de la educación primaria, entre los trabajos del Primer Informe del INEE 2003 no se incluyó ninguno que emplee técnicas multinivel con los datos de logro a nivel secundaria. Los modelos de regresión lineal y logística tradicionales empleados por Zorrilla y Muro (2003) pueden revelar patrones interesantes en los datos, pero no toman en cuenta la estructura anidada (o jerárquica) de éstos. Tales modelos pueden resultar en juicios errados sobre lo significativo de las variables, y no permiten análisis de la distribución de puntajes y efectos a través de los diferentes niveles de agregación, en este caso escuelas y estados.

Los modelos multinivel permiten investigar con mayor detalle hasta qué grado la variabilidad de los datos es atribuible a características de los estudiantes, o al con-



texto escolar o regional en donde ocurre el proceso educativo. Desde el punto de vista de la relación entre las variables, las dependencias que genera la estructura jerárquica de los datos son incorporadas a los algoritmos de cómputo, produciendo estimadores más realistas de los errores estándar de los parámetros, los cuales capturan el efecto de los predictores (Raudenbush & Bryk, 2002).

Los modelos proveen, además, gran flexibilidad para investigar si la magnitud de estos parámetros se mantiene constante, o varía entre las escuelas y estados. Supóngase, por ejemplo, lo siguiente: con un modelo de regresión tradicional se concluyó que la variable grado tiene un efecto positivo en el logro escolar (en este caso interpretada como un *proxy* de tendencia en el logro académico, o efecto de años de escolaridad). Usando un modelo multinivel se puede, además, determinar si esta tendencia es similar para todas las escuelas y estados, o en caso contrario, estimar la variabilidad del parámetro en ambos niveles de agregación; por ejemplo, se podría encontrar que el parámetro asociado al efecto grado varía, considerablemente, entre escuelas, pero, en promedio, es relativamente estable entre estados. Por último, se puede utilizar el parámetro de grado como variable dependiente al nivel de la escuela y/o estado para investigar qué características del entorno escolar o regional pueden ejercer influencia sobre las tendencias de logro académico de los estudiantes.

OBJETIVOS DEL ESTUDIO

Tomando en cuenta las consideraciones anteriores, el presente estudio utiliza un modelo multinivel de tres niveles (estudiantes, escuelas y estados) para investigar los aspectos relacionados con el logro académico de los alumnos en la Prueba Nacional de Aprovechamiento en Lectura en Secundaria, los cuales son:

- 1) Determinar la distribución de la variabilidad de los puntajes en la Prueba Nacional de Aprovechamiento en Lectura a través de los tres niveles del modelo (estudiantes, escuelas y estados). La magnitud de esta variabilidad se puede emplear como indicador del grado de desigualdad entre escuelas y estados en términos del rendimiento promedio de los estudiantes.
- 2) Investigar factores al nivel del alumno y la escuela asociados al logro académico en lectura. En particular se estimarán:
 - a) Los efectos de las características sociodemográficas del alumno, ambiente escolar, características de la escuela, efectos contextuales de variables agregadas del nivel del estudiante, entre otros aspectos.
 - b) El efecto de la variable grado; ésta tiene especial interés en permitir un análisis aproximado del efecto de años adicionales de escolaridad en el logro académico de los alumnos. En la medida en que se logre capturar con éxito el efecto de las características socioeconómicas de los alumnos, este análisis permitirá aproximar un estudio de tendencias de logro en secundaria.
- 3) Determinar el grado de variabilidad de estos efectos entre escuelas y estados, así como la influencia del contexto escolar y regional en los mismos.

METODOLOGÍA

CARACTERÍSTICAS DE LA PRUEBA NACIONAL DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA

La Prueba Nacional de Aprovechamiento en Lectura correspondiente al nivel de educación de secundaria fue desarrollada por la Secretaría de Educación Pública a través de la Dirección General de Evaluación y aplicada a una muestra nacional de alumnos de primer, segundo, y tercer grados de educación secundaria, al término del ciclo escolar 2002-2003. La prueba fue diseñada para medir habilidades de comprensión lectora basadas en los estándares nacionales y, por lo tanto, se trata de una prueba *referida a criterio*; es decir, la prueba mide la habilidad del alumno con respecto al estándar establecido, y no la distancia que cada uno guarda respecto a la media poblacional.

La documentación de la prueba de lectura de 2003 menciona como únicas características psicométricas los coeficientes de confiabilidad Alfa (Cronbach, 1951) que reflejan en principio un grado adecuado de confiabilidad de la prueba: 0.86, 0.88, y 0.89, respectivamente, para primer, segundo, y tercer grados. Sin embargo, el coeficiente Alfa, por sí mismo, no es evidencia suficiente de unidimensionalidad de la prueba. Por lo tanto, como primer paso preliminar a los análisis de factores asociados al rendimiento, se realizaron una serie de análisis factoriales para establecer con mayor grado de certidumbre la estructura dimensional de la prueba. Se utilizaron dos criterios complementarios para evaluar el grado de unidimensionalidad de la prueba, basados en un modelo unidimensional confirmatorio: por un lado, se evaluaron los índices de ajuste del modelo y, adicionalmente, se obtuvo el índice de determinación (confiabilidad) del factor resultante. Los detalles de estos análisis se presentan en el Apéndice 1.

CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

Los datos utilizados en este estudio corresponden a la evaluación de estándares nacionales del periodo 2002-2003. La muestra utilizada en esta evaluación se obtuvo mediante técnicas de muestreo proporcional y es representativa de la población de alumnos de primer, segundo y tercer grados de educación secundaria en México, así como de la población escolar en secundaria en cada entidad federativa. La muestra también tiene representatividad para las cuatro modalidades del sistema educativo a nivel secundaria (secundarias generales, técnicas, telesecundarias y particulares), a nivel nacional, y representatividad estatal para las secundarias generales y técnicas solamente.

Características de los estudiantes

Las muestras de estudiantes de primero, segundo y tercer grados contienen 32 mil 982, 32 mil 640, y 32 mil 357 estudiantes, respectivamente, para hacer un total de 97



mil 979 casos en la muestra final empleada para los análisis. Esta muestra de estudiantes corresponde al 84 por ciento de la muestra original de estudiantes con resultados válidos en la prueba de lectura. Se perdieron 16 por ciento de los estudiantes, debido a que no se disponía de información para sus escuelas en el *Cuestionario de Características Socioeducativas de Educación Secundaria*. Se verificó que la muestra resultante no fuera sistemáticamente diferente de la muestra inicial y no se encontraron discrepancias significativas. Asimismo, el número y porcentaje de estudiantes en las cuatro modalidades de servicio educativo son equivalentes en los tres grados educativos, como se puede ver en la siguiente tabla.

**TABLA 1. NÚMERO Y PORCENTAJE DE ESTUDIANTES
SEGÚN MODALIDAD DEL SERVICIO EDUCATIVO Y GRADO**

Escuelas secundarias	Grado 1		Grado 2		Grado 3	
	N	Porcentaje	N	Porcentaje	N	Porcentaje
Generales	16076	48.7	15909	48.7	15939	49.3
Técnicas	13934	42.2	13734	42.1	13621	42.1
Telesecundarias	1257	3.8	1227	3.8	1091	3.4
Privadas	1715	5.2	1770	5.4	1706	5.3
Total	32982	100	32640	100	32357	100

El tamaño de la muestra dentro de cada escuela y en cada grado fluctúa entre tres y 55 alumnos, siendo el tamaño de muestra más común en los tres grados el de 35 alumnos por escuela (aproximadamente ochenta por ciento de las aulas con dicho número).

Características de las escuelas

La muestra incluye escuelas de carácter público, como son: escuelas secundarias generales, técnicas y telesecundarias, así como escuelas particulares. Las escuelas generales se centran, principalmente, en la formación académica de los alumnos en general. En cambio, las escuelas técnicas proporcionan a los alumnos, además de su formación académica, capacitación técnica específica. Las telesecundarias son escuelas cuya metodología de enseñanza se basa en el seguimiento de las transmisiones televisivas. Por último, las escuelas particulares son aquellas que se encuentran bajo un régimen de administración privada. No se incluye aquí la distinción habitual entre escuelas urbanas y rurales debido a que las escuelas generales, técnicas y privadas se encuentran, por lo general, en núcleos de población relativamente grandes.

El número de escuelas para los análisis es aproximadamente igual a 989. Esta muestra corresponde al número de escuelas con información en el *Cuestionario*

de Características Socioeducativas de Educación Secundaria, del inicio de ciclo escolar 2001.¹

TABLA 2. NÚMERO Y PORCENTAJE DE ESCUELAS SEGÚN MODALIDAD DEL SERVICIO EDUCATIVO

Escuelas secundarias	N	Porcentaje
Generales	470	47.5
Técnicas	403	40.5
Telesecundarias	59	6.0
Privadas	57	6.0
Total	989	100

INSTRUMENTOS

Cuestionario de contexto de los estudiantes

Se empleó el *Cuestionario de Contexto de Secundaria* para recolectar información relacionada al entorno socioeconómico de la familia del estudiante, así como datos sobre las percepciones del alumno sobre el ambiente académico y las prácticas pedagógicas de los maestros en la escuela. Este cuestionario contiene 81 preguntas de opción múltiple y fue administrado a los estudiantes evaluados en las pruebas de rendimiento.

Cuestionario para directores

La información de las escuelas proviene del *Cuestionario de Características Socioeducativas de Educación Secundaria* del inicio de ciclo escolar 2001-2002. Este cuestionario consta de dos partes: la primera se llama *Cómo es la escuela*, y fue aplicada en forma de entrevista al director del centro educativo, mientras que la segunda parte, denominada *Opinión del director* se entregó al mismo para su resolución. El cuestionario está constituido por un total de 74 preguntas (55 en la primera sección y 19 en la segunda). Las preguntas en la primera parte son de opción múltiple y recogen información relacionada con las características socioeconómicas de la comunidad, recursos humanos y materiales de la escuela; indicadores de aprovechamiento escolar, perfil directivo, prestigio de la escuela y apoyo técnico pedagógico. La segunda parte del cuestionario colecta información relacionada con la opinión del director sobre diferentes aspectos vinculados a la escuela. En el presente estudio se analizaron, exclusivamente, las preguntas correspondientes a la primera parte del cuestionario.

¹ Se perdieron nueve escuelas que no contaban con información en este cuestionario.



Especificaciones del modelo multinivel y estrategias de estimación

Los alumnos que asisten a una misma escuela suelen compartir una serie de características tales como nivel socioeconómico, servicios y recursos de la escuela, e incluso características de los maestros. Por tanto, es natural esperar que el aprovechamiento de los estudiantes dentro de una misma escuela tienda a ser relativamente homogéneo, en comparación con el de estudiantes de diferentes escuelas. Asimismo, los centros educativos de una misma entidad federativa comparten características relacionadas con el contexto geográfico y socioeconómico, y son afectados por las mismas políticas educativas estatales, lo cual los hace más similares entre sí, comparados con escuelas de otros estados.

Técnicamente, esta estructura jerárquica de los datos implica que ni los estudiantes dentro de una misma escuela, ni las escuelas dentro de un mismo estado, constituyen observaciones independientes entre sí. Lo anterior generalmente implica que los modelos de regresión lineal tradicionales basados en mínimos cuadrados (OLS) no son adecuados para el análisis de factores asociados al logro académico, pues las estructuras jerárquicas típicas en estos casos incumplen uno de los supuestos principales de estos modelos; a saber, el de independencia en las observaciones. Los efectos de violar este supuesto se han discutido ampliamente en la literatura. En general, cuando la estructura jerárquica de los datos no se considera en los análisis se puede producir una subestimación de los errores estándar de los parámetros (Opdenakker & Van Damme, 2000), con lo que se incrementa artificialmente el poder de los *tests* estadísticos y, por lo tanto, la probabilidad de rechazar injustificadamente la hipótesis nula y cometer un error de *Tipo-I*. En otras palabras, los resultados indicarán que los parámetros se estiman con mayor precisión de la real y, por consiguiente, se corre el riesgo de concluir que un predictor se relaciona significativamente con la variable dependiente, cuando esto no es verdad.

La necesidad de analizar datos con estructuras jerárquicas comunes en investigación educativa dieron lugar, en los últimos veinte años, al desarrollo de métodos de análisis multinivel (Raudenbush y Bryk, 2002), los cuales toman en cuenta la estructura *anidada* de los datos. Este tipo de modelos se ha empleado con distintos nombres en diversas disciplinas, por ejemplo, se usan modelos jerárquicos lineales (*HLM* por sus siglas en inglés) en educación, modelos multinivel en economía y ciencias sociales en general, o modelos de efectos aleatorios (*random effects*), o mixtos (*mixed effects*) en ciencias biomédicas. Independientemente del tipo de datos con que se usen, la característica primordial de estos modelos es que incorporan la dependencia entre las observaciones (también conocida como correlación *intra-clase* o *intra-class correlation*) en la estimación, permitiendo obtener estimadores insesgados de los errores estándar de los parámetros. En estudios de factores asociados en educación, los modelos multinivel permiten evaluar con mayor precisión el grado de significación estadístico de las relaciones entre el rendimiento escolar del alumno, sus características personales y las características del salón de clase o la escuela.

Además de lo anterior, los modelos multinivel son también útiles porque permiten investigar hasta qué grado las relaciones entre las variables en un nivel del modelo (el alumno, por ejemplo) se mantienen constantes o varían en niveles más altos de agregación (por ejemplo el salón de clases o la escuela). Por extensión, estos modelos permiten estimar las interacciones entre variables en distintos niveles, por ejemplo, efectos de la escuela en la relación entre variables de los alumnos. Para ilustrar esto, considérese un caso en que usando técnicas de regresión tradicional se observa un efecto significativo, el cual indica que en promedio las niñas obtienen puntajes más altos que los niños en las escuelas de la muestra. Un modelo multinivel permitiría, además, determinar hasta qué grado la diferencia entre niños y niñas es constante en la muestra o varía dependiendo de la escuela específica de que se trate. Por último, con un modelo multinivel se podría investigar si existen factores de la escuela relacionados con el tamaño (o dirección) de la diferencia entre alumnos de ambos sexos; por ejemplo se puede determinar si la diferencia se incrementa en escuelas de mayor tamaño, o si se reduce en escuelas que cuentan con más recursos.

Lo anterior constituye un avance conceptualmente importante si se considera que los críticos de las técnicas tradicionales de análisis cuantitativo sostienen, no sin cierta razón, que estas técnicas muchas veces asumen estabilidad (ya sea de medias, varianzas, o efectos) donde, en realidad, no es razonable hacerlo; para mencionar un caso: cuando se incluyen escuelas con características diversas o de regiones distintas en la muestra.

DISEÑO DE LA MUESTRA Y PESOS MUESTRALES

La base nacional de datos de aprovechamiento en lectura presenta una estructura jerárquica de tres niveles en donde los alumnos se agrupan en escuelas que a su vez pertenecen a distintos estados. Sin embargo, antes de definir las características de los modelos multinivel a emplearse para el análisis de esta base de datos, debe considerarse el proceso de estratificación empleado para obtener la muestra nacional, y la forma en la cual se incorporarán los pesos muestrales que conlleva esta estratificación.

El diseño de la muestra que se usó para recolectar los datos de la prueba nacional de aprovechamiento en lectura es un diseño estratificado de dos etapas, donde primero se eligieron escuelas y, posteriormente, dentro de cada escuela se seleccionaron a los alumnos a evaluar. En sentido estricto, lo que se obtiene al final es una muestra de alumnos y no de escuelas, aunque los resultados son generalizados a más escuelas utilizando los pesos o ponderadores adecuados. Dentro de la muestra de escuelas secundarias se contemplan cuatro estratos correspondientes a los siguientes tipos o modalidades: secundarias públicas generales, secundarias públicas técnicas, telesecundarias y secundarias privadas. Las muestras son representativas a nivel nacional para todos los estratos (generales, técnicas, telesecundarias, y privadas). Adicionalmente, para los estratos de secundarias generales y técnicas las muestras también son representativas para cada entidad federativa.



En la primera etapa de selección se empleó un muestreo de probabilidad proporcional al tamaño de la escuela; es decir, tuvieron mayores probabilidades de ser elegidas las escuelas grandes. En la segunda etapa se asignó una cuota de 35 alumnos por grado para cada escuela, los cuales fueron elegidos aleatoriamente. Los pesos muestrales se obtuvieron a partir de la cantidad total de alumnos en cada estrato dentro de las 32 entidades federativas. Los datos poblacionales fueron obtenidos de la estadística educativa de 2002, los cuales contabilizaban 2 millones 64 mil 921 alumnos en primer grado, un millón 873 mil 447 en segundo, y un millón 656 mil 125 alumnos para tercero. Para cada grado se calcularon los resultados de la siguiente forma (INEE, 2003b):

$$\omega_{ij} = \frac{P_i}{n_{ji}m_i}$$

Donde:

i representa la entidad-estrato. $i = 1, \dots, 124$

j representa la escuela de la entidad-estrato i . $j = 1, \dots, m_i$

P_i es la proporción de la población en la entidad-estrato i

n_{ji} es la cantidad de alumnos de la escuela j en la entidad-estrato i

m_i es la cantidad de escuelas en la entidad-estrato i

Los pesos resultantes se multiplicaron por mil. El peso muestral resultante es directamente proporcional al porcentaje de alumnos muestreados en la entidad-estrato i , e inversamente proporcional a la cantidad de alumnos en la escuela j y a la cantidad de escuelas muestreadas en la entidad-estrato i .

La primera consecuencia del tipo de estratificación usado para definir el diseño muestral del INEE fue por la necesidad de separar los análisis multinivel para los cuatro tipos de centros educativos (Wolfe, comunicación personal, febrero 2005). Considerando que los pesos muestrales no fueron diseñados especialmente para su incorporación en un modelo multinivel, esta estrategia, potencialmente, debería permitir una estimación más adecuada de los componentes de varianza en los distintos niveles.

Para las escuelas generales y técnicas (dado que el muestreo de estudiantes fue aleatorio dentro de cada centro educativo, y que las muestras de escuelas son representativas al nivel estatal) fue posible especificar un modelo lineal jerárquico de tres niveles, en donde los estudiantes se encuentran anidados dentro de las escuelas y éstas, a su vez, se agrupan dentro de las entidades federativas. De esta forma es posible estimar la proporción de la varianza en los puntajes en la prueba de lectura que es atribuible a diferencias entre estudiantes, escuelas y estados. Además de obtener errores estándar apropiados que toman en cuenta la dependencia de las observaciones, este modelo también permite estimar con precisión la relación entre el rendimiento de los estudiantes y características de las escuelas y/o estados.

En cambio, para las escuelas telesecundarias y privadas las muestras de escuelas no son representativas a nivel estatal y, por tanto, los promedios estatales obtenidos para uno de estos estratos son estimadores sesgados. Por esta razón, para este grupo de escuelas se determinó un modelo lineal jerárquico de dos niveles, en donde el primer nivel corresponde a los estudiantes y el segundo a las escuelas, sin considerar diferencias entre estados.

MODELOS MULTINIVEL

Modelo nulo o ANOVA

El primer modelo que se estima, usualmente, cuando se emplean técnicas de análisis multinivel es uno que no incluye predictores en ninguno de los niveles. Este modelo es conocido como modelo nulo, incondicional, o ANOVA, y se utiliza para determinar la distribución de la variable dependiente entre los diferentes niveles de agregación. Al asignar la proporción de varianza correspondiente a cada nivel, el modelo nulo también permite confirmar empíricamente la necesidad de emplear técnicas de análisis multinivel, en lugar de regresión tradicional. Finalmente, esta partición inicial de la varianza sirve como base para determinar el poder predictivo de las variables utilizadas en los distintos niveles de agregación en modelos posteriores.

En el caso de las escuelas generales y técnicas, la varianza total del puntaje en lectura es dividida en componentes a nivel del estudiante, la escuela y el estado. Las siguientes ecuaciones son la representación formal del modelo nulo (es convencional llamarlo Modelo 0), que se emplea para analizar las observaciones Y_{ijk} en la muestra, es decir, el puntaje del estudiante i , que pertenece a la escuela j , ubicada en el estado k .

$$\text{Nivel del estudiante: } Y_{ijk} = \pi_{0jk} + e_{ijk} \quad (1)$$

$$\text{Nivel de la escuela: } \pi_{0jk} = \beta_{00k} + r_{0jk} \quad (2)$$

$$\text{Nivel del estado: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + u_{00k} \quad (3)$$

Donde:

γ_{000} es el puntaje promedio global en la muestra

e_{ijk} es el efecto aleatorio de los estudiantes. Se asume que la distribución de estos efectos es normal con media 0 y varianza σ^2

r_{0jk} es el efecto aleatorio de las escuelas. Se asume que la distribución de estos efectos es normal, con media 0 y varianza τ_π .

u_{00k} es el efecto aleatorio de los estados, el cual se asume con una distribución normal con media 0 y varianza τ_β



Para escuelas telesecundarias y técnicas se especificaron modelos multinivel de dos niveles debido a la falta de representatividad de las muestras de escuelas al nivel estatal. Por lo tanto, los modelos nulos en estas escuelas no incluyen la ecuación 3 correspondiente a varianza entre estados, el tercer nivel en el modelo anterior, por consiguiente, los parámetros sólo incluyen los subíndices i y j .

$$\text{Nivel del estudiante: } Y_{ij} = \beta_{0j} + e_j \quad (4)$$

$$\text{Nivel del estado: } \beta_{0j} = \gamma_0 + r_{0j} \quad (5)$$

Independientemente de si se trata de un modelo de dos o tres niveles, a partir del modelo nulo se puede calcular la proporción de la varianza en los puntajes en la prueba de lectura que son atribuibles a cada uno de los niveles en el modelo. Este coeficiente es conocido como *correlación entre clases* (o *intraclass correlation*). Esto se logra dividiendo el estimador de la varianza en cada nivel entre la varianza total en el modelo. Así, por ejemplo, la proporción de la varianza atribuible a diferencias entre escuelas en el modelo de tres niveles se obtiene mediante la fórmula:

$$\frac{\tau_{\pi}}{\sigma^2 + \tau_{\pi} + \tau_{\beta}}$$

Este coeficiente es también conocido como el efecto *cluster*. De manera similar, se puede obtener la proporción de varianza entre alumnos y estados dividiendo el parámetro correspondiente entre la varianza total.

Modelos de dos niveles para cada estado

Como se mencionó anteriormente, la estructura de la muestra de escuelas generales y técnicas tiene representatividad estatal y nacional, lo cual permite separar la varianza en los puntajes de la prueba de lectura entre alumnos, escuelas, y estados. El modelo de tres niveles tiene varias ventajas y permite, en muchos casos, una estimación más precisa de los efectos de las escuelas y los estados; por ejemplo, Martínez-Fernández (2005) muestra cómo un modelo que ignora un nivel de agregación intermedio importante reduce la varianza atribuible al sistema educativo (salones de clase y escuelas). Sin embargo, pueden existir diferencias entre los estados, las cuales no es posible capturar con el modelo de tres niveles.

En especial, un resultado interesante es la proporción de varianza entre escuelas en cada estado; ésta se utiliza comúnmente como indicador del grado de desigualdad en el rendimiento de las escuelas dentro de un estado o país –por ejemplo en estudios internacionales de aprovechamiento como TIMSS o PISA. A partir del modelo de tres niveles no es posible determinar por separado la varianza entre escuelas en cada estado, puesto que éste considera los datos de todos los estados simultáneamente para estimar la varianza entre escuelas a nivel nacional.

Con la finalidad de comparar la magnitud de la proporción de varianza entre escuelas en cada entidad federativa se estimaron por separado 31 modelos nulos de dos niveles —uno para cada estado²— con alumnos anidados entre escuelas. Las ecuaciones para cada uno de estos modelos son idénticas a las ecuaciones 3 y 4, con la diferencia que el nivel 2 se refiere aquí a escuelas, no a estados:

$$\text{Nivel del estudiante: } Y_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij} \quad (6)$$

$$\text{Nivel de la escuela: } \beta_{0j} = \gamma_0 + r_{0j} \quad (7)$$

Modelos condicionales

A partir de la descomposición de la varianza obtenida en el modelo nulo se pueden añadir predictores en los distintos niveles del modelo (estudiantes, escuelas y estados). Los modelos que incorporan predictores en cualquiera de los niveles de agregación se conocen como modelos condicionales.

El primer modelo condicional que se estima aquí (Modelo 1) incorpora el efecto de grado escolar al modelo nulo para estimar el efecto bruto de esta variable, antes de ajustar los efectos de los otros predictores al nivel del estudiante. Este modelo también se conoce como modelo multinivel de *interceptos* y *efectos aleatorios* porque, adicionalmente, permite estimar la variabilidad del efecto grado entre escuelas ($\tau_{\pi11}$) y estados ($\tau_{\beta11}$). Es decir, no se asume que el efecto de escolaridad es el mismo en todas las escuelas y estados.

El estimador bruto sirve también como referencia para evaluar la relación entre el efecto de grado en los puntajes de los alumnos y otras características del estudiante como ajustes en el modelo. Es decir, si las poblaciones de estudiantes de los tres grados son sistemáticamente distintas entre sí, en relación a características de los estudiantes relacionadas con el nivel de aprovechamiento (por ejemplo estatus socioeconómico), se podría observar un cambio en el coeficiente de grado al incluir estas características como predictores en el modelo. Las ecuaciones del Modelo 1 o condicional, se presentan a continuación para la muestra de escuelas generales y técnicas:

$$\text{Nivel del estudiante: } Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk} \text{grado}_{ijk} + e_{ijk} \quad (8)$$

$$\text{Nivel de la escuela: } \pi_{0jk} = \beta_{00k} + r_{0jk} \quad (9)$$

$$\pi_{1jk} = \beta_{10k} + r_{1jk} \quad (10)$$

$$\text{Nivel del estado: } \beta_{00k} = \gamma_{000} + u_{00k} \quad (11)$$

$$\beta_{10k} = \gamma_{100} + u_{10k} \quad (12)$$

² Con excepción del estado de Durango, en el cual no existen casos en la base de datos de escuelas.



Donde:

π_{0jk} es el intercepto o puntaje medio de los estudiantes en la escuela j del estado k

π_{1jk} es el efecto bruto de grado (años de escolaridad) en la escuela j del estado k

β_{00k} es el intercepto, o puntaje medio de los estudiantes del estado k

β_{10k} es el efecto bruto de grado en el estado k

γ_{000} es el puntaje medio de los estudiantes a nivel nacional

γ_{100} es el efecto promedio de grado a nivel nacional (para todas las escuelas y estados)

e_{ijk} es el efecto aleatorio de los estudiantes $e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$

r_{0jk} es la desviación aleatoria de la escuela j del estado k del puntaje medio estatal $r_{ijk} \sim N(0, \tau_{\pi_{00}})$

r_{1jk} es la desviación aleatoria de la escuela j del estado k del efecto de grado medio estatal $r_{1jk} \sim N(0, \tau_{\pi_{11}})$

u_{00k} y u_{10k} son las desviaciones aleatorias de los estados con respecto del puntaje y efecto de grado medios nacionales $u_{00k} \sim N(0, \tau_{\beta_{00}})$ y $u_{10k} \sim N(0, \tau_{\beta_{11}})$

A continuación se ajusta el efecto de grado al incorporar predictores que capturan diversas características de los estudiantes. Este segundo modelo condicional (Modelo 2) incorpora un número importante de parámetros adicionales para los efectos de las variables, y la varianza de estos efectos entre escuelas y estados. En el nivel 1 (nivel de los estudiantes), los puntajes de lectura son modelados en función de los siguientes predictores:

- Características demográficas del estudiante: sexo, edad, y si el estudiante cambió de escuela.
- Características socioeconómicas de la familia: aproximadas a través del nivel educativo del padre y la madre, más el capital cultural de las familias. Este último indicador es medido por la cantidad aproximada de libros de distinta índole que tiene el estudiante en casa.
- Expectativas de los padres sobre el nivel de estudio de su hijo o hija.
- Características educativas del estudiante: indicador de reprobación (*proxy* de historia académica del estudiante)³ e indicador de ayuda académica de los padres.
- La variable grado (primero, segundo o tercer grado de secundaria) que representa un *proxy* de la cantidad de años que tiene el estudiante en la escuela, o del efecto de años de escolaridad en el logro académico.
- Contexto educativo escolar y del aula: retroalimentación del maestro, ambiente en el aula, motivación del estudiante.

Las ecuaciones del Modelo 2 para las escuelas generales y técnicas se presentan a continuación. Al nivel del estudiante:

³ Si bien este indicador no brinda información completa sobre la historia académica del estudiante, sí representa un indicador (el único disponible) del logro académico previo.

$$\begin{aligned}
 Y_{ijk} = & \pi_{0jk} + \pi_{1jk} \text{grado}_{ijk} + \pi_{2jk} \text{sexo}_{ijk} + \pi_{3jk} \text{edad}_{ijk} + \pi_{4jk} \text{cambesc}_{ijk} + \\
 & \pi_{5jk} \text{reproba}_{ijk} + \pi_{6jk} \text{ayuda}_{ijk} + \pi_{7jk} \text{capicult}_{ijk} + \pi_{8jk} \text{ambiente}_{ijk} + \\
 & \pi_{9jk} \text{retro}_{ijk} + \pi_{10jk} \text{motiva}_{ijk} + \pi_{11jk} \text{pedu}_{ijk} + \pi_{12jk} \text{medu}_{ijk} + \\
 & \pi_{13jk} \text{expecta}_{ijk} + e_{ijk}
 \end{aligned} \quad (13)$$

Donde:

π_{0jk} es el intercepto, o puntaje promedio ajustado de los estudiantes en la escuela j del estado k

π_{1jk} es el efecto grado o de años de escolaridad en la escuela j , del estado k

π_{pjk} es el efecto de la variable p del estudiante i , en la escuela j del estado k

Los parámetros π a su vez pueden variar entre escuelas y estados; es decir, se pueden definir en los niveles 2 y 3 del modelo, como función de un parámetro promedio y el efecto aleatorio de cada escuela y estado. Sin embargo, se debe notar que no todos los efectos (pendientes) al nivel de los estudiantes exhiben, necesariamente, variación significativa entre escuelas y estados. Los métodos de estimación ponderada, actualmente, no permiten pruebas estadísticas directas para las varianzas de los efectos del nivel 1 entre escuelas y estados. Por lo tanto, los componentes de varianza correspondientes fueron evaluados con base en la prueba producida por un modelo estimado sin ponderación. Cuando la prueba Chi-cuadrada no fue significativa (y la varianza no ponderada era similar a la ponderada) no se estimó la varianza del parámetro correspondiente. Adicionalmente, se compararon los estadísticos de máxima verosimilitud (*deviance statistics*) de cada modelo para juzgar el ajuste del modelo seleccionado a los datos.

Las ecuaciones siguientes corresponden al Modelo 2 final, después de fijar los componentes aleatorios no significativos de los predictores del nivel del estudiante en los niveles 2 y 3.

Nivel de la escuela:

$$\pi_{0jk} = \beta_{00k} + r_{0jk} \quad (14)$$

$$\pi_{1jk} = \beta_{10k} + r_{1jk} \quad (15)$$

$$\pi_{2jk} = \beta_{20k} \quad (16)$$

$$\pi_{3jk} = \beta_{30k} \quad (17)$$

$$\pi_{4jk} = \beta_{40k} \quad (18)$$



$$\pi_{5jk} = \beta_{50k} + r_{5jk} \quad (19)$$

$$\pi_{6jk} = \beta_{60k} \quad (20)$$

...

$$\pi_{13jk} = \beta_{130k} \quad (21-27)$$

Donde:

β_{00k} es el intercepto, o puntaje promedio ajustado de los estudiantes del estado k

r_{0jk} es la desviación aleatoria de la escuela j con respecto del puntaje promedio ajustado en el estado k , y la varianza de estas desviaciones (τ_{π}) es ahora varianza residual

Los parámetros $\pi_{1jk} \dots \pi_{pjk}$ correspondientes a los efectos de las variables $a_2 \dots a_p$ (las características de los alumnos), los cuales están compuestos por un efecto promedio a nivel estatal (los parámetros β_s) y, sólo para las variables *grado* y *reprobación*, de desviaciones aleatorias de cada escuela con respecto a los efectos promedios estatales (las r)

Asimismo, al nivel del estado las ecuaciones correspondientes son:

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + u_{00k} \quad (28)$$

$$\beta_{10k} = \gamma_{100} \quad (29)$$

$$\beta_{20k} = \gamma_{200} + u_{20k} \quad (30)$$

$$\beta_{30k} = \gamma_{300} \quad (31)$$

$$\beta_{40k} = \gamma_{400} \quad (32)$$

$$\beta_{50k} = \gamma_{500} + u_{50k} \quad (33)$$

...

$$\beta_{130k} = \gamma_{130} + u_{130k} \quad (34-41)$$

Donde:

γ_{000} es el intercepto, o puntaje promedio ajustado de los estudiantes del país

u_{00k} es la desviación aleatoria del estado k , con respecto del puntaje promedio ajustado nacional, y la varianza de estas desviaciones (τ_{β}) es ahora varianza residual

$\beta_{01k} \dots \beta_{0Pk}$ correspondientes a los efectos de las variables $a_2 \dots a_p$ se definen como compuestos por un efecto promedio nacional (los parámetros γ) y, sólo para las variables *sexo* y *reprobación*, de una desviación aleatoria de cada estado con respecto de este efecto promedio (las u).

Este modelo permite determinar, mediante los parámetros fijos y aleatorios correspondientes, hasta qué grado los promedios ajustados, así como los efectos de las variables del alumno (incluyendo el efecto de años de escolaridad), varían entre escuelas y estados. Este modelo además constituye la base para determinar la contribución de las variables de nivel 2 y 3, que se incorporan en el modelo siguiente para explicar las diferencias entre escuelas y estados.

Modelo de interceptos dependientes

El Modelo 3 explora predictores de la escuela que afectan sistemáticamente al intercepto o puntaje promedio ajustado. Este modelo también se conoce como de *interceptos dependientes* (Burstein, 1985, Seltzer, 1995). El objetivo en este modelo es explorar cuáles de las características de las escuelas están asociadas de manera significativa con el rendimiento promedio en la prueba de lectura, una vez controladas las características sociodemográficas de los estudiantes en el nivel 1. Asimismo, y dado que los estudios de factores asociados al rendimiento son *quasi* experimentales en esencia, es pertinente ajustar los *efectos* de la escuela por variables contextuales asociadas al entorno del centro educativo, así como por otros predictores cuyos efectos podrían confundirse con los efectos de las variables escolares de interés. En cuanto a las variables contextuales, éstas incluyen factores que son exógenos a la escuela, tales como las características sociales y económicas de la comunidad en donde se encuentra ubicado el centro educativo, así como las características demográficas de los estudiantes que asisten a la escuela (Raudenbush & Willms, 1995).

En este estudio las variables contextuales relacionadas con las características sociales y económicas del entorno del centro, se aproximan a través del *indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela*, el cual resume la información sobre la tenencia de servicios públicos tales como agua entubada, electricidad, alumbrado y servicios de atención a la salud. En este grupo también se incluye de manera exploratoria el indicador de educación media superior, con el objetivo de investigar si la existencia o inexistencia de centros de este tipo impactan de manera sistemática sobre los puntajes promedios de lectura. Con relación a las variables contextuales que procuran capturar las características demográficas de los estudiantes, se incluyó el valor promedio de la educación de la madre, agregada a partir de la información individual de los estudiantes de una escuela.

Finalmente, y con respecto a las variables que capturan características de las escuelas, sólo se explora el efecto de ciertos insumos (medido por el indicador de infraestructura de la escuela), el efecto de pérdida de tiempo del maestro (captura-



da a través de la variable *faltas del maestro*), así como la relación entre la matrícula del centro educativo (codificada como indicadores dicotómicos para capturar el efecto de diferentes tamaños de escuelas) y el puntaje promedio de los estudiantes. Suponiendo una distribución equitativa de los fondos del estado, esta última variable capturaría únicamente el efecto *tamaño de la escuela*. Sin embargo, y como ocurre en muchos países en desarrollo, es común que las escuelas más grandes tengan acceso a un mayor nivel de recursos, en parte por situarse en áreas urbanas más favorecidas y también, potencialmente, al ejercer cierta influencia en los organismos que asignan el presupuesto para éstas. Como estos beneficios se reflejan en los servicios que brinda la escuela, es un tema que no es posible explorar en el presente estudio. No obstante, es posible investigar si una vez controlados los efectos de las características sociodemográficas del estudiante, y del contexto de la escuela, el tamaño de la matrícula está asociado, significativamente, con el rendimiento promedio de la escuela.

Al controlar el efecto de las características de los estudiantes en el nivel 1 (por ejemplo las características educativas de los padres de los estudiantes o el capital cultural de las familias), se capturan de manera más precisa los efectos de las variables de la escuela o variables “alterables” dentro del sistema educativo. Así, por ejemplo, se pudiera encontrar que algunas características de la escuela, una vez consideradas las características de los estudiantes y el contexto sociodemográfico, no producen efectos significativos. En la literatura de efectos asociados este resultado es más común de lo que sería deseable, y puede sugerir que la calidad del servicio educativo en las escuelas está fuertemente asociada a las características de la población de estudiantes a las que sirven, o que las prácticas pedagógicas no tienen efectos sustanciales en comparación con los efectos de las características socioeconómicas de los estudiantes.

En el Modelo 3 la ecuación del intercepto en el nivel 2 (el nivel de la escuela), se modifica para incluir los efectos de las variables de la escuela ($X_{1jk} \dots X_{qjk}$):

$$\pi_{0jk} = \beta_{00k} + \beta_{01k} X_{1jk} + \dots + \beta_{0qk} X_{qjk} + r_{0jk} \quad (42)$$

Las ecuaciones para los efectos (pendientes) no se modifican aquí y son idénticas a las ecuaciones 15 a la 27. Al nivel 3 ó nivel del estado, se analizará el efecto de las variables de los estados en el intercepto (el puntaje promedio ajustado para considerar el efecto de predictores del estudiante y la escuela) y el grado hasta que éste varía significativamente entre estados. Este resultado es importante porque refleja la presencia o ausencia de efectos estatales, más allá de los debidos a las características de los alumnos y las escuelas del estado. En el Modelo 3, además, se examina si el efecto de los predictores es homogéneo o si varía sistemáticamente entre estados. Particularmente, será interesante analizar si el parámetro de grado o efecto de años de escolaridad varía significativamente entre estados. La ecuación para el intercepto al nivel 3, por lo tanto, se modifica para incluir los predictores al nivel del estado (véase la ecuación 43), y las ecuaciones para las pendientes se mantienen como en el modelo anterior, con la diferencia de que la varianza residual también está ajustada por variables de la escuela.

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + \gamma_{100} W_1 + \dots + \gamma_{p00} W_p + u_{00k} \quad (43)$$

Modelo de interceptos y pendientes dependientes para las escuelas generales y técnicas

El Modelo 4 extiende el Modelo 3 para incorporar características de las escuelas y los estados como predictores del intercepto o puntaje promedio ajustado de la escuela, y la *pendiente de grado* o efecto de años de escolaridad. Estos modelos se conocen como *interceptos y pendientes como dependientes* (Burstein, 1985; Raudenbush & Bryk, 2002) o *de coeficientes de regresión aleatorios*, dado que se puede estimar el nivel de variabilidad de los coeficientes de regresión (intercepto y pendientes) en niveles mayores de agregación.

La particularidad del Modelo 4 es que, adicionalmente, permite investigar qué factores relacionados con el nivel de la escuela determinan que la pendiente de grado, o efecto años de escolaridad, sea más empinada (indicador de que los puntajes de lectura de los estudiantes crecen de un grado a otro a tasas altas), o más plana (indicador de que los puntajes de lectura crecen a tasas bajas de un grado a otro).

En el Modelo 4, y al nivel del alumno, el puntaje de la prueba de lectura del estudiante i de la escuela j , del estado k es modelado en función de las mismas variables señaladas en la ecuación 13. Al nivel de la escuela, tanto el intercepto (o puntaje promedio de la prueba de lectura), como la pendiente de grado (o efecto *escolaridad*) varían de forma aleatoria entre las escuelas y se modelan como función de las mismas características de la escuela e indicadores contextuales incorporados en el Modelo 3.

Asimismo, en el nivel 3, tanto el intercepto (o puntaje promedio en la prueba de lectura de los estudiantes del estado) como la pendiente de grado, varían de forma aleatoria entre los estados y se especifican como función de características del contexto socioeconómico del estado, tales como los índices de desarrollo y marginación, y el índice de desigualdad de Gini, así como *proxys* de gasto educativo tales como el porcentaje de escuelas multigrado, y el porcentaje de telesecundarias con respecto al total de escuelas secundarias en el estado.

OTRAS CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS

Modelos multinivel con pesos muestrales

El uso de pesos o ponderadores muestrales permite generalizar los resultados obtenidos a partir de muestras complejas, no representativas, a poblaciones de referencia según el marco muestral diseñado. Las técnicas de ponderación en la estimación de parámetros referidos a medias, o promedios, están bien establecidas y se pueden implementar mediante paquetes estadísticos tradicionales.

Por su naturaleza, los modelos multinivel son particularmente aplicables a muestras con estructuras estratificadas o jerárquicas. El caso de la muestra nacional es un ejemplo típico: en una primera etapa se seleccionaron las escuelas participantes, y



dentro de éstas a los alumnos. Sin embargo, cuando estas muestras, además, se obtienen con esquemas complejos de probabilidad se requieren técnicas especiales de ponderación apropiadas para la estimación de modelos multinivel. Estas técnicas son de desarrollo más reciente y continúan debatiéndose y mejorándose en la literatura. El procedimiento actualmente más extendido es el propuesto por Pfefferman et al. (1998), el cual se implementa en el paquete HLM 6.

Asparouhov (2004) y Pfefferman, Moura, y Silva (2004) sugieren que el sesgo en la estimación es más severo cuando la ponderación es necesaria al interior de las unidades de estratificación (por ejemplo, si se sobremuestrean alumnos de cierto nivel socioeconómico en cada escuela). Por otro lado, Pfefferman et al. (1998), Thomas y Heck (2001) y Gelman (2004) sugieren que el uso de ponderadores en modelos multinivel podría ser innecesario si todas las variables usadas en la estratificación de la muestra fueran incluidas como predictores en el modelo. Esta es una solución práctica cuando interesa estimar medias y proporciones, como es el caso de muchas aplicaciones censales en las cuales el interés se centra en estimar la proporción de la población que pertenece a cierto grupo étnico, social, educativo. Sin embargo, cuando el interés se centra en la estimación de varianzas y covarianzas (como es el caso de los modelos lineales de regresión, sean estos multinivel o no) las muestras ponderadas presentan problemas metodológicos más complejos.⁴ En general, los autores mencionados coinciden en señalar que la estimación de varianzas y covarianzas en modelos multinivel ponderados es inherentemente compleja y aun tiene limitaciones que la hacen menos confiable a la estimación de medias (o la de varianzas en modelos no ponderados).

En este estudio se utilizan las técnicas de estimación multinivel con ponderadores muestrales de Pfefferman et al. (1998), implementadas mediante el paquete HLM 6. Se utilizan modelos de tres niveles (alumnos, escuelas, y estados) con ponderadores al nivel de las escuelas correspondientes a los pesos muestrales de la base de datos de aprovechamiento en secundaria del INEE (Wolfe, 2005, comunicación personal). Aunque estos modelos proporcionan estimadores correctos para los puntajes promedio y los efectos de los predictores, los resultados referidos a varianzas se deben interpretar con cierta cautela, por los motivos descritos anteriormente. Una cuestión clave en el presente estudio, es el grado en que los efectos (pendientes) varían entre escuelas y/o estados. Una limitación de los modelos ponderados es que éstos no proporcionan una prueba directa de significación estadística para los efectos aleatorios (es decir, para la varianza de los efectos). Por lo tanto, en los casos en que la pregunta de interés se refiere a la varianza de efectos en el modelo se emplea una técnica híbrida en la que se compara el estimador de varianza ponderado y no ponderado; y si las diferencias no son importantes se emplea la prueba de significación del segundo como prueba aproximada para el primero. También se emplea el

⁴ Por ejemplo, el modelo nulo o ANOVA que tradicionalmente se emplea como primer paso en modelos multinivel, resulta problemático ya que por definición éste no incluye predictores. Por lo tanto, no se cuenta con una varianza base confiable para estimar los modelos.

estadístico de desviación (*deviance*) para determinar si el modelo con efecto aleatorio se ajusta mejor a los datos.

Centrado de los predictores

Como en el caso de modelos de regresión tradicionales, en los modelos multinivel puede ser conveniente manipular la escala de los predictores de los diferentes niveles para que tanto el intercepto como las pendientes adquieran la interpretación deseada. Este procedimiento consiste en el *centrado* de los predictores, y su utilidad se puede mostrar mediante un ejemplo sencillo: supónganse que se utiliza la edad del estudiante como único predictor del puntaje en la prueba de lectura. Por definición, en el modelo lineal el intercepto se interpreta como el valor esperado de la variable dependiente cuando la variable independiente toma valor de cero. Sin embargo, en la población de estudiantes de secundaria la edad cero años no es un valor posible, por lo que la interpretación del intercepto (es decir, el puntaje esperado de los estudiantes de cero años) no es interesante. Para solucionar este problema se puede transformar el predictor *edad* como la diferencia entre la edad del estudiante y la edad promedio en la muestra. En este caso el predictor edad tomará el valor de cero cuando la edad del estudiante sea igual a la media, por lo que el intercepto se interpreta como el puntaje esperado para un alumno de edad promedio. Este proceso de transformación de los predictores para facilitar la interpretación de los interceptos se conoce como *centrado*.

Existen varios métodos para centrar predictores que resultan de interpretaciones distintas del intercepto y, además, pueden tener implicaciones de tipo matemático para la estimación de efectos y varianzas en los modelos. Sin embargo, una discusión a fondo de los métodos e implicaciones del centrado de predictores no es el objeto de este documento; el lector interesado puede consultar los capítulos relevantes en libros como Raudenbush y Bryk (2002).

En este modelo los predictores de los alumnos y las escuelas fueron centrados con respecto al promedio nacional o *gran media* (es decir, a cada predictor se le restó su valor promedio nacional). Esto permite definir el intercepto como el puntaje promedio en la prueba de lectura de un estudiante promedio, o del estudiante cuyas características son iguales a las del promedio de los estudiantes (por ejemplo, para un estudiante con edad promedio, con educación promedio de la madre, etcétera) y que pertenece a una escuela promedio también. De igual forma, esta especificación permite estimar directamente los efectos contextuales de variables del nivel socioeconómico de los estudiantes agregadas al nivel de la escuela (véase Raudenbush y Bryk, 2002).

Estimadores bayesianos empíricos para interceptos y efectos estatales

Además del análisis global de la muestra nacional interesa obtener estimadores estatales del puntaje promedio bruto, el puntaje promedio ajustado, y el efecto espe-



cífico de los predictores de interés en el modelo. Para obtener estos valores estatales se emplean estimadores bayesianos empíricos (EB) obtenidos a partir del modelo de tres niveles correspondientes. Los estimadores EB son una aproximación empírica óptima del valor del parámetro de interés que combina información del estado y de la muestra nacional. Para el caso del intercepto estatal (el puntaje promedio ajustado de los alumnos), el estimador EB (β_{00k}^*), se construye como el promedio ponderado de las medias estatal ($\bar{Y}_{..k}$) y nacional ($\hat{\gamma}_{000}$):

$$\beta_{00k}^* = \lambda_k \bar{Y}_{..k} + (1 - \lambda_k) \hat{\gamma}_{000} \quad (44)$$

Donde la ponderación corresponde a la *confiabilidad* de la media estatal (λ_k), definida como la varianza del parámetro (los promedios estatales estimados) dividida entre la varianza del parámetro más el error (los promedios estatales observados):

$$\lambda_k = \frac{Var(\beta_{00k})}{Var(\bar{Y}_{..k})} \quad (45)$$

Omisión de variables importantes e interpretación del efecto grado

Es importante mencionar que al nivel del estudiante se dispone de un número limitado de variables observadas para construir un indicador adecuado del estatus socioeconómico del estudiante (es decir, un indicador que permita capturar con precisión las diferencias socioeconómicas entre los estudiantes). Pero, por otra parte, sólo se cuenta con información sobre el nivel educativo de los padres y otros indicadores indirectos como el número de libros en el hogar. Aunque los análisis incluyen ajustes por los indicadores de estatus socioeconómico disponibles, lo limitado de estos indicadores compromete no sólo las estimaciones de otros predictores al nivel del estudiante, sino también de los predictores de otros niveles, que pueden estar sesgados puesto que, tradicionalmente, el estatus socioeconómico está fuertemente asociado al rendimiento de los alumnos.

Por ejemplo, estadísticas nacionales de secundaria reflejan índices importantes de deserción interciclo de alumnos (INEE, 2004, pp. 206). Evidentemente, estos índices de deserción no son independientes del nivel de desarrollo económico de las distintas entidades en general, y del perfil socioeconómico de las familias de los alumnos en particular. Por ello, sería de esperarse un incremento en el nivel socioeconómico de las muestras de alumnos de segundo y tercer grados como resultado de la deserción de alumnos más desfavorecidos. Aunque los análisis descriptivos iniciales no reflejan grandes diferencias en la composición sociodemográfica de la muestra de alumnos de cada grado (véase capítulo tres), es razonable presumir que esto refleja, en buena parte, las limitaciones del mismo cuestionario de contexto.

DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

Variables del alumno

El cuestionario de contexto del alumno de secundaria permite acceder a información importante sobre las características demográficas de los alumnos y la situación socioeconómica de sus familias, factores que tradicionalmente se han asociado al logro académico (Zorrilla y Muro, 2003; Elley, Schleicher, Wagemaker, 1994). Sin embargo, en la práctica no resulta factible analizar por separado la relación entre el logro académico de los alumnos y las características asociadas a las 81 preguntas del cuestionario.

Lo anterior se debe, tanto a la necesidad evidente de parsimonia en la interpretación de los modelos, como a consideraciones técnicas relacionadas con la medición de las variables, y *colinealidad*. Con respecto a la medición de las variables, los modelos lineales que se presentan en secciones posteriores de este trabajo asumen que las variables se capturan sin error. Sin embargo, es razonable suponer que los ítems del cuestionario incluyen, en realidad, un grado importante de error de medición, tanto por inconsistencias en las respuestas de los alumnos, como por deficiencias de las escalas usadas.⁵ Además es sabido que el uso de predictores altamente correlacionados entre sí en un modelo es causa de problemas de *colinealidad* en la estimación que pueden generar resultados poco confiables o inválidos.

En muestras de gran tamaño el error de medición, en teoría, no afecta los estimadores de promedios; por ejemplo, las medias estatales en la prueba nacional se estiman con gran precisión. Sin embargo, aun en muestras grandes, el error de medición si puede resultar en una atenuación considerable de la asociación entre variables y, por consiguiente, puede reducir el poder de las pruebas estadísticas para detectar correlaciones y efectos en análisis.

Por lo anterior, resulta conveniente usar técnicas de análisis factorial (o *variables latentes*) las cuales permiten examinar la viabilidad de condensar la información contenida en ítems relacionados en un número menor de *constructos* o *factores*. De esta manera, mediante el análisis factorial se reduce no sólo el número de variables a incluir en los modelos, sino también el error de medición existente en los ítems originales.

Dado el gran número de ítems en el cuestionario de contexto de alumnos de secundaria, y la inexistencia de un marco teórico que definiera a priori la relación entre ellos, el primer paso en este estudio consistió en la definición, con carácter *exploratorio*, de grupos de ítems que en el papel pertenecen a constructos o factores relacionados.

A partir de este agrupamiento inicial, los factores se refinaron mediante una primera serie de análisis factoriales exploratorios, los cuales ayudaron a eliminar

⁵ Por ejemplo, los ítems que miden grado o frecuencia se definieron en una escala de tres puntos que sólo permite responder *siempre*, *a veces*, o *nunca*. Esta escala no sólo limita considerablemente la información disponible para un constructo teóricamente continuo. Además, es fácil suponer que por la vaguedad con la cual son definidas, las categorías se presten a interpretaciones diversas por parte de los alumnos, lo que incrementará el error de medición en los ítems.



ítems que no presentaron una *carga* o correlación importante con su factor correspondiente. La tabla 3 presenta los factores resultantes de este proceso de depuración, así como los ítems asociados a cada uno de estos factores. En el Apéndice 2, se condensan los resultados de los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio, y se muestran las cargas por ítem, así como las medidas de confiabilidad de los factores creados.

TABLA 3. FACTORES RESULTANTES AL NIVEL DEL ESTUDIANTE E ÍTEMS ASOCIADOS A LOS MISMOS

Factor	Ítems
Seguridad (Segur)	En mi escuela: CA_006. Hay comisiones de vigilancia CA_009. Me siento seguro y libre de peligros CA_012. Las calles que rodean mi escuela son seguras
Ayuda académica (Ayuda)	Mis papás o tutores: CA_013. Me ayudan en mis tareas CA_014. Me explican la importancia de hacer mis tareas y trabajos CA_016. Me ponen a repasar lo que vi en la escuela aunque no tenga tarea CA_017. Me ayudan a estudiar cuando tengo exámenes CA_018. Me piden leer o hacer ejercicios de la materia que más se me dificulta CA_019. Me explican cuando algo me sale mal de la materia que más se me dificulta CA_020. Leen mis libros de texto CA_026. Revisan mis cuadernos y libros CA_027. Me explican las cosas que no entiendo en clases
Capital cultural (Capicult)	En mi casa tengo: CA_021. Libros de lectura para niños CA_022. Libros científicos CA_023. Enciclopedias y/o diccionarios CA_024. Revistas y/o periódicos
Ausencia del maestro (Mafalta)	Mis maestros de español: CA_033_ESP. Llegan tarde CA_034_ESP. Faltan a clases CA_035_ESP. Se salen del salón durante las clases

TABLA 3 (CONTINUACIÓN)

Ambiente del aula (Ambiente)	Mis maestros de español: CA_037_ESP. Me escuchan con atención cuando hago algún comentario CA_039_ESP. Me explican cuando no entiendo CA_041_MAT. Permiten que exprese libremente mis opiniones CA_046_ESP. Nos impulsan a seguir estudiando CA_047_ESP. Nos felicitan cuando trabajamos bien
Retroalimentación (Retro)	Mis maestros de español: CA_051_ESP. Nos revisan las tareas y comentan nuestros errores CA_052_ESP. Nos dejan ejercicios de repaso después de ver un tema CA_053_ESP. Nos dan ejemplos para comprender mejor los temas
Motivación (Motiva)	Algunas de mis características y opiniones: CA_072. Me gusta venir a la escuela CA_073. Me siento contento en el grupo donde estoy CA_074. En el grupo donde estoy tengo amigos CA_077. Mi salón de clases es agradable

Dada la información provista en los cuestionarios de estudiantes y directores, las variables seleccionadas para el presente estudio son presentadas en las siguientes tablas. La tabla 4 muestra el nombre y descripción de cada variable al nivel del estudiante, su escala o rango, y la clasificación teórica de la variable.



TABLA 4. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE

Variables	Descripción	Rango	Tipo
1. Sexo	Sexo del alumno 0 Mujeres 1 Hombres	0 - 1	Demográfica
2. Edad	Edad del alumno	1 - 9	Demográfica
3. Grado	Grado escolar del alumno 0 Primero 1 Segundo 2 Tercero	0 - 2	Educativa del estudiante
4. Cambié de escuela	Estudiante cambió de escuela este ciclo escolar 0 No cambió 1 Cambió		Demográfica
5. Reproba	Estudiante reprobó alguna(s) materia(s) 0 No reprobé 1 Reprobé	0 - 1	Educativa del estudiante
6. Ambiente	Indicador ambiente del aula	1 - 3	Educativa escuela
7. Retro	Indicador retroalimentación del maestro	1 - 3	Educativa escuela
8. Motiva	Indicador motivación del alumno	0 - 4	Actitudes hacia la escuela
9. Capicult	Indicador capital cultural familiar	1 - 4	Socioeconómica familiar (Ambiente académico)
10. Pedu 11. Medu	Nivel educativo del padre 0 No fue a la escuela 1 Primaria incompleta 2 Primaria completa 3 Secundaria incompleta 4 Secundaria completa 5 Terminó bachillerato o una profesión	0 - 5	Socioeconómica familiar
12. Ayuda	Indicador ayuda académica de los padres	1 - 3	Educativa del estudiante
13. Expecta	Expectativas de los padres 1 Terminar la secundaria 2 Aprender un oficio o terminar carrera corta 3 Terminar preparatoria o bachillerato 4 Ser técnico profesional 5 Ser un profesionista	1 - 5	Socioeconómica familiar
14. Lec	Puntaje Rasch en la prueba de lectura	174 - 945	Rendimiento académico ("producto")

Se puede observar que dentro del grupo de variables demográficas se encuentran el género y edad del estudiante. La información del *sexo* del alumno es pertinente dado que comúnmente la literatura internacional y nacional ha reportado diferencias de género en los resultados en pruebas de conocimiento de lectura a favor de las niñas (véanse por ejemplo, resultados de PISA, en OCDE, 2000) ⁶. Por otro lado, la *edad* del estudiante combina dos efectos: el de años de escolaridad y el de rezago escolar. Sin embargo, cuando la información del grado del estudiante es incorporada en el modelo de factores asociados, la edad del estudiante es representativa del nivel del atraso escolar del estudiante. El rango de esta última variable va de 1 a 9; donde ‘1’ representa una edad de 11 años o menos, ‘2’ una edad de 12 años, y así sucesivamente hasta ‘9’ que representa la edad de 19 años o más⁷.

Asimismo, el grado escolar del estudiante identifica si el estudiante proviene del primero, segundo y tercer grados. Para facilitar la interpretación en este estudio, el grado escolar fue codificado como 0, 1, 2; donde ‘0’ representa el primer grado, ‘1’ el segundo y ‘2’ el tercer grado. Esta recodificación no afecta los estimadores de efectos fijos y aleatorios obtenidos en los análisis multinivel que se presentan posteriormente; el resultado es simplemente un intercepto que es directamente interpretable como el puntaje promedio de los alumnos del primer grado.

La variable *cambié de escuela* es un indicador dicotómico que toma valor de ‘1’ si el estudiante cambió de escuela en el ciclo escolar, y ‘0’ si no cambió de escuela escolar. Para fines del presente estudio, esta variable es considerada como un *proxy* de movilidad, y se asume que aquellos estudiantes que cambiaron de escuela podrían estar en desventaja frente a los estudiantes que asistían a la misma escuela desde, al menos, el ciclo escolar anterior. Evidentemente, esto puede deberse a tiempo aula perdido y a la falta de familiaridad con el entorno de la escuela y el aula. En la literatura se han reportado los efectos de la movilidad en el aprovechamiento de los alumnos y la posibilidad de retención, entre otros (McCoy y Reynolds, 1999; Schuller, 1990).

La variable *reprobó* es un indicador dicotómico que toma el valor de ‘1’ si el alumno reprobó al menos una materia en cualquiera de los grados de secundaria, y ‘0’ si el estudiante aprobó todas sus materias hasta el tiempo actual. En secundaria, reprobó al menos una materia no es sinónimo de repetir el grado, dado que en este nivel los alumnos son evaluados en cada una de las materias estudiadas en cada uno, y por tanto pueden reprobó algunas y aprobar en otras. Cuando el estudiante reprobó alguna materia en las evaluaciones ordinarias del final del ciclo escolar, aún tiene la oportunidad de aprobarla en exámenes posteriores, logrando así regular su situación y pasar al grado siguiente en el ciclo inmediato.

⁶ Se debe notar que la muestra de PISA no es necesariamente equivalente a la muestra utilizada en este estudio. En el primero se evaluaron a estudiantes de 15 años al margen del nivel educativo en el que se encontraran. En el segundo estudio se evaluaron estudiantes del primer, segundo y tercer grados. En PISA 2000 se encontró que en todos los países las mujeres alcanzaban niveles de desempeño mayores al de los hombres en lectura.

⁷ La categorización de la variable edad fue determinada en el cuestionario de contexto para secundaria.



Por tanto, la variable permite distinguir entre dos grandes grupos de estudiantes: los que nunca reprobaron materias durante la secundaria, y quienes reprobaron al menos una materia en alguno de los tres grados. Sin embargo, en este último grupo la variable no permite diferenciar a los alumnos que reprobaron más que otros, lo cual sería importante pues aproximaría mejor la historia académica del estudiante o rendimiento pasado. Sin embargo, esta variable es usada como *proxy* de rendimiento previo del estudiante en los subsiguientes análisis, debido a que es la única disponible en la encuesta de estudiantes que captura esta clase de información.

Los siguientes indicadores: *ayuda académica de los padres*, *ambiente del aula*, *retroalimentación del maestro*, *indicador de motivación del alumno*, y *capital cultural en el hogar del estudiante*, condensan el contenido de los ítems correspondientes, seleccionados del cuestionario de secundaria (ver tabla 3) y corroborados empíricamente en la fase de análisis factoriales. Con base en los resultados del análisis factorial se creó una nueva variable para representar a cada factor. En el caso de las variables dicotómicas, la nueva variable se construyó como una suma de los ítems en el factor. Para el resto de los ítems, una nueva variable de escala también ordinal se computarizó como la media aritmética simple de los ítems.

La variable *ayuda académica de los padres*, indica cuán partícipes son los padres en las actividades académicas de sus hijos. Es decir, cuánto ayudan a su prole con las tareas escolares, a estudiar para un examen, o en la lectura y revisión de sus cuadernos o libros de texto. Dadas las características de los ítems que conforman este indicador y el hecho de que se refieren a estudiantes de secundaria, no está claro de antemano el signo de asociación que tendrá este indicador con el rendimiento del alumno. Por un lado se podría pensar que aquellos estudiantes con mayor puntaje en esta variable dedican más tiempo a actividades de aprendizaje y, por tanto, tienen mayores oportunidades para aprender en relación con los que tienen bajos puntajes en este indicador. En ese caso, se esperaría que la relación entre esta variable y el rendimiento académico, fuese positiva. Por otro lado, tomando en consideración que se trata de estudiantes adolescentes de secundaria, un mayor puntaje en esta variable podría estar asociado a un rendimiento bajo, u otros problemas en la escuela que motivan a los padres a tomar un rol más activo en los asuntos académicos de su hijo o hija con el afán de mejorar su rendimiento. En este caso la relación entre este indicador y el rendimiento podría ser negativa.

Las variables *ambiente en el aula* y *retroalimentación del maestro*, brindan, en cierto grado, información sobre las oportunidades de aprendizaje (OTL por sus siglas en inglés) que experimenta el alumno en el aula. En la literatura sobre eficacia escolar se ha discutido ampliamente el impacto de la *oportunidad de aprender*, en sus diversas operacionalizaciones, sobre el aprovechamiento de los alumnos (Floden, 2002; Cervini, 2001; Rosenshine & Stevens, 1984). Además de indicadores tradicionales de tiempo y énfasis curricular, operacionalizaciones más recientes extienden el concepto de oportunidad de aprender incorporando indicadores del contexto escolar y del aula, generalmente mediante el uso de técnicas de análisis multinivel (veáse, por ejemplo, Martínez-Fernández, 2005; Rowan, Correnti & Miller, 2002).

En este estudio, un valor alto del indicador de *ambiente* en el aula podría asociarse a maestros que generan un entorno favorable para el aprendizaje, como resultado del cual el estudiante se siente cómodo, escuchado y motivado. La relevancia de indicadores de esta naturaleza también se propuso en estudios internacionales como el PISA (OCDE, 2000). Aunque con unas técnicas simples, se mostró que el indicador *apoyo de los maestros*⁸ (similar al indicador *ambiente en el aula*) estaba correlacionado positiva y significativamente con el desempeño en lectura en la mayoría de los países cuyo valor en el índice fue superior a la media de la OCDE. Asimismo, autores como Rosenshine y Furst (1971, 1973), identificaron que una de las variables de comportamiento del maestro con efectos más consistentes en el aprendizaje de los alumnos es la capacidad de reconocer y estimular las ideas de los estudiantes durante la clase y, en especial, como parte de discusiones de temas académicos dentro del aula. En cuanto a la variable *retroalimentación*, entre los investigadores que respaldan las tareas escolares como una práctica pedagógica importante para mejorar el aprendizaje de los estudiantes, se encuentra Walberg (1994), quien sostiene que las tareas escolares son más efectivas cuando son corregidas, comentadas y discutidas por el profesor. Es decir, el impacto de las tareas escolares sobre el rendimiento es maximizado cuando el maestro retroalimenta el trabajo de sus estudiantes, o refuerza los ejercicios realizados correctamente y reinstruye los temas resueltos incorrectamente.

La variable *motivación* está relacionada con la aptitud del estudiante. La relación entre este tipo de variable y el rendimiento académico del alumno ha sido constantemente verificada en diversas investigaciones empíricas. Por ejemplo, Walberg (1994) desarrolló un *modelo de productividad de la escuela*⁹ en el que señala que las variables asociadas a las aptitudes y ambiente del estudiante explican más de la varianza de la dependiente rendimiento estudiantil, que aquellas relacionadas con la instrucción.

Las siguientes variables en este estudio, se conciben como *proxy* del estrato socioeconómico familiar, que como se ha discutido ampliamente en la literatura de *factores asociados*, impacta significativamente el rendimiento académico de los alumnos (Velez, Schiefelbein, & Valenzuela, 1993; Lareau, 1987). Los indicadores del estatus socioeconómico familiar suelen incluir variables como los activos del hogar, la ocupación de los padres, acceso a servicios básicos como electricidad, agua y desagüe, las condiciones de la vivienda, el tamaño de la familia, si el hogar tiene dos padres o sólo uno, y si es posible el ingreso familiar. Estas variables comúnmente se condensan para formar índices de nivel socioeconómico. Sin embargo, la información disponible en este estudio proveniente del cuestionario de contexto de los alumnos de secundaria es limitada y sólo incluye los *niveles educativos alcanzados por*

⁸ En este estudio se pidió a los alumnos que indicaran la frecuencia con la cual sus maestros muestran interés en el aprendizaje de cada uno, si dan oportunidades a los alumnos para expresar sus opiniones, los ayudan en su trabajo, y continúan enseñando hasta que los alumnos entienden el tema en cuestión.

⁹ Este modelo se basó en un meta-análisis de varios estudios empíricos.



el padre y la madre, así como el número de libros en el hogar. Aunque estos datos pueden ser componentes importantes del *nivel socioeconómico* de las familias, resultan insuficientes para formar un indicador que permita capturar con detalle las diferencias entre los estudiantes. Igualmente resultan defectuosos para despejar el efecto de las características económicas de las familias de variables de interés relacionadas con la escuela (tales como los insumos educativos).

No obstante las limitaciones de las variables disponibles en el contexto educativo, el nivel máximo de educación alcanzado por la madre del alumno suele también estar relacionado con el ambiente académico dentro del hogar. Las madres con mayor nivel educativo tienden a apoyar y guiar más y mejor a sus hijos en las tareas de la escuela. En cambio, las madres con menores niveles de escolaridad suelen contar con menos tiempo disponible para involucrarse en las actividades escolares de sus hijos (entre otras cosas, porque sus trabajos son menos flexibles; véase por ejemplo Lareau, 1987) y tienen menos recursos y materiales académicos disponibles. Igualmente, las madres con menor escolaridad tienden a suponer que la escuela tiene toda la responsabilidad educativa, o se sienten menos capaces de asumir responsabilidades en la educación de sus hijos. Estas características limitan su participación en las reuniones de la escuela o su injerencia en temas académicos, entre otros aspectos. Como resultado, el aprovechamiento de los hijos en estas familias tiende a depender de manera más importante —en ocasiones, exclusivamente— del docente.

Aunque en esta investigación los niveles educativos de los padres son empleados para aproximar el nivel socioeconómico de la familia del estudiante, algunos estudios consideran la educación de los padres como parte del *capital cultural* de la familia o el grado en que una familia tiene la posibilidad de vincularse a las expresiones de la *cultura dominante* (Katsillis y Robinson, 1990). Comúnmente, variables como el número de libros que hay en casa y los idiomas que los padres hablan con fluidez (de especial importancia en contextos bilingües) también forman parte de este indicador. Sin embargo, por las limitaciones en la disponibilidad de datos en el cuestionario de contexto de secundaria, en este estudio se creó un indicador de capital cultural más sucinto que sólo recoge información sobre la tenencia de libros de distintos tópicos en el hogar.

La variable *expectativas educativas de los padres* se obtiene de las respuestas de los alumnos al siguiente ítem: “He escuchado que mis papás quieren que siga estudiando hasta...”. Varios autores que han trabajado el tema de las expectativas han encontrado que, en general, los padres valoran la educación de sus hijos al margen de que posean escasos o abundantes recursos económicos. Esto se basa en la idea generalizada de que más educación, genera mejores oportunidades de encontrar un mejor trabajo y, por tanto, superiores oportunidades económicas en el futuro. Sin embargo, se han encontrado diferencias en los niveles educativos que los padres esperan que sus hijos alcancen y la calidad del apoyo. Por ejemplo, en un estudio descriptivo en Perú (Ministerio de Educación, 2000a), se observó que las expectativas educativas de los padres se redujeron cuando su progenie repitió varios cursos. Asimismo,

se infiere que en escuelas de bajo rendimiento y con un clima generalizado de poco interés y motivación, las expectativas tienden a ser menores.

Finalmente *lec*, es el *puntaje* del alumno en la prueba de *aprovechamiento en lectura* y constituye la variable dependiente o endógena en los modelos multinivel que se presentan más adelante. La escala de puntajes se obtuvo por medio de estimación de máxima verosimilitud en el marco del modelo TRI (Teoría de la Respuesta al Ítem) de un parámetro, también conocido como *modelo de Rasch*.

Variables de la escuela

La tabla 5 presenta las variables seleccionadas al nivel de la escuela a partir del *Cuestionario de Características Socioeducativas de Educación Secundaria* que respondió el director de cada plantel. Dentro del cuestionario se identificaron los factores que tradicionalmente se asocian al mejor rendimiento de los estudiantes. Las variables seleccionadas se asemejan a las que tradicionalmente se conocen como *insumos*, según la taxonomía del *modelo de insumos y productos*. Los *insumos* se refieren a los recursos disponibles en la escuela que afectan el rendimiento estudiantil, mientras que el *producto* es representado por el logro académico de los estudiantes en la prueba de aprovechamiento de lectura.

TABLA 5. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA

Variable	Descripción	Rango	Tipo
1. P27TOTAL	Matrícula total de la escuela	15-1970	Demográfica
2. MATDUM0	Dicotómica de matrícula: primer cuartil 1 Si matrícula es 199 o menos; 0 En otro caso	0 - 1	
3. MATDUM1	Dicotómica de matrícula: segundo cuartil 1 Si matrícula está entre 200 y 383; 0 En otro caso	0 - 1	
4. MATDUM2	Dicotómica de matrícula: tercer cuartil 1 Si matrícula está entre 384 y 612; 0 En otro caso.	0 - 1	
5. MATDUM3	Dicotómica de matrícula: cuarto cuartil 1 Si matrícula es 613 o más; 0 En otro caso.	0 - 1	
6.CCS7TOT	Cantidad de docentes en la escuela	0 - 115	Insumo
7. CCS10	Cantidad de aulas en la escuela	1 - 5	Insumo
8. I_INFRA2	Indicador de infraestructura de la escuela: Si en la escuela existe: biblioteca escolar, canchas deportivas, laboratorios, talleres, sala de cómputo, sanitarios, enfermería, áreas administrativas y salón de usos múltiples	0 - 1	Insumo
9. I_EQUIP2	Indicador de mobiliario y equipo: Salón de clases, talleres, laboratorios, biblioteca escolar, salón de usos múltiples, enfermería, sala de cómputo	0 - 1	Insumo
10. RATIO_AD	Índice alumnos por docente	0 - 174	Socio-Demo



TABLA 5 (CONTINUACIÓN)

11. P28TOTAL	Deserción total de la escuela	0 - 582	Socio-Demo
12. P29TOTAL	Total de reprobados en español de la escuela	0 - 577	Socio-Demo
13. R_DESE	Índice deserción	0 - 1	Socio-Demo
14. R_DESAT	Índice de reprobados en Español	0 - 1	Socio-Demo
15. SEGUR_1	Promedio del indicador seguridad	0.49-2.82	Contexto
16. SUPEDUCA	Existe servicio educativo superior en la zona 0 No existe bachillerato o capacitación técnica 1 Existe bachillerato o capacitación técnica en la comunidad	0 - 1	Contexto
17. IDESARR2	Indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela Incluye: agua entubada, electricidad, drenaje, transporte público, alumbrado público, pavimentación, líneas telefónicas, biblioteca pública, servicios de atención a la salud como médicos particulares e instituciones públicas de salud	0 - 1	Contexto
18. CAPICU_1	Promedio del indicador capital cultural	1.2 -3.36	Contexto
19. PEDU_1	Promedio nivel educativo de los padres	1.25-4.94	Contexto
20. MEDU_1	Promedio nivel educativo de las madres	1 -4.94	Contexto
21. MAFALTA	Promedio del indicador ausencia del maestro	1 - 3	Educativa escuela

La variable *p27total* recoge la *matrícula total de la escuela* a la que pertenece el estudiante evaluado. Las variables *matdum0*, *matdum1*, *matdum2* y *matdum3*, son indicadores dicotómicos elaborados a partir de la matrícula total y toman el valor de '1' cuando la matrícula de la escuela se encuentra en el cuartil especificado en la tabla, ó '0' en caso contrario. La variable *ccs7tot* corresponde a la cantidad total de docentes cuyo valor absoluto es comúnmente más relevante o informativo cuando se compara con la cantidad de alumnos que atiende la escuela secundaria. Este último indicador es denominado *ratio_ad* o índice de alumnos sobre docentes.

La variable *cantidad de aulas que existen en la escuela* (donde '1' representa sólo un aula, '2' de 2 a 6 aulas, '3' de 7 a 11, '4' de 12 a 16, y '5' más de 16 aulas), junto con el indicador de *infraestructura de la escuela*, así como el indicador de *mobiliario y equipo*, pretenden capturar de manera aproximada la existencia y el nivel de equipamiento de ciertos insumos educativos que habitualmente son instrumentos de política educativa. Los indicadores son aproximados dado que en la encuesta sólo se preguntó si la institución poseía, o no, ciertos recursos de infraestructura así como si se contaba con mobiliario y equipo. Asimismo, se preguntó si la infraestructura era *suficiente o adecuada*, alternativas de respuesta que fueron consideradas (y se corroboró empíricamente) se prestan a cierta subjetividad por parte del director, por lo que fueron excluidas de los análisis.

Así, el indicador de infraestructura incluye la existencia de una biblioteca escolar, laboratorios, talleres o salas de cómputo en el centro educativo. Sin embargo, la información sobre la presencia de estos recursos de infraestructura no es suficiente para caracterizar la escuela. Por ejemplo, la existencia de una sala de cómputo no provee información suficiente sobre las características de la sala (nivel de equipamiento o calidad del equipo), las condiciones como se encuentran tal recurso, o si es finalmente usada por los alumnos de la escuela.

Los *índices de deserción y reprobación*, o indicadores de aprovechamiento escolar proveen información de las características de los alumnos que atienden las escuelas. El primero representa el porcentaje de alumnos de los tres grados que abandonaron la escuela en el ciclo escolar 2000-2001 y no se inscribieron en el ciclo escolar siguiente (o deserción en el interciclo). El segundo representa el porcentaje de alumnos reprobados en el ciclo escolar 2000-2001 en la materia de español.

La relación de cada uno de estos indicadores de aprovechamiento con las otras características de la escuela es analizada sólo de manera descriptiva en este estudio. No todas estas variables serán incluidas como predictores en los modelos multinivel que investigan factores asociados al puntaje de lectura, debido a que no son variables exógenas en el modelo. Por ejemplo, las tasas de deserción y reprobación claramente son afectadas (o incluso determinadas) por el rendimiento de los estudiantes así como por los predictores relacionados con el rendimiento. El bajo rendimiento en una escuela podría causar que las tasas de reprobación sean altas y éstas, a su vez, incrementen la tasa de deserción de la escuela. Por otro lado, una tasa alta de deserción en la escuela podría afectar positivamente los puntajes promedio en rendimiento de la escuela, dado que generalmente son los estudiantes con más bajo rendimiento quienes desertan.

Las siguientes variables corresponden a indicadores contextuales que brindan información sobre las características de la comunidad en donde se encuentra ubicada la escuela. En primer lugar, el *promedio del indicador de seguridad* fue recogido al nivel del estudiante y promediado al nivel de la escuela dado que captura información sobre las características de seguridad de la zona donde se ubica la escuela. En segundo lugar, *existencia de servicio educativo superior* es un indicador dicotómico que toma valor de '1' si existe bachillerato o escuela de capacitación técnica en la comunidad, ó '0' en caso contrario. La inclusión de este indicador responde al interés en investigar si la existencia de servicios educativos donde el estudiante de secundaria pueda continuar sus estudios representa, o no, un incentivo que incremente el aprovechamiento; es decir, si el puntaje promedio de los estudiantes en zonas en donde existen servicios educativos superiores es mayor que en donde estos servicios no existen. En tercer lugar, el *índice de desarrollo de la zona* combina información sobre el nivel de urbanidad de la zona, la existencia de servicios básicos de salud, y servicios educativos como una biblioteca escolar.

Por su parte, los promedios del *indicador de capital cultural*, *nivel educativo del padre* y *nivel educativo de la madre* proveen información sobre el nivel socioeconómico de los estudiantes de la escuela. Estos indicadores son especialmente interesantes



porque permiten investigar *efectos contextuales* en los modelos. Estos efectos ocurren cuando las características agregadas de la población de estudiantes en una escuela impactan el aprovechamiento de los alumnos, más allá de los efectos de las características personales de cada estudiante. Por ejemplo, el efecto del nivel socioeconómico de los alumnos es muy conocido y se mencionó anteriormente aquí —los alumnos más desfavorecidos tienden a alcanzar niveles menores de rendimiento académico. Sin embargo, es posible imaginar una situación en la cual el rendimiento de los alumnos de estrato socioeconómico menos favorecido es también influenciado por las características globales de la población de estudiantes en la escuela —en escuelas donde los estudiantes en su mayoría provienen de familias pobres se podría observar un efecto negativo adicional al de la familia de cada alumno.

Lamentablemente en las encuestas no se recoge información sobre las características de la instrucción o las estrategias de enseñanza de los maestros dentro del aula. Por ello los modelos que se presentan más adelante incluyen al nivel de la escuela sólo las variables tradicionalmente clasificadas como de *insumos* escolares. Si bien los modelos más recientes de factores asociados al rendimiento estudian no sólo el efecto de este tipo de variables sobre el rendimiento —sino también variables de *proceso* que tratan de capturar lo que ocurre dentro del aula— para este estudio no se cuenta con variables de ese tipo.

Además, aunque estudios recientes han mostrado que el aula puede ejercer una influencia comparable o superior a la de la escuela en el rendimiento de los alumnos (Martínez-Fernández, 2005; Rowan, Correnti y Miller, 2002; Opdenakker y Van Damme, 2000), el diseño de la muestra no permite usar al aula como unidad de análisis. Estas consideraciones metodológicas se discuten con mayor detalle en el capítulo dos.

Finalmente, el indicador *ausencia del maestro* permite aproximar el tiempo que el profesor de español pierde durante el horario de clase (por faltar a clases, llegar tarde, o salir del salón de clases) y que, por tanto, reduce al tiempo efectivo que pasa con los alumnos dentro del aula. En la literatura se señala, reiteradamente, que el aprendizaje de los estudiantes está positivamente asociado al tiempo invertido en actividades educativas en el aula (véase, por ejemplo, Hoffman, 1996; Lundberg, 1994; Borg, 1980; Carroll, 1963). Si bien con la información que brinda este indicador no se puede inferir la cantidad de tiempo que el docente dedica a actividades de aprendizaje, si es posible conjeturar que aquéllos con un alto puntaje en esta variable pasan menos tiempo dentro del aula con sus alumnos.

RESULTADOS

RESULTADOS DESCRIPTIVOS

En esta sección se presentan estadísticas descriptivas para las variables del alumno y la escuela, para las muestras de escuelas generales, técnicas, privadas, y telesecundarias. En cada caso las estadísticas presentadas incorporan los pesos muestrales correspondientes para asegurar la representatividad de los resultados de acuerdo al diseño de la muestra del INEE, como se describe en el capítulo dos.

Escuelas secundarias generales

Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos

La tabla 6 presenta estadísticas descriptivas para los estudiantes de cada grado y para la muestra de escuelas secundarias generales en su totalidad. Se puede observar que el puntaje medio en la prueba de lectura de los estudiantes de escuelas generales es 519.42, y que este puntaje se incrementa, como es de esperarse, cuando se pasa de primer grado (491.17) a segundo (518.09) y tercero (548.73). Asimismo, se observa que la distribución de los estudiantes en cuanto a género es generalmente equitativa en los tres grados, con 49 por ciento de los alumnos del sexo masculino y 51 por ciento del femenino en primer y segundo grados, así como 48 y 52 por ciento en tercer grados. La edad promedio de los estudiantes en la muestra es de 13.8 y, como es natural suponer, ésta se incrementa en segundo y tercer grados, comparado con la edad promedio en primer grado (12.8 años).

Es interesante notar que el porcentaje de alumnos que le reportan haber cambiado de escuela durante el año escolar disminuye a medida que se pasa a grados mayores. Mientras que 16 por ciento de los alumnos de primer grado reportan haber cambiado de escuela, únicamente 11 y diez por ciento reportan cambiar de plantel en segundo y tercer grados, respectivamente. Este patrón es difícil de explicar directamente, pero podría reflejar una mayor estabilidad o tendencia a permanecer en el mismo plantel una vez que el estudiante avanza a segundo y tercer grados.

El porcentaje de alumnos que reportan haber reprobado al menos una materia es bastante alto en la muestra (44 por ciento) y disminuye ligeramente en tercer año (41 por ciento).



TABLA 6. ESCUELAS GENERALES: DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE POR GRADO

Generales	Todos (N=47924)		Grado 1 (n=16076)		Grado 2 (n=15909)		Grado 3 (n=15939)	
	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e
Puntaje Rasch Lectura	519.42	84.23	491.17	76.96	518.09	81.90	548.73	83.81
Porcentaje de estudiantes hombres	0.49	0.50	0.49	0.50	0.49	0.50	0.48	0.50
Edad del alumno	13.79	1.13	12.82	0.80	13.79	0.79	14.76	0.84
Porcentaje que cambió de escuela	0.12	0.33	0.16	0.37	0.11	0.32	0.10	0.30
Porcentaje que reprobó al menos una materia	0.44	0.50	0.45	0.50	0.45	0.50	0.41	0.49
Indicador ayuda académica de los padres	2.09	0.42	2.20	0.40	2.09	0.41	1.98	0.42
Indicador capital cultural en el hogar	2.44	0.65	2.42	0.65	2.44	0.66	2.45	0.65
Indicador ambiente en el aula	2.49	0.45	2.50	0.44	2.47	0.46	2.50	0.44
Indicador retroalimentación del maestro	2.41	0.48	2.43	0.48	2.40	0.49	2.41	0.48
Indicador motivación alumno	3.12	0.78	3.13	0.80	3.13	0.77	3.11	0.78
Nivel educativo del padre	3.04	1.60	3.09	1.62	3.05	1.59	2.99	1.60
Nivel educativo de la madre	2.88	1.60	2.96	1.62	2.85	1.60	2.82	1.59
Expectativas de los padres	3.77	1.47	3.63	1.52	3.78	1.48	3.89	1.41

En lo referente a los indicadores restantes en la tabla, se observan sólo diferencias ligeras entre los tres grados. Es importante analizar, en particular, los indicadores relacionados con el perfil socioeconómico de los alumnos en los distintos grados porque podrían tener injerencia directa en las interpretaciones que se dan al efecto de escolaridad en etapas posteriores de los análisis. Si se observasen tasas de deserción importantes, por ejemplo, éstas podrían traducirse en diferencias entre las muestras de estudiantes cuando se pasa de un grado a otro. En particular, se podría esperar observar diferencias sistemáticas entre estas tres poblaciones en torno a ciertas características de los alumnos asociadas a la probabilidad de que el alumno deserte de la escuela. Estas características tradicionalmente incluyen: el ingreso familiar, el capital cultural de la familia, así como la educación y ocupación de los padres.

No obstante, en la tabla 6 no se perciben diferencias importantes entre los tres grados en cuanto a los promedios de los indicadores construidos a partir del cuestionario de contexto de los alumnos. En lo que se refiere al indicador del capital cultural, se observan sólo diferencias mínimas que no es posible interpretar estadísticamente (la diferencia de 0.03 entre primero y tercer grados representa en realidad un 0.05 de una desviación estándar [0.65] en esta escala). Por lo que respecta al nivel educativo del padre y la madre, las diferencias son también mínimas (0.06 y 0.08, de una desviación estándar, respectivamente) y en todo caso en el sentido con-

trario al que se esperaría con niveles importantes de deserción de estudiantes menos favorecidos; es decir, se observa un menor nivel de capital cultural en segundo y tercer grados, no lo contrario. Sólo en el caso de las expectativas educativas de los padres parece observarse una tendencia relativamente creciente cuando se pasa del primero al tercer grado; sin embargo, esta variable no se puede considerar como un indicador directo de estatus socioeconómico, puesto que implícitamente contiene la valoración de los padres del potencial académico de sus hijos, según acceden a grados más avanzados de educación secundaria (en condiciones similares es natural suponer que las expectativas de los padres de alumnos que llegaron hasta el tercer grado serán relativamente mayores).

En cuanto a las variables que describen el contexto escolar y del aula —variables como ambiente, retroalimentación, o motivación, que de manera indirecta reflejan el grado de *oportunidades de aprender* a que son expuestos los alumnos— tampoco se observan diferencias sustanciales entre grados.

A partir de los resultados presentados en la tabla 6 para escuelas generales se podría concluir que las muestras de los tres grados son esencialmente equivalentes en cuanto a características socioeconómicas clave de los estudiantes. De ser cierta, esta característica de la muestra legitimaría, en cierta medida, la interpretación del efecto de la variable *grado* como efecto de escolaridad. Sin embargo, es importante mencionar por lo menos dos matices que pueden afectar el grado en el cual se podría legitimar esta interpretación: primero, los resultados pueden reflejar simplemente limitaciones en los indicadores disponibles en el cuestionario de contexto. Si bien se cuenta con indicadores de educación de los padres y número de libros en el hogar, es innegable que sería preferible contar con indicadores más precisos del perfil socioeconómico de las familias, como el ingreso familiar, servicios y activos en el hogar, y ocupación de los padres. Segundo, si bien no se manifiestan diferencias notables entre los tres grados en las variables observadas en este estudio, podrían existir diferencias significativas entre los grados en torno a *variables no observadas* que estén asociadas al rendimiento de los estudiantes. El resultado en cualquiera de estos dos casos sería, evidentemente, que el coeficiente del *efecto grado* estaría sesgado como indicador del efecto *años adicionales de escolaridad*.

Correlaciones entre variables de los alumnos

Es interesante analizar la matriz de correlaciones entre las variables a nivel del estudiante, ésta permite confirmar el signo y el nivel de asociación entre los predictores de manera univariada (es decir, entre dos predictores sin ajustar o controlar por el efecto de otros predictores). Analizando la matriz de correlaciones es posible detectar problemas de linealidad (por ejemplo cuando existe una relación de tipo cuadrático entre dos variables) o multicolinealidad (esta ocurre cuando el coeficiente de correlación entre dos predictores es muy alto, lo que resulta comúnmente en problemas de estimación puesto que las dos variables proporcionan información redundante). No obstante, es importante subrayar que con base



en estos análisis no es posible hacer inferencias de causalidad entre las variables, ya que por definición se omiten variables relevantes cuyo efecto interesa controlar en análisis posteriores.

Antes de analizar los patrones en la matriz de correlaciones se debe notar que la mayoría de las correlaciones entre pares de variables son significativas, aun cuando la mayoría presenta coeficientes muy bajos, debido al gran tamaño de la muestra de estudiantes. Por lo tanto, las correlaciones se interpretan según su importancia práctica y no por su grado estadístico de significación.

TABLA 7. ESCUELAS GENERALES: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE

Generales	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Prueba de lectura	1.00													
2. Sexo	-.084**	1.00												
3. Edad	.093**	.031**	1											
4. Grado escolar	.279**	-.014**	.715**	1										
5. Reprobó materias	-.232**	.153**	.038**	-.033**	1									
6. Capital cultural	.220**	-.025**	-.064**	.022**	-.055**	1								
7. Nivel educativo padre	.197**	.023**	-.125**	-.025**	-.048**	.329**	1							
8. Nivel educativo madre	.196**	.036**	-.136**	-.028**	-.042**	.332**	.612**	1						
9. Expectativas padres	.341**	-.061**	-.048**	.072**	-.159**	.275**	.289**	.284**	1					
10. Cambió de escuela	-.159**	.062**	-.024**	-.080**	.051**	-0.009	-.016**	-.014**	-.065**	1				
11. Indicador ayuda académica	-.110**	.060**	-.192**	-.209**	-.015**	.247**	.136**	.142**	.088**	.026**	1			
12. Indicador ambiente aula	.161**	-.074**	-.024**	0.009	-.103**	.081**	.031**	.022**	.105**	-.076**	.172**	1		
13. Retroalimentación	.096**	-.073**	-.020**	-.012**	-.061**	.058**	0.007	-0.004	.052**	-.064**	.164**	.500**	1	
14. Indicador motivación alumno	.177**	-0.01	-.041**	-0.003	-.171**	.086**	.071**	.071**	.125**	-.086**	.110**	.154**	.105**	1

** $p < 0.00$

Si se observa la primera columna de correlaciones en la tabla 7 se puede verificar que la mayoría de los predictores se asocian a la prueba de lectura en la dirección esperada. En promedio, los hombres tienen a rendir menos que las mujeres en la prueba de lectura ($\rho = -0.08$); el grado del alumno está positivamente correlacionado con el rendimiento ($\rho = 0.28$); tener mayor capital cultural en el hogar ($\rho = 0.22$), o padres con un mayor nivel educativo ($\rho = 0.19$), o mayores expectativas ($\rho = 0.34$), está positivamente asociado con el rendimiento. Por otro lado, cambiar de escuela ($\rho = -0.16$) o reprobó al menos una materia ($\rho = -0.23$), está negativamente relacionada con el rendimiento. Resulta interesante observar que la correlación entre el indicador ayuda académica y el puntaje en lectura es negativa ($\rho = -0.11$). Este resultado empírico podría apoyar la segunda hipótesis planteada anteriormente en el sentido de que son los padres de hijos con rendimiento relativamente bajo quienes intervienen y ayudan más en sus actividades académicas. La correlación entre el puntaje de los alumnos y los indicadores de ambiente en el aula ($\rho = 0.16$), retroalimentación ($\rho = 0.09$) y motivación ($\rho = 0.17$), es positiva en todos los casos.

Se pueden resaltar algunas correlaciones entre los predictores: las correlaciones entre la educación del padre y/o la madre con el capital cultural del hogar, son positivas y significativas ($p=0.32$ aproximadamente), mientras que la correlación entre el nivel educativo del padre y la madre es positiva e igual a ($p=0.61$). Asimismo, las expectativas de los padres, como sugieren los estudios internacionales, están positivamente asociadas al capital cultural del hogar, así como la educación del padre y la madre (los coeficientes de correlación son 0.28, 0.29 y 0.28, respectivamente). Se encontraron resultados similares en la evaluación nacional del Perú de 1998 (Ministerio de Educación, 2000b). En cuanto a la correlación entre las expectativas de los padres y reprobación, el coeficiente se presenta también en el sentido esperado ($p=-0.16$). En el mismo estudio realizado en Perú se observaron menores expectativas de los padres de alumnos que reprobaban, en cuanto a las posibilidades de que su hijo o hija completase la educación superior. Esto indica que las expectativas de los padres están influenciadas por componentes reales, como la trayectoria escolar de cada estudiante. Finalmente, la correlación entre el indicador de ambiente en el aula y retroalimentación es positiva ($p=0.50$).

Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela

La tabla 8 presenta estadísticas descriptivas de las variables de la escuela en la muestra de escuelas generales. En la tabla se puede observar que la matrícula promedio en estas escuelas es de 409 alumnos, aunque el rango varía entre 38 y 1683 estudiantes matriculados. El promedio de docentes en escuelas generales es de 27, con un rango que va de cuatro a 115 docentes. Finalmente, el promedio de aulas por escuela es 3.4 (correspondiente a 7-11 aulas en la escala ordinal empleada en el ítem). El índice de alumnos por docente es 14.

En promedio, las escuelas de la muestra cuentan con un ochenta por ciento de los servicios públicos básicos y 61 por ciento de recursos de infraestructura, como talleres y laboratorios. Un cincuenta por ciento de los talleres, laboratorios y bibliotecas cuentan con mobiliario y equipo. Asimismo, sesenta por ciento de las escuelas generales en la muestra están situadas en zonas o comunidades donde existe algún servicio educativo superior.

Con respecto a las variables que capturan el nivel socioeconómico de los alumnos que atienden estas escuelas, los promedios de los indicadores de capital cultural, y nivel educativo del padre y la madre, son respectivamente 2.4, 3.0 y 2.8. El índice de reprobación en la materia de español es de 11 por ciento, y el de deserción del diez por ciento, muy similar al último reportado por el INEE (INEE, 2004).



**TABLA 8. ESCUELAS GENERALES: DESCRIPTIVAS
DE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA**

Secundarias generales (N=470)	Media	d.e	Mín.	Máx.
Matrícula total de la escuela	409.92	315.49	38	1683
Dicotómica matrícula 0	0.33	0.49	0	1
Dicotómica matrícula 1	0.20	0.42	0	1
Dicotómica matrícula 2	0.23	0.44	0	1
Dicotómica matrícula 3	0.24	0.45	0	1
Total de docentes en la escuela	27.86	19.45	4	115
Cantidad de aulas que existen en la escuela	3.37	1.14	1	5
Existe servicio educativo superior en la zona	0.63	0.50	0	1
Indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela	0.80	0.25	0	1
Indicador de infraestructura de la escuela	0.61	0.27	0	1
Indicador de mobiliario y equipo	0.52	0.29	0	1
Índice de alumnos por docente	14.37	6.81	2.6	54.8
Tasa de deserción	0.10	0.15	0	0.9
Tasa de reprobados en español	0.11	0.13	0	0.8
Promedio del indicador seguridad	1.58	0.38	0.5	2.6
Promedio del indicador capital cultural	2.42	0.27	1.8	3.1
Promedio nivel educativo de los padres	3.01	0.70	1.6	4.6
Promedio nivel educativo de las madres	2.84	0.74	1.0	4.7
Promedio faltas del maestro	1.63	0.14	1.27	2.05

Correlaciones entre variables de la escuela

La tabla 9 presenta la matriz de correlaciones entre variables de la escuela. Como es de esperarse las correlaciones entre el tamaño de la matrícula y la cantidad de docentes —y entre la primera y la cantidad de aulas— son positivas, significativas y de considerable magnitud ($\rho=0.74$ y $\rho=0.72$, respectivamente). Asimismo, el tamaño de

la matrícula está asociado positiva y significativamente con el promedio de capital cultural, educación del padre y la madre ($\rho=0.62$, $\rho=0.55$ y $\rho=0.51$, respectivamente). Es decir, a mayor tamaño de la escuela mayor es el promedio socioeconómico de los estudiantes. Este resultado empírico sugiere que las escuelas grandes tienden a ubicarse en zonas en donde las condiciones socioeconómicas de los estudiantes son, en promedio, más altas comparativamente que las de estudiantes de escuelas más pequeñas (tradicionalmente de zonas rurales).

TABLA 9. ESCUELAS GENERALES: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA

Generales	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1 p27total	1																			
2 matdum0	-.605**	1																		
3 matdum1	-.305**	-.300**	1																	
4 matdum2	0.079	-.326**	-.318**	1																
5 matdum3	.778**	-.347**	-.338**	-.368**	1															
6 p28total	.120**	-0.095	-0.055	0.088	0.053	1														
7 p29total	.140**	-.147**	-.120**	.129**	.116**	.153**	1													
8 ccs7tot	.742**	-.483**	-.242**	.096**	.607**	.133**	0.099	1												
9 ccs10	.719**	-.647**	-.228**	.236**	.592**	.135**	.143**	.705**	1											
10 supeduca	.267**	-.311**	0.003	.148**	.147**	.122**	0.076	.241**	.286**	1										
11 idesarr2	.338**	-.440**	0.014	.171**	.236**	.116**	.132**	.359**	.483**	.413**	1									
12 i_infra2	.299**	-.330**	-0.048	.101**	.256**	0.049	0.054	.326**	.408**	.210**	.341**	1								
13 i_equip2	.301**	-.278**	-.117**	.135**	.242**	0.084	0.068	.329**	.393**	.126**	.312**	.707**	1							
14 ratio_AD	.467**	-.372**	-0.058	.115**	.304**	0.021	0.09	-.149**	.198**	.191**	.129**	0.059	0.072	1						
15 r_desc	-.281**	.310**	-0.023	-0.075	-.198**	.600**	0.075	-.179**	-.197**	-0.031	-.102**	-0.077	-0.041	-.212**	1					
16 r_desat	-.294**	.307**	-0.014	-0.068	-.194**	0.069	.635**	-.224**	-.229**	-0.048	-0.062	-0.097	-0.089	-.176**	.288**	1				
17 segur_1	0.031	-0.038	0.002	0.018	0.016	-.098**	-.191**	-0.025	-0.016	.104**	0.074	.159**	.132**	.133**	-.133**	-.230**	1			
18 capicu_1	.618**	-.501**	-.210**	.157**	.516**	0.051	.149**	.568**	.594**	.255**	.404**	.369**	.333**	.142**	-.214**	-.137**	.186**	1		
19 pedu_1	.546**	-.428**	-.187**	.123**	.458**	0.049	0.062	.513**	.545**	.240**	.376**	.386**	.310**	0.085	-.162**	-.154**	.195**	.856**	1	
20 medu_1	.509**	-.404**	-.147**	0.083	.437**	0.05	0.034	.474**	.505**	.209**	.352**	.364**	.301**	0.07	-.135**	-.164**	.222**	.828**	.948**	1

Por otro lado, las escuelas que atienden a los alumnos de nivel socioeconómico más alto también tienden a contar con mayores recursos de infraestructura y equipo. La correlación positiva entre los indicadores de estatus socioeconómico (capital cultural familiar y educación de los padres) y los de recursos de la escuela es discutida en la literatura y es parte del ciclo de privilegio en que los alumnos de estratos menos favorecidos asisten a escuelas con menos recursos, y tradicionalmente también con menos materiales educativos, maestros menos preparados, etcétera, aunque en este estudio no se contó con información que permitiese investigar esta cuestión empíricamente.

Además, vale la pena mencionar que los coeficientes de correlación entre los indicadores socioeconómicos (capital cultural y educación de los padres) agregados al nivel de la escuela son bastantes altos (por encima de 0.8 en los tres casos). Si bien



al nivel del estudiante estos predictores parecen medir aspectos conceptualmente distintos del perfil socioeconómico de los alumnos, al nivel de la escuela las altas correlaciones sugieren que estos predictores reflejan de manera análoga el contexto socioeconómico general de la escuela. Estadísticamente estas altas correlaciones sugieren que la inclusión simultánea de las tres variables en el modelo multinivel podría generar problemas de multicolinealidad y, por ende, estimadores inestables. Por eso, sólo uno de estos predictores es incluido en los modelos presentados en la siguiente sección.

Escuelas secundarias técnicas

Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos

La tabla 10 presenta estadísticas descriptivas para los estudiantes de escuelas secundarias técnicas por grado. Las estadísticas para las escuelas técnicas son similares a las de las escuelas generales presentadas anteriormente en la tabla 6. El puntaje medio de los estudiantes de secundarias técnicas en la prueba de lectura es prácticamente idéntico al de las escuelas generales (520 y 519, respectivamente). Como en el caso de las escuelas generales, el puntaje de los alumnos se incrementa aproximadamente treinta puntos en segundo grado, y sesenta en tercero. De forma similar, no se observan diferencias importantes entre escuelas generales y técnicas en la mayoría de las variables de perfil sociodemográfico de los alumnos —edad, capital cultural, cambio de escuela, y ayuda de los padres. Lo mismo ocurre con las variables que reflejan el contexto escolar y del aula —ambiente, retroalimentación, motivación.

Los resultados en cuanto a la educación de los padres también reproducen el patrón observado en las escuelas generales indicando un ligero decremento en la educación media de los padres de los alumnos de segundo y tercer grados. Como se mencionó, este resultado parece contrario al que se esperaría en presencia de grados importantes de deserción de estudiantes de estratos socioeconómicos menos favorecidos. Por otro lado, las expectativas de los padres también aumentan aquí ligeramente de primero a tercer grado.

Sólo en el caso de los índices de reprobación se observan diferencias apreciables entre los dos tipos de escuelas. En promedio, los estudiantes de escuelas secundarias técnicas reportan una incidencia reprobatoria cinco por ciento menor que la de los estudiantes de escuelas generales. Este resultado es interesante y amerita un análisis más detallado que el presentado en esta muestra. Aunque representativo —en principio— de la situación a nivel nacional, la diferencia no se puede interpretar directamente, pues no es posible determinar hasta qué grado es reflejo de mayores niveles de aprovechamiento en secundarias técnicas, o de severidad y exigencia en secundarias generales. Sin embargo, los análisis que se presentarán en la sección *Modelos multinivel* permiten explorar parcialmente el problema al comparar el efecto de reprobación sobre los puntajes de los alumnos en la prueba de aprovechamiento en lectura.

**TABLA 10. ESCUELAS TÉCNICAS: DESCRIPTIVAS
DE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE POR GRADO**

Técnicas	Todos (N=41184)		Grado 1 (n=13899)		Grado 2 (n=13699)		Grado 3 (n=13586)	
	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e
Puntaje Rasch Lectura	519.80	86.86	490.73	78.10	520.11	85.42	549.15	87.20
Porcentaje de estudiantes hombres	0.50	0.50	0.50	0.50	0.51	0.50	0.48	0.50
Edad del alumno	13.79	1.14	12.83	0.82	13.78	0.81	14.77	0.84
Porcentaje que cambió de escuela	0.11	0.32	0.15	0.36	0.09	0.29	0.09	0.29
Porcentaje que reprobó al menos una materia	0.39	0.49	0.41	0.49	0.40	0.49	0.36	0.48
Indicador ayuda académica de los padres	2.08	0.42	2.19	0.40	2.08	0.41	1.97	0.42
Indicador capital cultural en el hogar	2.38	0.67	2.36	0.66	2.39	0.67	2.40	0.68
Indicador ambiente en el aula	2.50	0.44	2.49	0.44	2.50	0.44	2.51	0.44
Indicador retroalimentación del maestro	2.42	0.47	2.43	0.47	2.42	0.48	2.42	0.47
Indicador motivación alumno	3.11	0.78	3.12	0.80	3.12	0.77	3.09	0.79
Nivel educativo del padre	2.94	1.64	2.97	1.66	2.96	1.64	2.89	1.64
Nivel educativo de la madre	2.77	1.61	2.81	1.64	2.80	1.60	2.71	1.60
Expectativas de los padres	3.75	1.48	3.58	1.56	3.77	1.48	3.89	1.40



TABLA 11. ESCUELAS TÉCNICAS: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE

Técnicas	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Prueba de lectura	1,00													
2. Sexo	-.100**	1,00												
3. Edad	.064**	.037**	1											
4. Grado escolar	.281**	-.023**	.694**	1										
5. Reprobó materias	-.200**	.145**	.031**	-.046**	1									
6. Capital cultural	.227**	-.035**	-.091**	.023**	-.030**	1								
7. Nivel educativo padre	.195**	.014**	-.149**	-.028**	-.023**	.337**	1							
8. Nivel educativo madre	.204**	.022**	-.163**	-.029**	-.025**	.335**	.607**	1						
9. Expectativas padres	.332**	-.068**	-.065**	.086**	-.140**	.278**	.298**	.283**	1					
10. Cambió de escuela	-.156**	.064**	-.021**	-.083**	.045**	-0.008	-.016**	-.016**	-.072**	1				
11. Indicador ayuda académica	-.131**	.060**	-.198**	-.218**	0.002	.247**	.138**	.141**	.077**	.044**	1			
12. Indicador ambiente aula	.166**	-.070**	-.013**	.022**	-.115**	.078**	.013**	.019**	.112**	-.077**	.162**	1		
13. Retroalimentación	.087**	-.075**	-0.005	-0.005	-.072**	.048**	-0.009	-.021**	.055**	-.053**	.164**	.492**	1	
14. Indicador motivación alumno	.159**	-.021**	-.046**	-0.009	-.164**	.065**	.064**	.062**	.113**	-.082**	.094**	.160**	.109**	1

Correlaciones entre variables de los alumnos

Los resultados de la matriz de correlaciones entre las variables del estudiante sólo se mencionan brevemente, debido a que los resultados son muy similares a los de las escuelas generales.

Como en el caso de secundarias generales, los predictores del alumno muestran una correlación con el puntaje en la prueba de lectura en la dirección esperada. Los hombres tienen a obtener puntajes más bajos que las mujeres ($\rho=-0.10$); los alumnos de grados avanzados tienen mejor rendimiento como es natural ($\rho=0.28$); y lo mismo es cierto del capital cultural en el hogar ($\rho=0.22$), o padres con un mayor nivel educativo ($\rho=0.19$), o mayores expectativas ($\rho=0.33$). Cambiar de escuela ($\rho=-0.15$) o reprobación al menos una materia ($\rho=-0.20$) están también negativamente relacionados con el nivel de aprovechamiento. La correlación entre el puntaje de los alumnos y los indicadores de ambiente en el aula ($\rho=0.16$), retroalimentación ($\rho=0.08$) y motivación ($\rho=0.15$) es siempre positiva.

En cuanto a la correlación entre predictores: las correlaciones entre la educación del padre y la madre con el capital cultural del hogar, son positivas y significativas ($\rho=0.34$ aproximadamente), mientras que la correlación entre el nivel educativo del padre y la madre es de alrededor de ($\rho=0.61$). Las expectativas de los padres están positivamente asociadas al capital cultural del hogar ($\rho=0.278$), la educación del padre ($\rho=0.298$) y la madre ($\rho=0.28$). La correlación entre las expectativas de los padres y reprobación también se da en el sentido esperado ($\rho=-0.14$).

**TABLA 12. ESCUELAS TÉCNICAS: DESCRIPTIVAS
DE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA**

Secundarias Técnicas (N=402)	Media	d.e	Mín.	Máx.
Matrícula total de la escuela	435.48	331.09	47	1587
Dicotómica matrícula 0	0.26	0.47	0	1
Dicotómica matrícula 1	0.25	0.47	0	1
Dicotómica matrícula 2	0.24	0.46	0	1
Dicotómica matrícula 3	0.26	0.47	0	1
Total de docentes en la escuela	26.19	20.07	5	115
Cantidad de aulas que existen en la escuela	3.25	1.12	1	5
Existe servicio educativo superior en la zona	0.68	0.51	0	1
Indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela	0.79	0.22	0.2	1
Indicador de infraestructura de la escuela	0.66	0.26	0	1
Indicador de mobiliario y equipo	0.60	0.28	0	1
Índice de alumnos por docente	17.20	7.47	4.10	41.86
Tasa de deserción	0.10	0.14	0	0.81
Tasa de reprobación en español	0.10	0.16	0	0.88
Promedio del indicador seguridad	1.67	0.34	0.85	2.54
Promedio del indicador capital cultural	2.38	0.31	1.76	3.01
Promedio nivel educativo de los padres	2.93	0.74	1.53	4.91
Promedio nivel educativo de las madres	2.76	0.77	1.13	4.74
Promedio del indicador ausencia del maestro	1.61	0.13	1.26	2.10

Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela

La tabla 12 presenta estadísticas descriptivas de las variables para las escuelas secundarias técnicas de la muestra. El promedio de matrícula en estas escuelas es 435 (mayor al de 409 en secundarias generales), y el rango en la muestra varía de 47 a 1587. El promedio de docentes por escuela es 26, y el de aulas es de 3.3 en la escala ordinal (entre siete y 11 aulas). Las escuelas, en promedio, cuentan con un 66 por ciento de los insumos de infraestructura escolar (esto es, biblioteca, laboratorios, talleres). De estos insumos, un sesenta por ciento en promedio cuenta, a su vez, con mobiliario y equipo. La tasa de alumnos por docente es 17, más alto que en las escuelas generales, mientras que las tasas de deserción y reprobación en la materia de español son similares en ambos tipos de escuelas.

Las características del contexto de las secundarias técnicas son semejantes a las de las escuelas generales: 68 por ciento se ubica en comunidades donde existen servicios de educación superior; las comunidades cuentan en promedio con 79 por ciento de los servicios públicos básicos incluidos en el cuestionario (es decir, agua,



electricidad, teléfono, entre otros). El promedio del indicador de seguridad es 1.67. Finalmente, las variables contextuales que reflejan el nivel socioeconómico promedio de los estudiantes son ligeramente más bajos que los indicadores respectivos en escuelas generales (2.38, 2.93 y 2.76, respectivamente para el capital cultural familiar, y la educación de los padres) pero la diferencia no parece importante en la práctica.

Correlaciones entre variables de la escuela

La tabla 13 presenta la matriz de correlaciones entre variables de la escuela para la muestra de secundarias técnicas. Como en el caso de las escuelas generales, el tamaño de la matrícula está asociado positiva y significativamente con el promedio de capital cultural, educación del padre y la madre ($\rho=0.61$, $\rho=0.56$ y $\rho=0.47$, respectivamente). Por tanto, las escuelas técnicas más grandes también parecen ubicarse en zonas de nivel socioeconómico más elevado. Similarmente, la matrícula está relacionada también con el nivel de infraestructura y equipamiento con que cuentan las escuelas ($\rho=0.23$ y $\rho=0.26$). Por otro lado, las escuelas de mayor tamaño tienden a reportar índices menores de reprobación y deserción ($\rho=-0.19$ y $\rho=-0.22$, respectivamente).

A su vez, la correlación entre indicadores socioeconómicos agregados de los estudiantes son también altos (por encima de 0.8), lo cual reafirma la noción de que estos indicadores proporcionan información redundante sobre el contexto socioeconómico de la escuela. Finalmente, la correlación positiva entre estos indicadores y los de infraestructura y equipo, reflejan una vez más la relación entre el nivel socioeconómico de las familias y los recursos con que cuentan, las escuelas.

TABLA 13. ESCUELAS TÉCNICAS: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA

	Técnicas	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	p27total	1																			
2	matdum0	-.595**	1																		
3	matdum1	-.286**	-.378**	1																	
4	matdum2	.151**	-.337**	-.351**	1																
5	matdum3	.801**	-.314**	-.326**	-.291**	1															
6	p28total	.123**	-0.013	-.116**	0.044	0.098	1														
7	p29total	0.039	-0.093	-0.01	0.067	0.035	.141**	1													
8	ccs7tot	.729**	-.452**	-.225**	.182**	.564**	.135**	0.077	1												
9	ccs10	.720**	-.543**	-.273**	.311**	.565**	0.099	0.079	.632**	1											
10	supeduca	.265**	-.259**	-0.037	0.092	.224**	-0.018	-0.068	.245**	.284**	1										
11	idesarr2	.368**	-.333**	-0.061	.112**	.310**	-0.045	0.002	.292**	.388**	.338**	1									
12	i_infra2	.233**	-.202**	-0.046	0.06	.206**	0.013	-0.035	.233**	.267**	.138**	.316**	1								
13	i_equip2	.268**	-.210**	-0.081	0.094	.219**	0.061	0.047	.218**	.294**	0.077	.310**	.718**	1							
14	ratio_AD	.482**	-.479**	0.009	.186**	.326**	0.008	0.038	-.112**	.287**	.143**	.149**	0.009	0.1	1						
15	r_dese	-.224**	.297**	-0.083	-0.094	-.131**	.731**	.221**	-.169**	-.160**	-.162**	-.131**	-.123**	-0.092	-.155**	1					
16	r_desat	-.190**	.159**	0.026	-0.061	-.127**	.218**	.811**	-.131**	-.121**	-.148**	-0.047	-0.068	-0.069	-0.104	.555**	1				
17	segur_1	-.252**	.233**	0.049	-.108**	-.193**	-0.005	-.166**	-.256**	-.196**	0.032	-0.02	-0.014	-0.042	-.126**	0.087	-0.033	1			
18	capicu_1	.618**	-.440**	-.161**	0.091	.558**	0.051	0.071	.595**	.566**	.208**	.425**	.333**	.311**	0.094	-.155**	-0.084	-.101**	1		
19	pedu_1	.566**	-.380**	-.136**	0.047	.511**	0.032	0.085	.567**	.526**	.215**	.441**	.348**	.307**	0.057	-.162**	-0.074	-0.055	.852**	1	
20	medu_1	.477**	-.291**	-.135**	0.01	.452**	0.011	0.054	.507**	.468**	.181**	.425**	.349**	.294**	-0.03	-.129**	-0.056	-0.002	.822**	.945**	1

Escuelas telesecundarias

En las últimas dos secciones de este capítulo se presentan las estadísticas descriptivas y correlaciones univariadas para escuelas telesecundarias y para secundarias privadas. Aunque ambas muestras son teóricamente representativas a nivel nacional, sus características son diametralmente distintas a las muestras de escuelas generales y técnicas. A primera vista resulta evidente, por ejemplo, que el tamaño de las muestras de escuelas y alumnos es mucho menor. Por lo anterior, los pesos muestrales asociados a las muestras de secundarias privadas y telesecundarias se diseñaron para garantizar representatividad sólo a nivel nacional, no estatal (INEE, 2003b).

No obstante, aún si se acepta la representatividad estadística estricta de las muestras a nivel nacional, es difícil evitar cierto escepticismo con respecto al nivel de generalización de los resultados —la muestra de telesecundarias, por ejemplo, incluye 59 escuelas de una población total de 16 mil 231 en el país (INEE, 2004). Por lo anterior, los resultados relacionados con las escuelas secundarias privadas y telesecundarias que se presentan aquí se consideran únicamente exploratorios y tentativos y deberán usarse con extrema caución, como guía o referencia para estudios futuros que cuenten con muestras más extensas e información más detallada.

Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos

La tabla 14 presenta estadísticas descriptivas para los alumnos de telesecundarias del país. En las escuelas telesecundarias se observa una realidad distinta a las es-



cuelas generales y técnicas. En éstas el puntaje promedio en la prueba de lectura es considerablemente menor (475), y el promedio de edad de los alumnos, en todos los grados, es ligeramente mayor a los que atienden otras escuelas secundarias públicas. Similarmente, los porcentajes de estudiantes que cambiaron de escuela, o que reprobaron materias, son mayores en las telesecundarias mientras que los promedios del indicador de capital cultural familiar, y del nivel educativo de los padres son, considerablemente, menores. Reforzando la imagen de rezago, las expectativas de los padres en cuanto al nivel máximo de educación que alcanzarán sus hijos son menores en esta muestra. Sin embargo, por lo que respecta a las características socioeconómicas de las muestras de estudiantes de cada grado, los resultados muestran un patrón similar al discutido anteriormente para las demás secundarias públicas, sin evidencias de que las muestras de estudiantes de segundo y tercer grados contengan menor proporción de estudiantes de estratos socioeconómicos menos favorecidos.

Considerando lo anterior, destacan dos resultados, en esa misma tabla, especialmente interesantes: primero, a pesar de que sus niveles de aprovechamiento son menores en general, la *ganancia* bruta en los puntajes de los estudiantes de segundo y tercer grados en escuelas telesecundarias es comparable e incluso mayor que la observada en secundarias generales y técnicas (34 y 28 puntos, respectivamente). Aunque este resultado debe interpretarse con todas las precauciones mencionadas anteriormente, debido a la ausencia de una muestra longitudinal real, si llama la atención a nivel puramente descriptivo.

En segundo lugar, los alumnos de telesecundaria reportan en promedio niveles equivalentes o mayores de ambiente escolar o de aula y, sobre todo, motivación, en comparación con estudiantes de escuelas generales y técnicas. Pese a provenir, regularmente, de estratos sociales más desfavorecidos y alcanzar niveles de aprovechamiento menores, los alumnos de escuelas telesecundarias están tan motivados (o más) para asistir a la escuela como sus pares en escuelas tradicionales, quienes generalmente cuentan con mayor infraestructura, recursos, y alcanzan mayores niveles de aprovechamiento. Además, los estudiantes de telesecundaria reportan un ambiente de aula y un nivel de retroalimentación de parte de los maestros similares a los observados con estudiantes de otras escuelas.

TABLA 14. TELESECUNDARIAS: DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE POR GRADO

Telesecundaria	Todos (N=3575)		Grado 1 (n=1257)		Grado 2 (n=1227)		Grado 3 (n=1091)	
	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e
Puntaje Rasch Lectura	475.12	75.42	443.77	64.49	477.78	76.20	505.61	72.85
Porcentaje de estudiantes hombres	0.51	0.50	0.49	0.50	0.51	0.50	0.52	0.50
Edad del alumno	14.06	1.24	13.17	1.09	14.08	1.04	14.96	0.87
Porcentaje que cambió de escuela	0.15	0.36	0.24	0.43	0.11	0.32	0.11	0.31
Porcentaje que reprobó al menos una materia	0.49	0.50	0.53	0.50	0.49	0.50	0.44	0.50
Indicador ayuda académica de los padres	2.15	0.42	2.26	0.41	2.14	0.40	2.04	0.41
Indicador capital cultural en el hogar	2.03	0.66	2.05	0.65	2.03	0.70	2.01	0.62
Indicador ambiente en el aula	2.50	0.43	2.47	0.46	2.51	0.40	2.52	0.42
Indicador retroalimentación del maestro	2.43	0.44	2.42	0.47	2.45	0.42	2.41	0.44
Indicador motivación alumno	3.18	0.78	3.15	0.85	3.23	0.72	3.16	0.76
Nivel educativo del padre	2.03	1.43	2.20	1.50	1.99	1.44	1.92	1.34
Nivel educativo de la madre	1.89	1.37	2.10	1.49	1.87	1.35	1.69	1.24
Expectativas de los padres	2.80	1.52	2.57	1.51	2.79	1.52	3.01	1.52

Correlaciones entre variables de los alumnos

La tabla 15 presenta la matriz de correlaciones de las variables del estudiante para la muestra de telesecundarias. La diferencia más significativa en la tabla, comparada con los resultados observados en las escuelas generales y técnicas, tiene que ver con la relación entre los indicadores del perfil socioeconómico y del nivel de aprovechamiento de los estudiantes. A diferencia de los otros tipos de escuelas públicas, en las telesecundarias la correlación entre el puntaje en la prueba de lectura y el capital cultural familiar, así como del nivel educativo de los padres es, esencialmente, cero. Este resultado puede deberse a que en este tipo de escuelas la población de estudiantes es homogénea tanto en términos de aprovechamiento (generalmente bajo), como en lo que se refiere a las características socioeconómicas de las familias. Lo anterior puede resultar en un problema de *restricción de rango* donde las variables no presentan variabilidad suficiente y, por lo tanto, es imposible apreciar correlación alguna entre ellas. De forma similar, la correlación entre expectativas de los padres



y aprovechamiento de los alumnos, aunque significativa y positiva, es considerablemente menor en la muestra de telesecundarias.

Por lo que respecta a otras características de los alumnos, los resultados se asemejan más a los observados en secundarias generales y técnicas. Se nota menor nivel de aprovechamiento de los estudiantes de sexo masculino, así como de estudiantes que cambiaron de escuela durante el ciclo escolar, o que reprobaron alguna materia durante la secundaria. De la misma forma, las correlaciones entre aprovechamiento y variables del contexto escolar o del aula son similares a las observadas en las otras escuelas.

TABLA 15. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE

Telesecundarias	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Prueba de lectura	1.00													
2. Sexo	-.093**	1.00												
3. Edad	.115**	.068**	1											
4. Grado escolar	.304**	0.02	.610**	1										
5. Reprobó materias	-.224**	.069**	0.008	-.084**	1									
6. Capital cultural	.062**	-0.03	-0.019	-.042**	-.075**	1								
7. Nivel educativo padre	0.00	.039**	-.063**	-.061**	-.054**	.228**	1							
8. Nivel educativo madre	0.03	.064**	-.073**	-.044**	-.064**	.237**	.575**	1						
9. Expectativas padres	.277**	-.067**	-0.01	.068**	-.154**	.191**	.155**	.171**	1					
10. Cambió de escuela	-.135**	.074**	-0.015	-.104**	0.018	.080**	.056**	.045**	-0.035	1				
11. Indicador ayuda académica	-.139**	0.02	-.159**	-.194**	-.064**	.290**	.151**	.138**	.113**	.061**	1			
12. Indicador ambiente aula	.229**	-.039**	-0.023	0.028	-.103**	.110**	0.006	0.019	.178**	-.095**	.179**	1		
13. Retroalimentación	.046**	-.050**	-0.026	-0.024	-.053**	.087**	-0.001	-0.018	.111**	-0.022	.262**	.447**	1	
14. Indicador motivación del alumno	.139**	-0.03	-0.005	0.019	-.125**	.072**	0.013	0.021	.098**	-.097**	.122**	.204**	.156**	1

TABLA 16. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA

Telesecundarias (N=59)	Media	d.e	Mín.	Máy.
Matrícula total de la escuela	55.82	53.47	15	275
Dicotómica matrícula 0	0.96	0.21	0	1
Dicotómica matrícula 1	0.04	0.21	0	1
Dicotómica matrícula 2	0.00	0.00	0	0
Dicotómica matrícula 3	0.00	0.00	0	0
Total de docentes en la escuela	4.05	2.08	1	10
Cantidad de aulas que existen en la escuela	1.77	0.52	1	3
Existe servicio educativo superior en la zona	0.05	0.24	0	1
Indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela	0.43	0.20	0.1	1
Indicador de infraestructura de la escuela	0.22	0.16	0	0.67
Indicador de mobiliario y equipo	0.30	0.24	0	1
Índice de alumnos por docente	16.58	8.11	0.94	47.50
Tasa de deserción	0.10	0.25	0	0.89
Tasa de reprobados en español	0.08	0.12	0	0.83
Promedio del indicador seguridad	1.73	0.21	1.20	2.14
Promedio del indicador capital cultural	1.98	0.21	1.20	2.82
Promedio nivel educativo de los padres	2.08	0.43	1.25	3.29
Promedio nivel educativo de las madres	1.96	0.42	1.14	3.07
Promedio del indicador faltas del maestro	1.54	0.14	1.26	1.89

Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela

La tabla 16 presenta estadísticas descriptivas para los indicadores de las escuelas telesecundarias. En promedio, la matrícula es de 56 alumnos por escuela y el rango varía de 15 hasta 275 alumnos. Llama la atención la presencia de escuelas telesecundarias grandes (hasta con 275 alumnos), dado que este tipo de centros educativos fueron inicialmente concebidos para ofrecer el servicio en localidades remotas, en donde la construcción de una escuela secundaria tradicional no se justificaba por la insuficiencia de alumnos.

La diferente estructura de las telesecundarias resulta evidente al revisar el número promedio de docentes (4) y el promedio de aulas (1.8) por escuela. En cuanto a los insumos de la escuela, los promedios de los indicadores de infraestructura y de mobiliario y equipo son 0.2 y 0.3, respectivamente, muy por debajo de los indicadores correspondientes en escuelas generales y técnicas. Complementando el cuadro



anterior, las comunidades donde se ubican las escuelas telesecundarias cuentan con niveles considerablemente menores de servicios públicos (el indicador promedio es de 43 por ciento); sólo en un 5 por ciento de estas comunidades existe oferta de servicios educativos superiores.

Como era de esperarse, a partir de las estadísticas de los alumnos los indicadores de composición socioeconómica muestran que las telesecundarias atienden a un segmento menos favorecido de la población, a juzgar por los niveles considerablemente más bajos de capital cultural familiar (1.98) y educación de los padres (2.08 y 1.96).

Es interesante notar que, a pesar del contexto socioeconómico menos favorecido, los recursos limitados de las escuelas y el menor nivel de aprovechamiento de los estudiantes en general, las tasas de deserción y desaprobación (0.10 y 0.08 respectivamente) son muy similares a las de los otros centros educativos públicos. Este resultado, aunque inesperado, en teoría se corresponde con las estadísticas nacionales presentadas por el INEE en 2004 (INEE, 2004). Las escuelas telesecundarias parecen tener cierto grado de éxito reduciendo los niveles de deserción de los estudiantes de estratos menos favorecidos.

Por otro lado, es sabido que las escuelas telesecundarias por naturaleza son considerablemente más pequeñas y atienden segmentos desfavorecidos de la población, comparadas con otras secundarias públicas. Los resultados que se presentan en este estudio también sugieren que las telesecundarias operan adicionalmente con menos recursos (servicios, infraestructura escolar, mobiliario, y equipo) que las escuelas tradicionales.

Correlaciones entre variables de la escuela

La tabla 17 muestra correlaciones entre indicadores de la escuela. Se pueden apreciar, en general, patrones de asociación entre las variables de la escuela similares a los de las otras escuelas públicas. Sin embargo, algunos resultados llaman la atención en el marco de la discusión anterior sobre los recursos de las escuelas: a diferencia de las escuelas generales y técnicas, en las telesecundarias no existe una correlación significativa entre el tamaño de la matrícula y los indicadores de infraestructura, mobiliario, y equipo. De la misma forma, no hay correlación entre los indicadores agregados de estatus socioeconómico de las familias y los recursos de la escuela. Lo anterior, posiblemente refleja problemas de *restricción de rango* en las variables; sin embargo, esta restricción de rango en sí misma es interesante en este caso, pues indica que aún las telesecundarias más grandes no cuentan con mayores niveles de recursos, infraestructura, y equipo. Aun considerando que la organización de la telesecundaria es distinta, por naturaleza, a la de los otros tipos, estos resultados podrían ser indicativos de un problema sistémico de distribución de recursos entre las escuelas que, generalmente, resulta en una desventaja para las telesecundarias.

TABLA 17. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA

	Telesec.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	p27total	1																	
2	matdum0	-.721**	1																
3	matdum1	.721**	-1.000**	1															
4	p28total	0.094	-0.036	0.036	1														
5	p29total	0.153	0.008	-0.008	.562**	1													
6	ccs7tot	0.164	-0.111	0.111	-0.028	0.273	1												
7	ccs10	.496**	-.507**	.507**	0.189	0.185	0.113	1											
8	supeduca	.667**	-.482**	.482**	.332**	0.352	0.062	.364**	1										
9	idesarr2	.643**	-.365**	.365**	.356**	0.408	0.076	.393**	.499**	1									
10	i_infra2	0.08	0.1	-0.1	0.174	0.073	-0.146	0.211	0.132	0.205	1								
11	i_equip2	-0.079	0.108	-0.108	0.185	0.449	-0.146	0.049	0.032	0.003	.485**	1							
12	ratio_AD	.574**	-0.255	0.255	-0.055	-0.035	-0.231	0.096	.405**	.324**	0.153	0.007	1						
13	r_dese	-0.197	0.118	-0.118	.881**	0.491	-0.078	-0.012	0.118	0.026	0.136	0.204	-0.212	1					
14	r_desat	-0.185	0.2	-0.2	.723**	.881**	0.01	-0.03	0.24	0.186	0.127	.560**	-0.277	.742**	1				
15	segur_1	-.273**	0.12	-0.12	0.166	.488**	-0.211	-0.135	-0.005	-0.124	-0.207	0.081	-0.057	0.265	.526**	1			
16	capicu_1	.498**	-.298**	.298**	0.086	0.154	0.129	.313**	.350**	.604**	0.056	-0.162	0.21	-0.113	-0.105	-0.124	1		
17	pedu_1	.323**	-0.198	0.198	0.227	0.431	0.226	0.234	0.232	.410**	-0.001	0.013	0.028	0.042	0.168	-0.164	.615**	1	
18	medu_1	0.225	-0.187	0.187	0.295	.382	0.191	0.18	0.233	.450**	-0.068	-0.111	-0.057	0.111	0.236	-0.086	.526**	.812**	1

Escuelas secundarias privadas

A continuación se presentan las estadísticas descriptivas y correlaciones univariadas en la muestra de escuelas secundarias privadas. Como en el caso de las telesecundarias, la muestra de secundarias privadas es mucho más pequeña (N=57) y se diseñó para ser representativa a nivel nacional, no estatal. También como en el caso de las telesecundarias, los resultados se consideran exploratorios y deberán interpretarse con suma precaución.



**TABLA 18. ESCUELAS PRIVADAS: DESCRIPTIVAS
DE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE POR GRADO**

	Todos (N=5191)		Grado 1 (n=1715)		Grado 2 (n=1770)		Grado 3 (n=1706)	
Privadas	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e	Media	d.e
Puntaje Rasch Lectura	598.76	93.83	571.65	85.68	596.92	93.73	624.88	95.28
Porcentaje de estudiantes hombres	0.51	0.50	0.50	0.50	0.53	0.50	0.49	0.50
Edad del alumno	13.78	1.12	12.73	0.77	13.72	0.74	14.77	0.75
Porcentaje que cambió de escuela	0.12	0.32	0.17	0.38	0.11	0.31	0.08	0.28
Porcentaje que reprobó al menos una materia	0.52	0.50	0.53	0.50	0.54	0.50	0.50	0.50
Indicador ayuda académica de los padres	2.05	0.42	2.16	0.40	2.05	0.41	1.94	0.43
Indicador capital cultural en el hogar	2.99	0.58	2.95	0.59	3.00	0.59	3.02	0.58
Indicador ambiente en el aula	2.45	0.52	2.46	0.51	2.42	0.53	2.47	0.52
Indicador retroalimentación del maestro	2.40	0.52	2.40	0.52	2.38	0.54	2.40	0.51
Indicador motivación alumno	3.11	0.85	3.15	0.83	3.10	0.86	3.08	0.86
Nivel educativo del padre	4.52	1.09	4.51	1.11	4.49	1.12	4.56	1.06
Nivel educativo de la madre	4.43	1.13	4.37	1.20	4.43	1.13	4.47	1.08
Expectativas de los padres	4.66	0.89	4.55	1.03	4.66	0.88	4.74	0.77

Estadísticas descriptivas de las variables de los alumnos

La tabla 18 presenta estadísticas descriptivas de los alumnos de escuelas privadas. Es evidente que el puntaje promedio en la prueba de lectura (598) es el más alto de los cuatro tipos de escuela analizados, si bien el puntaje promedio por grado aumenta de forma similar o incluso en menor medida (25 y 28 puntos en segundo y tercer grados, respectivamente) en relación a otras escuelas. Por otro lado, llama la atención que estas escuelas presenten el porcentaje más alto de alumnos que reprobaron al menos una materia en secundaria (52 por ciento). Este resultado es inesperado considerando que éstas atienden a estudiantes de niveles socioeconómicos más altos, y que la calidad del servicio educativo usualmente se considera mejor que en los centros públicos. Sin olvidar que la muestra de escuelas privadas es pequeña y podría producir resultados inexactos o no representativos, lo anterior puede reflejar, entre otras cosas, un mayor nivel de exigencia de los maestros en secundarias privadas.

Los indicadores del perfil socioeconómico de los alumnos de escuelas privadas son considerablemente más elevados que los de los alumnos en escuelas públicas, reflejando las diferencias esperadas en la composición de los estudiantes en estos casos. Así, por ejemplo, el indicador promedio de capital cultural es de 2.99; los indicadores de educación del padre y la madre son 4.52 y 4.43, respectivamente. De

forma correspondiente, las expectativas de los padres de estudiantes de secundarias privadas son también sustancialmente mayores con respecto al nivel educativo que alcanzarán sus hijos.

Por lo que respecta a indicadores del contexto escolar y del aula, los alumnos de secundarias privadas reportan niveles similares de retroalimentación y motivación a los de estudiantes de escuelas generales y técnicas, lo cual vuelve a resaltar el mayor nivel de motivación de los estudiantes de telesecundaria.

Correlaciones entre variables de los alumnos

La tabla 19 presenta la matriz de correlaciones entre variables de los estudiantes de escuelas secundarias privadas. Si bien las magnitudes de las correlaciones pueden variar un poco, los resultados son, en su mayoría, similares a los encontrados para las otras escuelas y no se mencionan aquí. Una diferencia potencialmente interesante es la correlación entre el perfil socioeconómico de los alumnos y su puntaje en la prueba: en las secundarias privadas esta correlación es ligeramente mayor que en las otras escuelas, lo cual podría indicar un mayor rezago en el puntaje de los alumnos de estratos sociales menos favorecidos que asisten a escuelas privadas.

TABLA 19. ESCUELAS PRIVADAS: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DEL ESTUDIANTE

Privadas	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Prueba de lectura	1.00													
2. Sexo	-.128**	1.00												
3. Edad	.137**	.059**	1											
4. Grado escolar	.214**	0.00	.749**	1										
5. Reprobó materias	-.211**	.134**	0.028	-.040**	1									
6. Capital cultural	.230**	-.071**	-.007	.046**	-.089**	1								
7. Nivel educativo padre	.214**	-0.00	-.031**	0.005	-.031**	.270**	1							
8. Nivel educativo madre	.225**	-0.00	-.029**	0.009	-.043**	.286**	.629**	1						
9. Expectativas padres	.259**	-.089**	0	.087**	-.075**	.218**	.302**	.287**	1					
10. Cambió de escuela	-.181**	.050**	-.053**	-.107**	.073**	-.068**	-.078**	-.081**	-.125**	1				
11. Indicador ayuda académica	-.141**	.059**	-.209**	-.215**	-0.002	.194**	.053**	.056**	0.003	.061**	1			
12. Indicador ambiente aula	.085**	-.128**	-0.026	-0.007	-.092**	.075**	0.007	0.008	.042**	-0.005	.183**	1		
13. Retroalimentación	.046**	-.114**	-.035**	-0.027	-.056**	.079**	-0.003	0.019	0.026	-0.008	.178**	.604**	1	
14. Indicador motivación del alumno	.162**	-.048**	-.063**	-.035**	-.219**	.115**	.052**	.073**	.076**	-.069**	.128**	.175**	.116**	1

Estadísticas descriptivas de las variables de la escuela

La tabla 20 sintetiza la distribución de los indicadores de características de las escuelas secundarias privadas. La matrícula promedio para este tipo de centro es de 230 alumnos con un rango extenso de 46 hasta 1970. El índice de alumnos por docente es de 14.3, similar al de las secundarias generales públicas.



Los indicadores que reflejan la composición y el contexto socioeconómicos de las escuelas privadas complementan la información obtenida de los alumnos. Resalta el alto nivel de servicios públicos (96 por ciento), incluyendo oferta educativa de nivel superior (85 por ciento). Los indicadores de infraestructura (0.77), equipamiento (0.73) y seguridad (1.92) también son reflejo de las condiciones más favorables en que operan estas escuelas.

**TABLA 20. ESCUELAS PRIVADAS: DESCRIPTIVAS
DE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA**

Secundarias Privadas (N=57)	Media	d.e	Mín.	Máy.
Matrícula total de la escuela	230.46	392.59	46	1970
Dicotómica matrícula 0	0.58	0.72	0	1
Dicotómica matrícula 1	0.26	0.64	0	1
Dicotómica matrícula 2	0.12	0.47	0	1
Dicotómica matrícula 3	0.00	0.26	0	1
Total de docentes en la escuela	18.04	17.53	2	79
Cantidad de aulas que existen en la escuela	2.94	1.31	2	5
Existe servicio educativo superior en la zona	0.85	0.51	0	1
Indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela	0.96	0.15	0.5	1
Indicador de infraestructura de la escuela	0.77	0.31	0	1
Indicador de mobiliario y equipo	0.73	0.37	0	1
Índice de alumnos por docente	14.34	33.89	1.96	174
Tasa de deserción	0.07	0.37	0	0.85
Tasa de reprobados en español	0.06	0.15	0	0.5
Promedio del indicador seguridad	1.92	0.56	1.09	2.82
Promedio del indicador capital cultural	2.98	0.35	2.21	3.36
Promedio nivel educativo de los padres	4.50	0.81	2.18	4.94
Promedio nivel educativo de las madres	4.41	0.85	2.29	4.94
Promedio del indicador faltas del maestro	1.49	0.15	1.18	1.82



TABLA 21. ESCUELAS PRIVADAS: MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LAS VARIABLES DE LA ESCUELA

	Privadas	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	p27total	1																			
2	matdum0	-.565**	1																		
3	matdum1	0.087	-.684**	1																	
4	matdum2	.300**	-.423**	-.270**	1																
5	matdum3	.740**	-0.199	-0.127	-0.079	1															
6	p28total	0.21	0.127	-0.204	-0.064	0.208	1														
7	p29total	.437**	-0.142	-0.022	0.054	.303**	.894**	1													
8	ccs7tot	.823**	-.447**	0.055	0.195	.664**	.407**	.601**	1												
9	ccs10	.522**	-.462**	0.109	.292**	.423**	0.248	.366**	.522**	1											
10	supeduca	0.127	0.064	-0.24	0.179	0.084	-0.049	0.118	0.159	0.079	1										
11	idesarr2	0.118	-0.07	-0.103	0.189	0.089	0.062	0.16	0.144	0.221	.546**	1									
12	i_infra2	.297**	-.338**	0.208	0.136	0.132	-0.176	-0.075	.302**	0.224	0.072	0.071	1								
13	i_equip2	.300**	-.412**	.328**	0.106	0.091	-0.294	-0.142	.289**	0.166	0.056	0.034	.897**	1							
14	ratio_AD	0.201	-.320**	0.264	0.083	0.043	-0.079	0.074	-0.136	0.067	0.063	0.07	0.158	0.185	1						
15	r_dese	-0.148	0.235	-0.172	-0.092	-0.06	.884**	.628**	-0.115	0.148	-0.193	0.003	-0.278	-.423**	-0.109	1					
16	r_desat	-0.163	0.233	-0.137	-0.116	-0.073	.906**	.738**	-0.157	0.076	-0.044	0.089	-.310**	-.381**	-0.118	.922**	1				
17	segur_1	0.065	-.302**	.341**	-0.066	0.094	-.394**	-0.223	0.214	0.13	-0.011	0.03	0.212	0.23	0.098	-.413**	-.345**	1			
18	capicu_1	0.172	-.280**	0.173	0.134	0.07	-.500**	-0.273	0.233	0.171	0.052	.288**	.414**	.422**	0.102	-.584**	-.537**	.449**	1		
19	pedu_1	0.218	-.335**	0.181	0.195	0.084	-.419**	-0.21	0.26	0.251	0.103	.341**	.408**	.413**	0.098	-.516**	-.457**	.368**	.875**	1	
20	medu_1	0.219	-.337**	0.164	0.215	0.095	-.434**	-0.205	.272**	.285**	0.108	.329**	.465**	.442**	0.075	-.542**	-.466**	.386**	.885**	.980**	1

Correlaciones entre variables de la escuela

La tabla 21 presenta la matriz de correlaciones entre variables de la escuela para la muestra de secundarias privadas. A diferencia de las escuelas públicas, el nivel socioeconómico en las escuelas privadas es generalmente alto sin importar el tamaño de la escuela: la correlación entre matrícula y los promedios de capital cultural, educación del padre y la madre ($p=0.17$, $p=0.21$, y $p=0.21$ respectivamente) es considerablemente menor. Sin embargo, el nivel socioeconómico promedio de las familias sí se relaciona con los recursos de infraestructura y equipo con que cuentan las secundarias privadas, el cual es un resultado coincidente con el observado en escuelas públicas.

La correlación entre los indicadores socioeconómicos agregados al nivel de la escuela son también altos aquí ($p=0.87$, $p=0.88$, y $p=0.98$), indicando que los tres proporcionan suficiente información redundante sobre el contexto socioeconómico general de la escuela.

RESULTADOS MODELOS MULTINIVEL

Modelos multinivel para las escuelas secundarias generales

En esta sección se presentan los resultados del análisis multinivel de factores asociados al aprovechamiento en lectura de alumnos de escuelas secundarias generales. En primer lugar se presenta el modelo nulo de tres niveles para dividir la varianza en los puntajes en componentes correspondientes a alumnos, escuelas, y estados. Este modelo permite establecer el grado de correlación intraclase en el modelo, y además es la base para evaluar el poder predictivo de variables incorporadas al modelo en los pasos posteriores. Además del modelo de tres niveles, se presentan modelos de dos niveles (con los alumnos agrupados en escuelas) estimados por separado para cada estado, con la finalidad de estimar la proporción de varianza entre escuelas en cada entidad federativa.

A continuación se estima el efecto bruto de la variable grado, y posteriormente se obtiene un estimador más preciso del efecto de años adicionales de escolaridad al ajustar el efecto de grado para considerar las características sociodemográficas de los alumnos de cada escuela y estado. Cuando se detectan diferencias importantes entre estados en términos de puntajes promedio (interceptos) o de efectos (pendientes) de variables de los alumnos, se presenta el valor de los parámetros estimados por el modelo para cada estado. Por último, se incorporan predictores al modelo para investigar la relación entre características de las escuelas y los estados, y los niveles de rendimiento promedio (interceptos) y el efecto (pendiente) grado.

Modelo nulo

La tabla 22 presenta los resultados obtenidos de un modelo multinivel nulo (o incondicional) de tres niveles para el rendimiento en lectura de alumnos de escuelas secundarias generales en 31 estados de la República Mexicana. Como ya se mencionó, este modelo separa la varianza asociada a cada uno de los niveles en el modelo, en este caso alumnos, escuelas, y estados. Lo anterior permite, por un lado, establecer el grado de dependencia en las observaciones debida a la estructura anidada de la muestra y, por tanto, la necesidad de emplear técnicas multinivel en el análisis. Por otro lado, los estimadores de los componentes de varianza *incondicional* (es decir, no ajustada) son la referencia contra la cual se comparan las varianzas residuales de modelos posteriores para determinar el poder predictivo de las variables incluidas en cada modelo.

Como se observa en la tabla 22, la mayor parte de la varianza en puntajes de lectura en la muestra de secundarias generales (82.7 por ciento) corresponde a diferencias de rendimiento entre los alumnos. Sin embargo, también se nota una proporción significativa de varianza (14.4 por ciento) debida a diferencias entre escuelas.

Además, la proporción de varianza entre estados en el modelo es mínima (2.8 por ciento). Sin embargo, esto no debe interpretarse como indicativo de que todos



los estados alcanzan un nivel de rendimiento promedio similar. El resultado indica que una vez que se toman en cuenta las diferencias entre escuelas en el modelo de tres niveles, las diferencias sistemáticas entre estados son comparativamente menores. Lo anterior se puede verificar gráficamente en las dos distribuciones presentadas en la figura 1, donde es evidente el menor grado de dispersión en los puntajes medios de los estados, comparado con los de las escuelas.¹⁰ Por otro lado, la figura 2 evidencia que, en la práctica, las diferencias entre estados pueden al mismo tiempo ser aún sustanciales. Si se toman estados en extremos de la distribución las diferencias son evidentes —por ejemplo, el promedio de Oaxaca se ubica 45 puntos por debajo del de Chihuahua.

TABLA 22. APROVECHAMIENTO EN LECTURA. MODELO INCONDICIONAL DE TRES NIVELES (MODELO 0)

Efecto fijo	Coefficiente	Error estándar	t	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{000}	517.45	3.870	133.6	30	0.000
Efecto aleatorio	Desviación estándar	Componente de varianza	Porcentaje de la varianza		p-valor
Alumnos, σ^2	77.48	6003.86	82.7		
Escuelas, τ_{π}	32.36	1047.28	14.4		0.000
Estados, τ_{β}	14.38	207.06	2.8		0.000

Resulta interesante determinar hasta qué grado el estimador de la varianza entre escuelas en este estudio (14.4 por ciento) coincide con estimadores similares disponibles de otras fuentes, en particular estudios internacionales en que ha participado México en años recientes. El caso de los estudios de PISA en 2000 y 2003 llama la atención porque la proporción de varianza entre las escuelas de México es mucho mayor a la presentada en este estudio: en 2003 la proporción de varianza fue el doble que el mostrado aquí (29 por ciento, OCDE, 2004, p. 383) y en el de 2000 fue más del triple (53 por ciento, Kirsch et al, 2002 pp. 148).

¹⁰ Como se mencionó en la sección de métodos, estos promedios son los estimadores bayesianos (EB) del intercepto de cada estado basados en el modelo nulo de tres niveles. Los estimadores EB toman en cuenta los distintos grados de confiabilidad resultantes de los tamaños de las muestras estatales de escuelas y alumnos, además de la ponderación correspondiente al marco muestral seguido por el INEE.

FIGURA 1.
DISTRIBUCIÓN DE LOS PUNTAJES PROMEDIO
ENTRE ESCUELAS Y ESTADOS

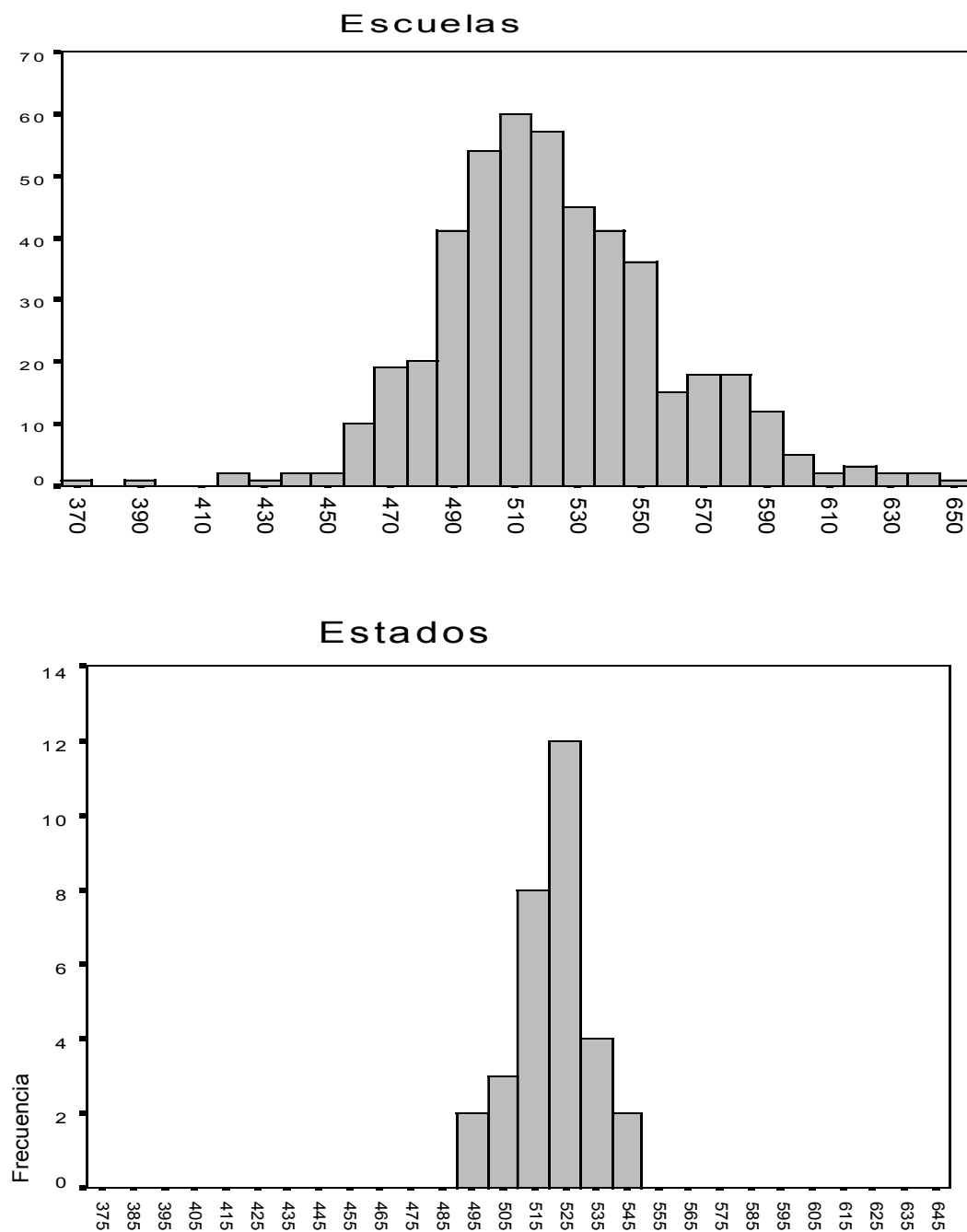
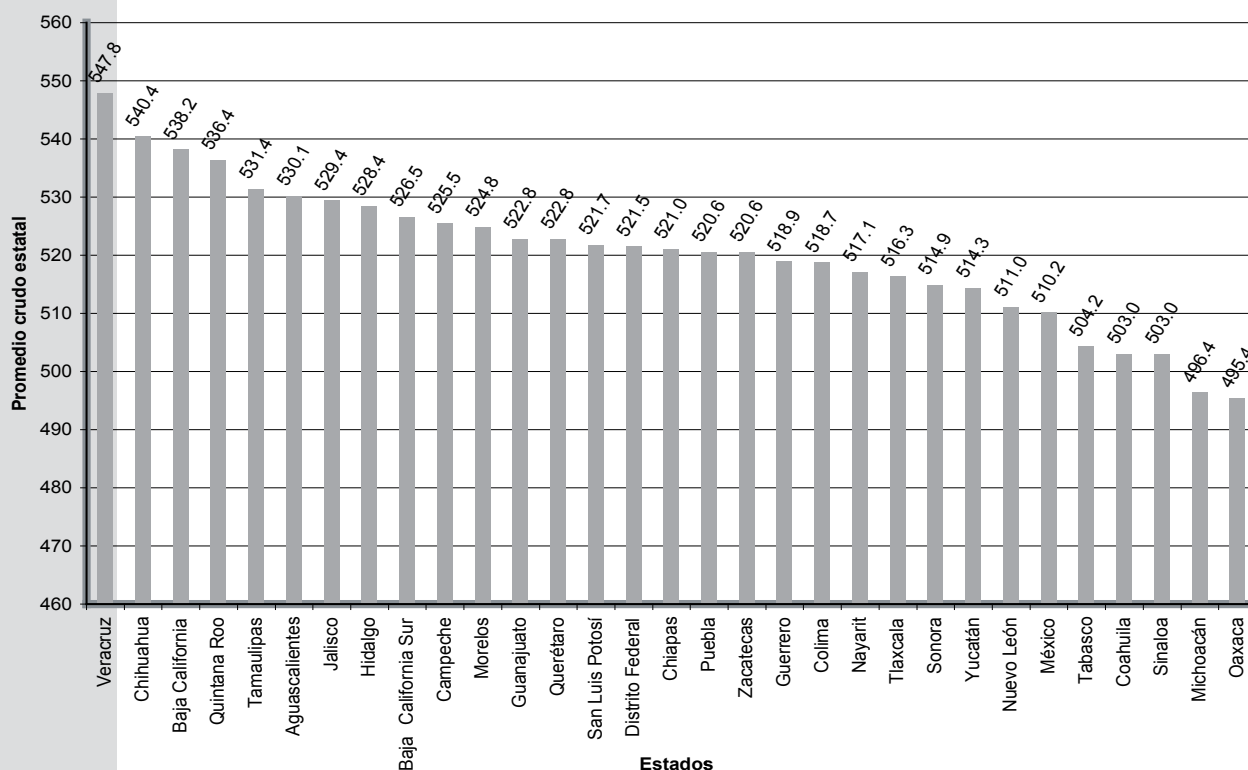




FIGURA 2.
PUNTAJES BRUTO PROMEDIO POR ESTADO
(ESTIMADOS A PARTIR DEL MODELO 0)



Aunque evidentemente importante esta divergencia en los resultados puede explicarse por varios motivos:

Debe notarse primero que el estudio de PISA 2003 corresponde a rendimiento en matemáticas, mientras que en este estudio se utilizaron puntajes en lectura (el estudio del año 2000 para aprovechamiento en lectura se discute al final de esta sección). Esta distinción es importante porque, en comparación con la lectura, las matemáticas se consideran tradicionalmente como una materia más puramente académica sobre la que los factores escolares pueden ejercer una mayor influencia (Oakes, 1990; Hill & Rowe, 1996). Normalmente se esperaría que esta consideración teórica se refleje en la práctica en una mayor proporción de varianza entre escuelas en términos del rendimiento de los alumnos en matemáticas, comparado con puntajes en lectura.

En segundo lugar, las muestras utilizadas en los estudios de PISA no distinguen entre secundarias generales, técnicas, privadas o telesecundarias, mientras que los resultados en esta sección se refieren únicamente a secundarias generales. Es esperable, por tanto, que el uso de un grupo de escuelas teóricamente más homogéneo

en este estudio reduzca en cierta medida el grado de varianza entre éstas. Para explorar esta posibilidad se realizaron análisis adicionales combinando los diferentes tipos de secundarias cuyos resultados sólo se discuten aquí brevemente. Por ejemplo, se observa que cuando el modelo empleado en este estudio se reduce a dos niveles —es decir, el agrupamiento por entidades federativas se omite en los análisis— como es el caso en los estudios de PISA, la varianza entre escuelas se incrementa a 18.9 por ciento (véase la tabla 23). Más aún, cuando la muestra combina escuelas generales y técnicas (situación también más directamente comparable a la de otros estudios), el porcentaje de varianza entre escuelas se incrementa hasta 20.4 por ciento.

TABLA 23. APROVECHAMIENTO EN LECTURA. MODELO INCONDICIONAL DE DOS NIVELES (MODELO 0A)

Efecto fijo	Coefficiente	Error estándar	T	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{00}	517.66	2.086	248.06	469	0.000
Efecto aleatorio	Desviación estándar	Componente de varianza	Porcentaje de la varianza		p-valor
Alumnos, σ^2	75.03	5630.44	81.1		
Escuelas, τ_{β}	35.49	1260.57	18.9		0.000

Asimismo, algunos autores han cuestionado los resultados por país presentados por PISA y, específicamente, los que se refieren a la proporción de varianza entre las escuelas de cada país en el estudio de lectura del año 2000. Goldstein (2004) observa que la proporción de varianza entre escuelas es mucho mayor en PISA 2000 que en el estudio TIMSS (en países que participaron en ambos estudios) y sugiere que el estimador podría estar inflado en PISA 2000 debido a la metodología de estimación y/o de aplicación de las pruebas. La hipótesis de Goldstein adquiere más fuerza a la luz de los resultados de PISA 2003, que reflejan una proporción mucho menor de varianza entre escuelas (29 por ciento) que en el estudio del 2000. Como se mencionó anteriormente, en condiciones similares se esperaría lo contrario (que la proporción de varianza entre escuelas fuera mayor en el estudio de 2003) puesto que éste se refiere a rendimiento en matemáticas, una materia en la cual tradicionalmente la escuela tiene un impacto más directo en el rendimiento de los alumnos.

Diferencias entre escuelas por estado

El modelo de tres niveles presentado anteriormente indica que en un nivel nacional la varianza entre escuelas es del 14.4 por ciento en promedio. Las causas de estas diferencias en el rendimiento promedio de las escuelas son múltiples y pueden incluir,



entre otras, las características socioeconómicas de los alumnos y las comunidades; la organización de las escuelas y los métodos de enseñanza utilizados; la disponibilidad de recursos humanos y financieros; así como factores y políticas educativas al nivel estatal o regional que influyan en el contexto escolar (OCDE, 2004, pp. 160).

Por lo anterior, resulta natural suponer que la proporción de varianza entre escuelas podría a su vez variar entre estados de forma más o menos significativa. El modelo de tres niveles, aunque útil para modelar diferencias en el rendimiento promedio de escuelas y estados (efectos fijos), no permite investigar hasta qué grado la varianza entre escuelas (efectos aleatorios) fluctúa entre estados. Para investigar esta posibilidad se utilizaron 31 modelos paralelos de dos niveles para obtener componentes de varianza entre alumnos y escuelas para cada estado por separado.¹¹ Este tipo de análisis se ha empleado anteriormente para estimar el grado de disparidad entre las escuelas de distintos estados o países (OCDE, 2004; Koretz, McCaffrey, & Sullivan, 2001). Como señala Goldstein (1995), el grado de varianza entre escuelas puede constituir una base a la vez más válida e interesante para comparar estados o países, que los ordenamientos simples (*rankings*) basados en rendimiento promedio.

La figura 3 muestra la proporción de varianza entre escuelas en cada estado de México obtenida a partir de un modelo incondicional o ANOVA de dos niveles. Como se puede ver, el rango de variación es considerable, desde un 39 por ciento en Michoacán o 28 por ciento en Colima, hasta menos de cinco por ciento en el Estado de México y Tlaxcala. Aunque estos resultados están basados en un número limitado de escuelas, en la medida en que las muestras son representativas una vez que se incorporan los ponderadores correspondientes, los resultados reflejan el grado de disparidad existente entre escuelas secundarias generales en los distintos estados del país.¹²

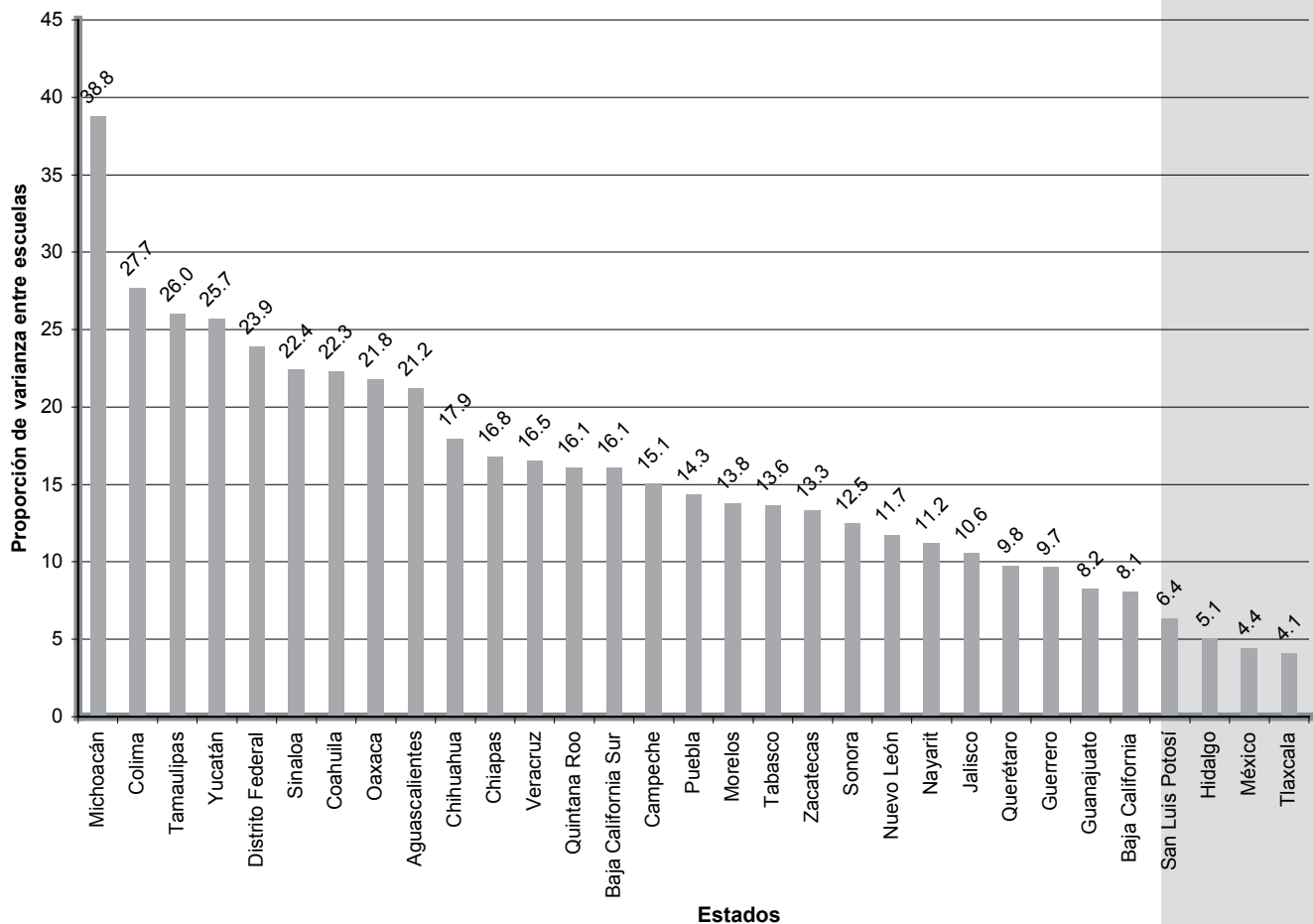
Una pregunta interesante es si existe alguna relación entre la varianza (o grado de disparidad) entre escuelas y el rendimiento promedio de los alumnos de cada estado. Para investigar esta posibilidad se obtuvo la correlación entre la varianza entre escuelas en los 31 estados y el puntaje promedio estatal. La figura 4 presenta la relación entre las dos variables en forma gráfica. A primera vista se podría inferir una correlación negativa entre las dos variables (el coeficiente de correlación es moderado, $\rho = -0.27$), la cual sugeriría que los estados con mayor disparidad entre escuelas tienden a alcanzar menores niveles de aprovechamiento. Sin embargo, esta correlación no es estadísticamente significativa en la muestra ($p = .131$, $n = 31$ estados). Más aún, se puede notar que esta correlación está fuertemente influenciada por

¹¹ Con excepción del estado de Durango, que está representado en la base de datos de alumnos pero no así en la de escuelas, por lo cual no fue posible incluirlo en los análisis.

¹² Es importante notar, sin embargo, que los dos estados en los extremos de esta distribución, Michoacán (38 por ciento) y Tlaxcala (cuatro por ciento), son también los que tienen la muestra más pequeña de secundarias generales en la muestra, con seis y siete escuelas, respectivamente. Por tanto, los resultados para estos estados se consideran únicamente como exploratorios y deben interpretarse con especial cuidado.

un punto extremo, sin el cual la correlación desaparece por completo ($\rho=-0.020$, $p=0.916$).

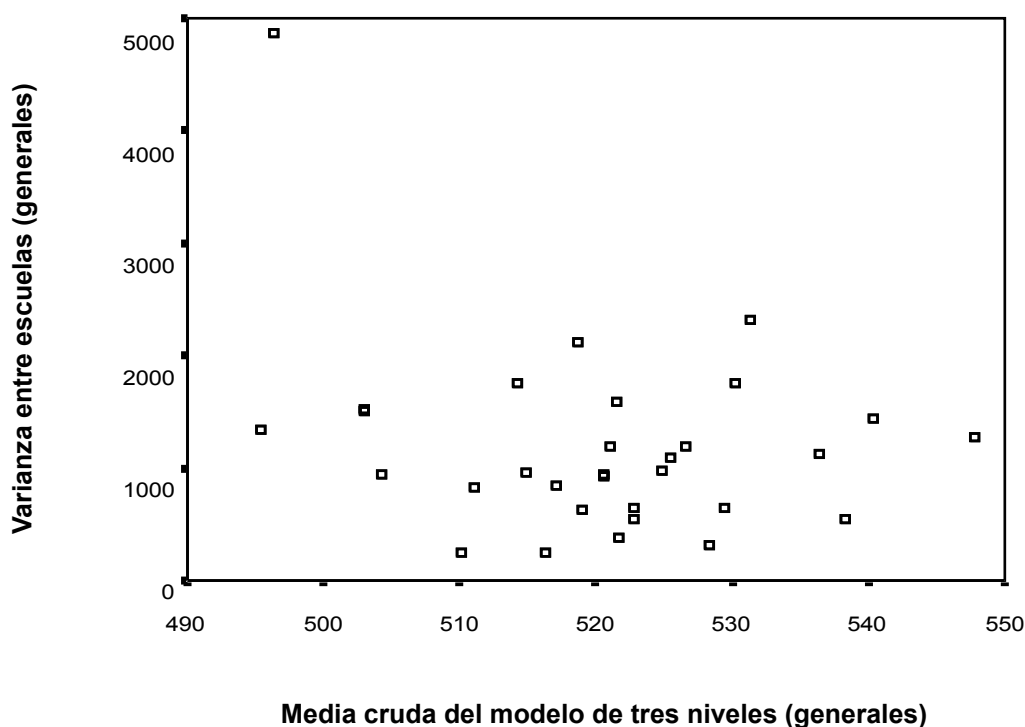
FIGURA 3.
VARIANZA ENTRE ESCUELAS (GRADO DE DISPARIDAD EN LOS PUNTAJES DE LAS SECUNDARIAS GENERALES) POR ESTADO



Por lo tanto, se puede concluir que no hay una relación directa entre la proporción de varianza entre escuelas en un estado y el rendimiento promedio de los alumnos de la entidad.



FIGURA 4.
RELACIÓN ENTRE LA MEDIA ESTATAL Y LA PROPORCIÓN
DE VARIANZA ENTRE ESCUELAS



Efecto bruto de la variable grado

Como se recordará, todos los alumnos en la muestra nacional del INEE son evaluados con el mismo instrumento; un resultado de este diseño es que las escalas de los puntajes de los alumnos de primero a tercer grados son *perfectamente equiparables* — el aprovechamiento de los estudiantes de los tres grados se refiere a la misma escala. Por otro lado, al tratarse de una muestra de *corte transversal* que no sigue a cohortes de alumnos a través de los grados de educación secundaria, la muestra no permite estrictamente interpretaciones longitudinales. Sin embargo, es interesante aprovechar el diseño de la muestra del INEE para investigar el incremento en los puntajes de los alumnos de segundo y tercer grados como la mejor aproximación (o *proxy*) del efecto de años adicionales de escolaridad que se puede obtener con la muestra disponible.

En el modelo nulo presentado anteriormente en la tabla 22, la fuente dominante de varianza (82.7 por ciento de la varianza total) reside al nivel de los alumnos. Sin embargo, como consecuencia también de la estructura de la muestra, el estimador de varianza entre alumnos (σ^2) del Modelo 0, en realidad, representa una combinación de varianza entre alumnos y entre grados en proporciones que no se

pueden determinar a partir del modelo —es decir, la varianza real entre alumnos se sobreestima en el modelo. Al utilizar *grado* como predictor en el modelo, además de estimarse las diferencias medias en los puntajes de alumnos de distintos grados, se separa la varianza correspondiente a diferencias estrictamente atribuibles a características de los alumnos, de aquella que corresponde a diferencias entre grados.

La tabla 24 presenta el Modelo 1 que incluye la variable *grado* como predictor del puntaje bruto de los alumnos; es decir, el modelo no considera los efectos de las características sociodemográficas de los alumnos en sus puntajes, o el efecto que éstas puedan tener en el efecto mismo de *grado*. El predictor único del modelo (*grado*) no se centra aquí, por lo que el intercepto ($\hat{\gamma}_{000}=488.03$) representa el puntaje promedio de los alumnos de primer grado, y la pendiente refleja el incremento promedio esperado al pasar de un grado a otro ($\gamma_{100}=29.79$ y $\gamma_{100}^*2=59.58$ para segundo y tercer grados, respectivamente).

TABLA 24. MODELO DE TRES NIVELES DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA. EFECTO DE GRADO (MODELO 1)

Efecto Fijo	Coeficiente	Error estándar	t	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{000}	488.03	3.994	122.1	30	0.000
Grado, γ_{100}	29.79	0.882	33.7	30	0.000
Efecto aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje que explica <i>grado</i> *			
Alumnos, σ^2	5262.11	12			
Escuelas,					
Intercepto, $\tau_{\pi00}$	1061.64	–			
Grado, $\tau_{\pi11}$	210.25				
Estados, τ_{β}					
Intercepto, τ_{β}	210.43	–			
Grado, $\tau_{\beta11}$	–		Desviación		415094

* Este porcentaje se obtiene al comparar el estimado de varianza entre alumnos del modelo que incorpora el efecto *grado*, con el mismo estimado del modelo nulo (Modelo 0) en la tabla 22.

La parte inferior de la tabla 24 presenta los resultados de la parte aleatoria del Modelo 1; como podría esperarse, puesto que se emplea el mismo examen con todos los alumnos, y dado el efecto significativo observado para γ_{100} , los resultados indican que una proporción significativa (12 por ciento) de la varianza entre alumnos observada en el Modelo 0 corresponde en realidad a diferencias de rendimiento entre los tres grados de educación secundaria. Por otro lado, el modelo no reduce



en proporción apreciable la varianza entre escuelas o estados. Esto significa que la varianza entre escuelas o estados no se puede explicar en términos de diferencias sistemáticas en el rendimiento de los alumnos de distintos grados.

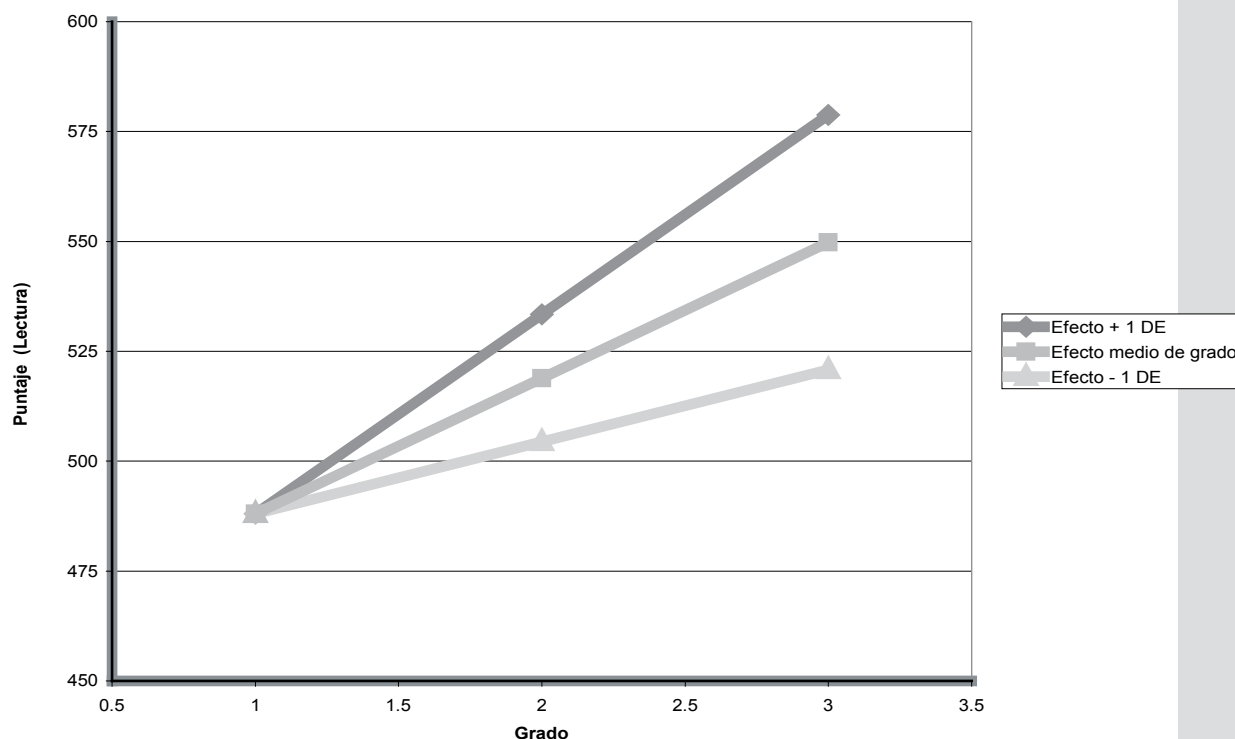
El Modelo 1 se conoce como un modelo multinivel de *pendientes aleatorias* porque permite estimar la variabilidad entre escuelas ($\tau_{\pi 11}$) y estados ($\tau_{\beta 11}$) del efecto (la pendiente), asociado a la variable grado. Si el parámetro que estima la varianza de la pendiente entre escuelas ($\tau_{\pi 11}$) es significativo, se puede concluir que el efecto de *grado* (las diferencias promedio entre alumnos de primero, segundos y tercer grados) no es estable en la muestra, sino que varía según la escuela de que se trate.¹³

Como se aprecia en la tabla 24, los resultados indican que el efecto grado efectivamente varía significativamente entre escuelas ($\tau_{\pi 11}=210.25$). Para dimensionar la extensión de la varianza del parámetro asociado a grado (γ_{100}) es preferible computar la desviación estándar de la distribución de los efectos entre escuelas (la raíz cuadrada del componente de varianza $\tau_{\pi 11}$). Juntos, γ_{100} y $\sqrt{\tau_{\pi 11}}$ se interpretan como la media y la desviación estándar, respectivamente, de una distribución normal para los efectos de grado entre escuelas en el país. Es decir, se puede decir que el efecto de un año adicional de escolaridad en el examen de aprovechamiento de lectura se distribuye en las secundarias generales del país con una media de 29.7 puntos, y una desviación estándar de 14.5.

La figura 5 presenta estos resultados gráficamente para facilitar su interpretación. La línea central, en la gráfica, representa el puntaje esperado de los alumnos en primero, segundo y tercer grados de secundaria en una escuela con un efecto *grado* promedio ($\hat{\gamma}_{000} = 29.79$). En cambio, las líneas superior e inferior representan los puntajes esperados en escuelas con efectos de grado una desviación estándar $\sqrt{\tau_{\pi 11}}$ por encima y por debajo de la media respectivamente —recuérdese que la media se refiere a la distribución del efecto (γ_{100}), no de los puntajes promedios de los alumnos (γ_{000}). Como puede verse, las *tendencias* difieren de manera considerable entre escuelas; para tercer grado la diferencia entre el rendimiento promedio de los alumnos de las escuelas representadas por las líneas superior e inferior es de cerca de sesenta puntos, aun suponiendo que en ambas los alumnos tenían un nivel de rendimiento equivalente en primer grado.

¹³ Como se discutió anteriormente, los procedimientos de estimación con muestras ponderadas implementados en HLM no permiten determinar directamente si los efectos aleatorios son estadísticamente significativos. Por lo tanto, en este estudio se recurrió a un método híbrido para evaluar componentes de varianza en el modelo: primero se comparan los estimadores de los efectos aleatorios estimados por los modelos ponderado y no ponderado. Cuando estos estimadores no difieren de forma considerable se utiliza la prueba chi-cuadrada del componente de varianza en el modelo no ponderado, como aproximación para el componente estimado en el modelo ponderado.

FIGURA 5.
PUNTAJES ESPERADOS EN SECUNDARIAS GENERALES
CON DISTINTOS EFECTOS GRADO



Los resultados en la tabla 24 no indican que exista variación significativa en la pendiente de *grado* al nivel 3 en el modelo; por lo cual se concluye que este efecto se mantiene relativamente estable entre estados. Es decir, el valor esperado del incremento en los puntajes de los alumnos de un grado a otro es similar, independientemente del estado de que se trate. Este resultado es interesante porque, una vez más, indica que la variabilidad entre escuelas es comparativamente más importante que la variabilidad entre estados (en este caso, una vez que se consideran las diferencias entre escuelas, los estados no difieren sistemáticamente entre sí, en términos del efecto de *grado*).

Como se ha mencionado reiteradamente, el efecto de *grado* no puede interpretarse estrictamente como un efecto longitudinal, sobre todo en el caso de puntajes no ajustados. Las muestras de alumnos son distintas en cada grado, por lo que los puntajes promedio podrían estar influenciados por fluctuaciones aleatorias en las características socioeconómicas de las muestras de cada grado, o por efectos sistémicos o del contexto a nivel escolar o regional (por ejemplo deserción o reprobación). Sin embargo, los resultados del Modelo 1 permiten hacer una estimación inicial del grado de variabilidad entre escuelas en el rendimiento de los alumnos en los distin-



tos grados de secundaria. A continuación se presenta una serie de modelos orientados a obtener un mejor estimador del efecto de años de escolaridad.

Efecto ajustado de la variable grado (como proxy de años de escolaridad)

Las limitaciones del Modelo 1 se pueden moderar, en cierta medida, ajustando el estimador del efecto grado para tomar en cuenta las características sociodemográficas de las muestras de alumnos de cada grado. Aunque los indicadores disponibles en el cuestionario de alumnos son evidentemente limitados, las estadísticas descriptivas por grado presentadas en la sección *Resultados descriptivos* no parecen mostrar diferencias considerables entre grados, en este sentido, para indicadores clave de perfil socioeconómico como capital cultural y educación de los padres. Sin embargo, ciertamente es posible que existan efectos importantes en la muestra relacionados con el perfil socioeconómico de los alumnos, no capturados con el cuestionario de contexto del estudiante, los cuales podrían afectar los resultados de los análisis.

Para tratar de reducir lo más posible la varianza debida a diferencias en las muestras de estudiantes de los tres grados, el Modelo 2 incorpora las características sociodemográficas de los alumnos como predictores. Esto permite investigar el efecto de estas características en el rendimiento de los estudiantes; y en la medida en que se elimine la variación debida a éstos, también se produce un estimador potencialmente más preciso del efecto de años adicionales de escolaridad.

Los predictores se describieron con detalle en el capítulo 2, e incluyen sexo, edad (como indicador de rezago escolar), reprobación de materia(s), cambio de escuela durante el año escolar, capital cultural familiar, educación de los padres y sus expectativas para la educación de sus hijos. Además, se incluyen indicadores adicionales contruidos a partir de la información del cuestionario de contexto que reflejan motivación, ayuda académica familiar, el ambiente en el aula y la retroalimentación que los estudiantes reciben de sus maestros. El modelo se describe en el capítulo 2 en detalle; todos los predictores se centran con respecto a su media muestral e, inicialmente, se definen como aleatorios entre escuelas y estados (el efecto de cada predictor en el puntaje de los alumnos varía según la escuela y el estado de que se trate. Sin embargo, en los casos en que la varianza entre escuelas y/o estados no era significativamente diferente de cero, los parámetros se especificaron nuevamente como fijos); es decir, el efecto del predictor es el mismo en todas las escuelas y/o estados.

Los resultados del Modelo 2 se presentan en la tabla 25. El índice de verosimilitud para el Modelo 2 (desviación=338643) muestra una reducción importante en comparación con el Modelo 1 (desviación=415094), lo que refleja que los predictores incorporados aquí resultan en un mejor ajuste del modelo a los datos¹⁴. El primer paso en la interpretación es definir el significado del intercepto en el modelo (γ_{000}). Como se

¹⁴ La resta de los índices de verosimilitud de dos modelos comúnmente se asume distribuida chi-cuadrada con grados de libertad igual a la diferencia de los parámetros de los dos modelos.

mencionó, todos los predictores en el modelo se centran con respecto a su media nacional y, por lo tanto, el intercepto representa el puntaje promedio nacional para los tres grados de educación secundaria, ajustado para considerar las características sociodemográficas de los alumnos en la muestra ($\hat{\gamma}_{000}=522.28$). Podría llamar la atención la diferencia considerable entre este estimador y el estimado en el Modelo 1 ($\hat{\gamma}_{000}=488.03$). Sin embargo, debe recordarse que en el Modelo 1 no se centró la variable grado, por lo que a diferencia del Modelo 2, el intercepto se definía allí como el puntaje promedio de los alumnos de primer grado. En el Modelo 1, además, no se considera el perfil sociodemográfico de los alumnos en la muestra, por lo que γ_{000} se puede considerar, asimismo, como un estimador crudo del promedio en primer grado.



TABLA 25. MODELO DE TRES NIVELES DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA. EFECTO AJUSTADO DE GRADO Y CARACTERÍSTICAS DE LOS ALUMNOS (MODELO 2)

Efecto fijo	Coeficiente	Error estándar	T	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{000}	522.28	2.59	201.3	30	0.000
Grado, γ_{100}	30.74	0.99	30.9	30	0.000
Sexo, γ_{200}	-3.60	1.94	-1.89	30	0.062
Edad, γ_{300}	-5.45	0.67	-7.88	29946	0.000
Cambesc, γ_{400}	-20.07	1.38	-14.7	29946	0.000
Reproba, γ_{500}	-26.58	1.42	-18.3	30	0.000
Ayuda, γ_{600}	-8.65	0.99	-8.69	29946	0.000
Capicult, γ_{700}	8.00	0.80	9.62	393	0.000
Ambiente, γ_{800}	14.30	1.24	11.6	29946	0.000
Retro, γ_{900}	3.02	1.11	2.70	29946	0.007
Motiva, γ_{1000}	9.71	0.54	18.2	393	0.000
Pedu, γ_{1100}	1.60	0.48	3.28	29946	0.001
Medu, γ_{1200}	1.16	0.56	2.06	29946	0.039
Expecta, γ_{1300}	9.49	0.45	20.6	393	0.000
Efecto aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje explicado			
Alumnos, σ^2	4308.69	28.2			
Escuelas, $\tau_{\pi00}$	593.88	43.3			
Grado, $\tau_{\pi10}$	174.7				
Sexo, $\tau_{\pi20}$	145.1				
Reproba, $\tau_{\pi50}$	154.7				
Capicult, $\tau_{\pi70}$	107.7				
Motiva, $\tau_{\pi100}$	54.9				
Expecta, $\tau_{\pi110}$	21.7				
Estados, τ_{β}	97.34	53.1			
Sexo, $\tau_{\beta20}$	21.52				
Reproba, $\tau_{\beta50}$	11.72				
			Desviación		338643

Los efectos de variables del alumno observados en este modelo corresponden con los reportados comúnmente en la literatura nacional e internacional. En cuanto a las variables demográficas, se observa que los niños en la muestra obtienen puntajes más bajos, en promedio, al de las niñas (este efecto está ligeramente por debajo del nivel estadísticamente significativo mínimo; $\gamma_{200} = -3.60$, $p = .062$). El efecto negativo de *edad* ($\gamma_{300} = -3.60$, $p < .001$) refleja el rezago en el puntaje de los alumnos retenidos en algún grado, o que por alguna otra razón son de edad mayor a la esperada para cada grado. El efecto negativo de la movilidad intraciclo se refleja claramente en este estudio: los alumnos que reportan haber cambiado de escuela durante el año escolar presentan un rezago significativo ($\gamma_{400} = -20.07$, $p < .001$) en comparación con sus compañeros que permanecieron en la misma escuela durante el año. De forma similar, se observa un efecto negativo importante asociado a alumnos que reportan haber reprobado alguna materia en secundaria: $\gamma_{500} = -26.58$, $p < .00$; como se recordará esta variable es el único indicador disponible del nivel de rendimiento académico del estudiante en años anteriores.

En lo referente a los indicadores del perfil socioeconómico de las familias de los alumnos, los resultados también son consistentes con el grueso de la literatura en la materia. Como es común, se observan efectos positivos del indicador del capital cultural familiar, que en este estudio se operacionaliza de forma bastante limitada como el número de libros en el hogar ($\gamma_{200} = 8.00$, $p < .001$), y del nivel educativo del padre ($\gamma_{200} = 1.60$, $p = .001$) y la madre ($\gamma_{200} = 1.16$, $p = .039$). Adicionalmente, se observa un efecto positivo importante de las expectativas de los padres con respecto al nivel de educación que alcanzará(n) su(s) hijo(a/s) ($\gamma_{1300} = 9.49$, $p < .001$), independientemente del nivel educativo de los padres y el capital cultural de la familia. Como se mencionó en el capítulo 2, sección *Descripción de las Variables*, este efecto refleja en parte la importancia que los padres asignan a la educación como medio de avance económico para sus hijos y, en cierto grado, es también reflejo del capital cultural familiar.

Asimismo, el Modelo 2 incluye los indicadores del contexto escolar y del aula creados a partir del cuestionario de los alumnos. Estos indicadores recaban las percepciones de los alumnos acerca de prácticas pedagógicas de sus maestros, y del ambiente académico en el aula en general; ambos indicadores asociados con el concepto de oportunidad de aprender (OTL por sus siglas en inglés; véase Martínez-Fernández, 2005; Rowan, Correnti & Millar, 2002; Creemers & DeJong, 2001). Los detalles sobre la construcción de estos indicadores, incluyendo el análisis factorial de los ítems, se presentan en el Apéndice 2.

Los efectos de estos indicadores en la muestra ocurren en el sentido esperado en su mayoría. Por ejemplo, se observa un efecto positivo importante del indicador *ambiente* ($\gamma_{800} = 14.3$, $p < .001$) que refleja el efecto de los esfuerzos del maestro por crear un ambiente conducente al aprendizaje en el aula. Asimismo, se observa un efecto positivo del indicador de retroalimentación que recibe el alumno de sus profesores ($\gamma_{900} = 3.07$, $p = .000$). Igualmente, el indicador de motivación también presenta un efecto positivo en el puntaje de los alumnos ($\gamma_{900} = 9.83$, $p = .000$).



El efecto negativo del indicador de *ayuda académica* en el hogar ($\gamma_{600} = -8.65$, $p = .000$) pudiera parecer contraintuitivo en principio. Sin embargo, como se mencionó en el capítulo 2, si se revisa el contenido de los ítems que componen este indicador puede observarse que éstos podrían revelar problemas de rendimiento en el estudiante. Ahora bien, el coeficiente γ_{600} refleja el efecto de la variable *ayuda* para niños del mismo sexo, edad, y características socioeconómicas familiares, en ambientes de aula idénticos. En vista de lo anterior, es probable que el efecto *ayuda* no constituya un *proxy* de características familiares que privilegian a los hijos con ayuda académica adicional (efectos que son absorbidos más directamente por los indicadores de capital cultural familiar y educación de los padres), sino como un reflejo de la *necesidad de ayuda* por parte del alumno. En otras palabras, la interpretación correcta del efecto de *ayuda* en éste corresponde probablemente a la segunda hipótesis aventurada en el capítulo 2, es decir como reflejo de alumnos rezagados que requieren más ayuda de sus padres —debido a algún tipo de necesidad educativa especial, o porque su rendimiento escolar no ha sido el adecuado.

Una vez removido (i.e. ajustado) el efecto de las variables del alumno del modelo, se puede volver la atención nuevamente al efecto de la variable grado. Teóricamente, al controlar todos estos indicadores en el modelo, el efecto de grado refleja con mayor precisión la mejora en los puntajes de los alumnos debida a años adicionales de escolaridad. Por ejemplo, una posibilidad latente es que el patrón de ganancia en los puntajes puede reflejar de manera importante que la muestra en tercer grado contiene una proporción menor de niños de familias desfavorecidas en relación a la muestra de primer grado —dado que los índices de deserción, evidentemente, no son independientes del nivel socioeconómico de los estudiantes. El Modelo 2 modera, en cierta medida, este problema ya que teóricamente el efecto real de años adicionales de escolaridad se estima con mayor precisión al considerar el perfil sociodemográfico de los alumnos. Sin embargo, los resultados indican que aún después de incluir un número de predictores con efectos significativos en el modelo, el efecto de *grado* permanece estable, en comparación con los Modelos 1 y 2. ($\gamma_{100} = 30.74$, $p < 0.001$). Es razonable presumir que esta *falta de ajuste* refleja, en buena parte, las limitaciones del mismo cuestionario de contexto mencionadas anteriormente en repetidas ocasiones. Además de detallar los análisis factoriales empleados para crear los constructos de los alumnos utilizados en este estudio, el Apéndice 2 contiene una evaluación más general de las características del cuestionario de contexto.

Con respecto a los efectos aleatorios del Modelo 2, los resultados en la parte inferior de la tabla 25 indican que, a pesar de las limitaciones del cuestionario de contexto, una proporción importante de la varianza en el modelo se puede explicar en términos de diferencias en el perfil sociodemográfico de los alumnos. Comparando los modelos 1 y 2, se observa que los predictores en el último modelo explican 18 por ciento ($[5262-4308]/5262$) de la varianza entre alumnos (o nivel 1). En cuanto a la varianza entre escuelas y estados, el modelo explica el 44 por ciento ($[1062-594]/1062$) y el 54 por ciento ($[210-97]/210$) de las varianzas en estos nive-

les, respectivamente. Es decir, los resultados indican que las características sociodemográficas de los alumnos en la muestra explican una proporción considerable de las diferencias en el rendimiento promedio de las escuelas y estados.

Adicionalmente, se observa que los efectos de variables de los alumnos varían de forma significativa entre escuelas, pero no así entre estados, donde los efectos se mantienen relativamente constantes, en promedio. Específicamente, los efectos de sexo [$\sim N(\gamma_{200}, R2)$], reprobación [$\sim N(\gamma_{500}, R5)$], capital cultural [$\sim N(\gamma_{700}, R7)$], motivación [$\sim N(\gamma_{1000}, R10)$], y expectativas familiares [$\sim N(\gamma_{1300}, R13)$] varían significativamente entre escuelas. Para ejemplificar el significado práctico de esta variabilidad considérese el efecto de las expectativas familiares en el rendimiento de los alumnos (expecta). Según los resultados del Modelo 2 este efecto se distribuye normalmente entre escuelas con media $\gamma_{1300}=9.49$, y desviación estándar $\sqrt{R_{13}}=4.66$. De acuerdo a la teoría de la distribución normal lo anterior implica que en 64 por ciento de las escuelas el efecto específico de las expectativas familiares será de 9.49 ± 4.66 . Mientras que en una escuela en el extremo inferior de esta distribución el efecto es de 4.83, en otra, en el extremo superior de la distribución, el mismo efecto sería de 14.15. De manera similar, en un 95 por ciento de las escuelas el efecto de las expectativas es igual a $9.49 \pm 2(4.66)$.

Es interesante notar que, aunque los predictores del alumno no afectan el efecto fijo estimado de grado en el Modelo 2 ($\gamma_{100}=30.74$), sí reducen en cambio la varianza de este efecto entre escuelas. La varianza de la distribución del efecto grado entre escuelas se redujo 17 por ciento en el Modelo 2 ($R1=174.7$) comparada con el mismo parámetro en el Modelo 1 ($R1=210.25$). En otras palabras, las características sociodemográficas de los alumnos explican, en cierta medida, las diferencias en los efectos de años adicionales de escolaridad en distintas escuelas. Sin embargo, es evidente que la mayor parte de la varianza del parámetro queda sin explicar en este modelo.

En cuanto al tercer nivel en el modelo, únicamente dos parámetros presentan varianza significativa entre los estados: sexo ($u2=21.52$) y reprobación ($u5=11.72$). Estas diferencias entre estados se presentan gráficamente en las figuras 6 y 7, que muestran los estimadores bayesianos (EB) del efecto de estos predictores en cada estado. Como puede verse en la figura 6, el grado de rezago de los niños, en comparación con las niñas, varía de forma importante entre estados, con Veracruz y Campeche en un extremo (en estos estados de hecho se observa una ligera desventaja para las niñas), y Sonora y Sinaloa en el otro (en estos estados el rezago de los niños es de más de diez puntos, en promedio).¹⁵ Se podría usar el estimador del error estándar del efecto *sexo* obtenido del Modelo 2 (1.94) para determinar si este efecto es significativo en cada estado; así se llegaría a la conclusión que en entidades como Zacatecas ($\gamma_{200}=-4.0$), Tabasco ($\gamma_{200}=-5.0$) o Colima ($\gamma_{200}=-8.2$) existen diferencias entre los

¹⁵ Debe recordarse que el efecto mostrado no corresponde a la diferencia simple entre los puntajes de los niños y las niñas en cada estado, sino que refleja valores esperados después de ajustar el efecto de las características sociodemográficas de los alumnos.



puntajes de los niños y las niñas, pero en estados como Veracruz ($\gamma_{200}=2.2$), Yucatán ($\gamma_{200}=-1.0$) o Aguascalientes ($\gamma_{200}=-3.2$) estas diferencias no son significativas.

La figura 7 presenta los estimadores EB para el rezago de los alumnos que reprobaban alguna materia (*reproba*) en cada estado. La gráfica muestra que el rezago va de un mínimo de 21 puntos en el Distrito Federal y 22 en Oaxaca, a un máximo de alrededor de treinta puntos en Tamaulipas y Nuevo León. Para el caso de *sexo*, estos efectos se deben interpretar en el contexto del modelo; es decir, como valores esperados después de ajustar el efecto de las características de los alumnos.

Por su parte, la figura 8 muestra los puntajes ajustados promedio para cada estado obtenidos a partir del Modelo 2. Como puede constatarse, el ordenamiento de los estados difiere del obtenido del Modelo 0 (véase figura 2). Aunque la correlación entre los promedios estatales crudos y ajustados es alta ($\gamma=0.93$, $p<0.001$), la gráfica refleja la problemática que se enfrenta al tratar de interpretar ordenamientos (de escuelas, estados, o países) basados en puntajes brutos.

Además, se debe recordar, como en el caso de otros parámetros, que los promedios estatales se estiman con cierto grado de error, por lo que los estimadores presentados en la gráfica, en realidad, se deben interpretar dentro de una banda de confianza, la cual toma en cuenta el error estándar del parámetro. Una banda aproximada se puede construir con la fórmula $\gamma_{000} \pm 2*2.59$ (es decir, un intervalo de ± 5.18 puntos alrededor del promedio ajustado estatal). La figura 9 presenta los promedios estatales estimados junto con este intervalo, eso permite apreciar que en muchos casos las diferencias entre los estados no son estadísticamente significativas.

FIGURA 6.
EFFECTO DE SEXO (REZAGO EN LOS PUNTAJES DE LOS NIÑOS)
POR ESTADO, ESTIMADOS A PARTIR DEL MODELO 2

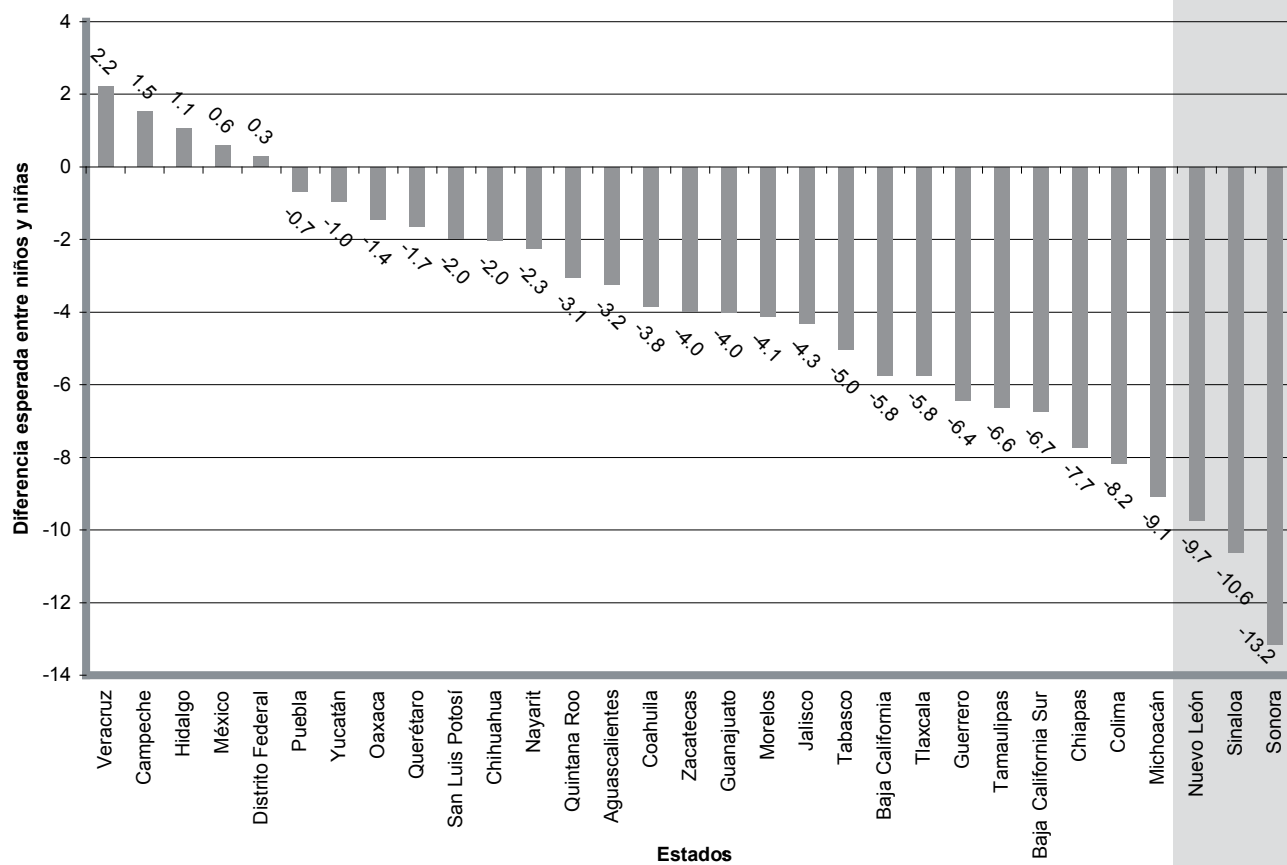




FIGURA 7.
EFFECTO DE *REPROBA* (REZAGO EN LOS PUNTAJES DE LOS
NIÑOS QUE REPRUEBAN ALGUNA MATERIA) POR ESTADO,
ESTIMADOS A PARTIR DE MODELO 2

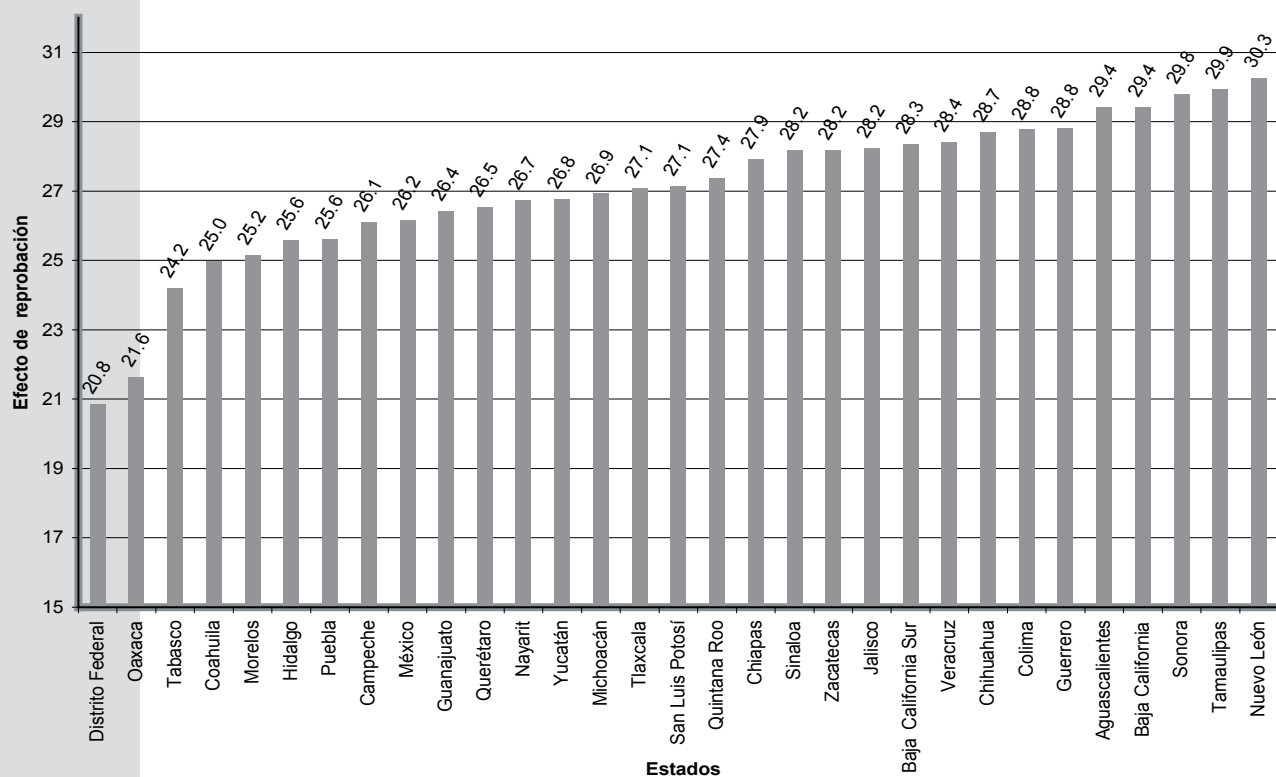


FIGURA 8.
PUNTAJES AJUSTADOS PROMEDIO POR ESTADO,
ESTIMADOS A PARTIR DEL MODELO 2

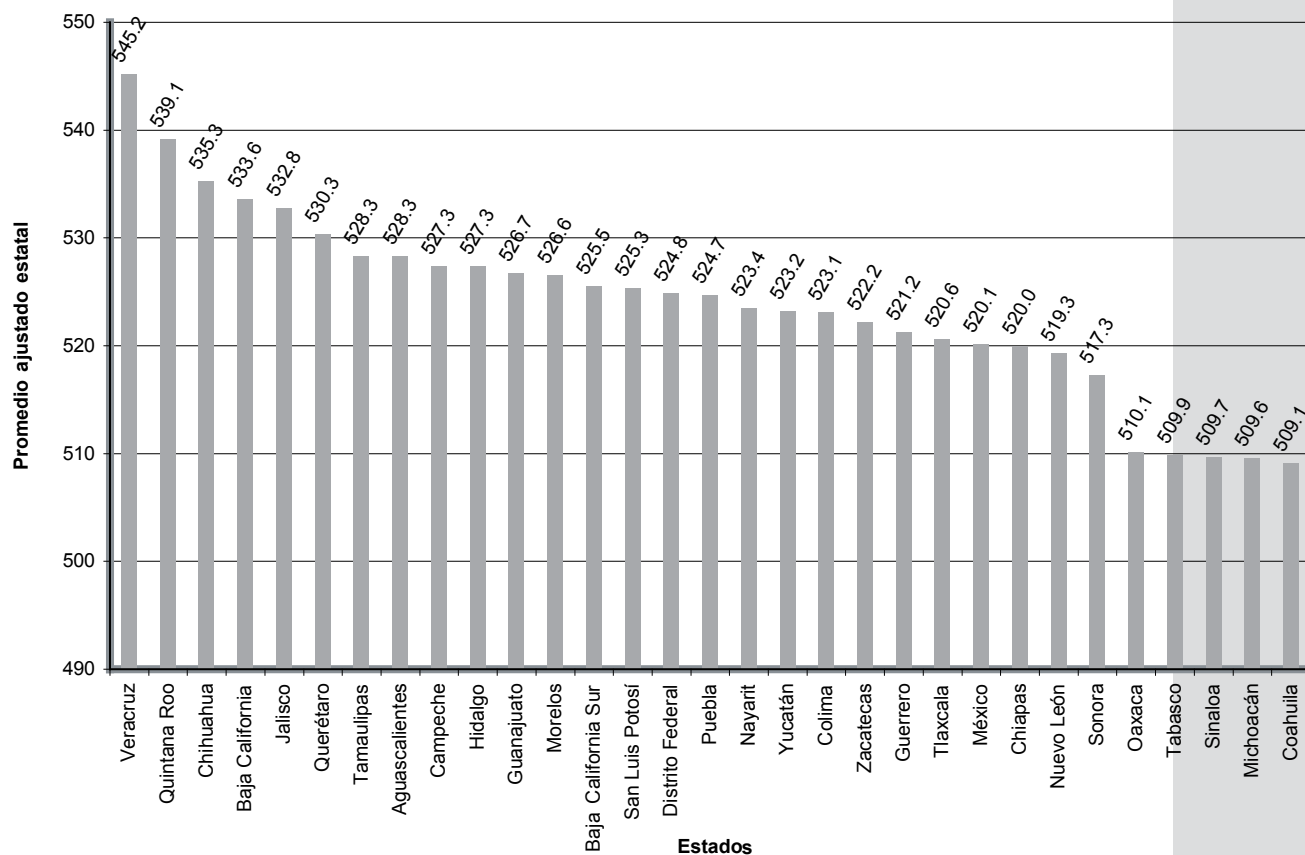
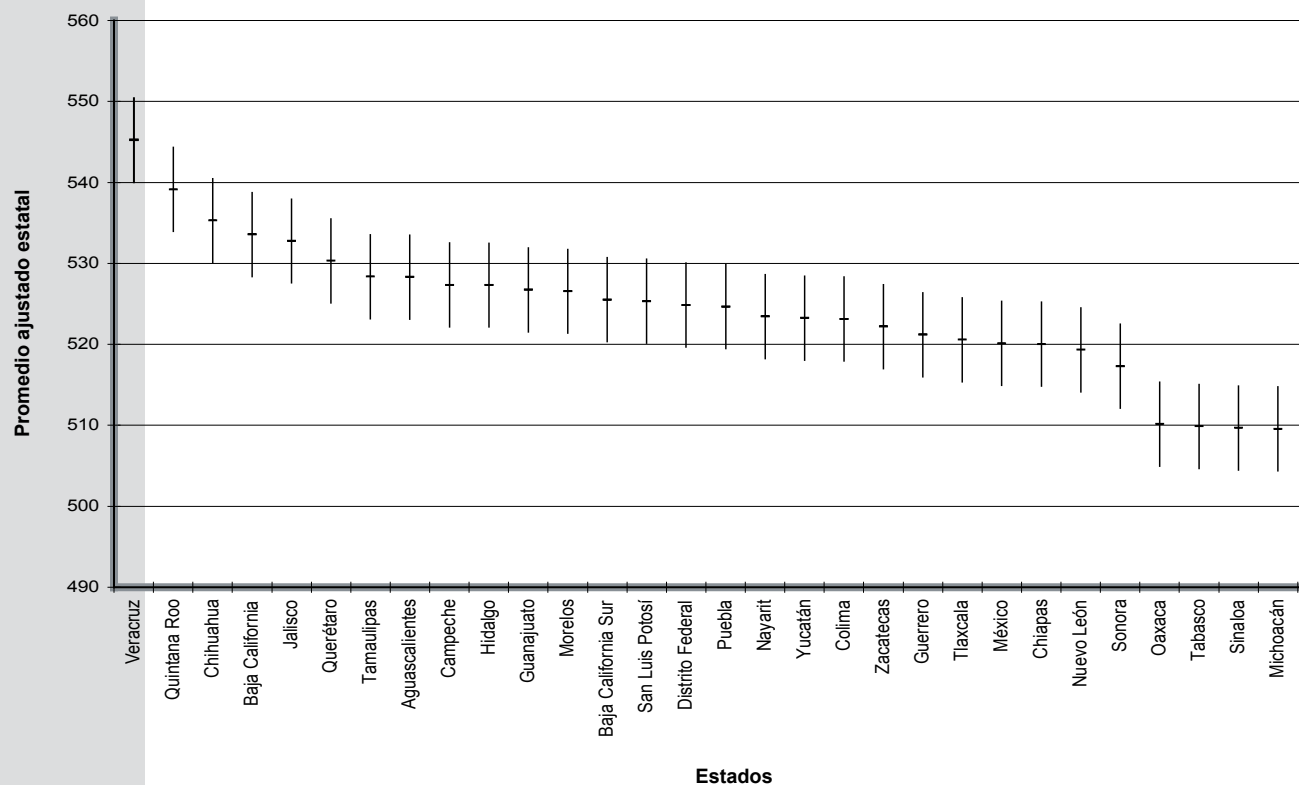




FIGURA 9.
INTERVALOS DE CONFIANZA APROXIMADOS
PARA LOS PUNTAJES AJUSTADOS PROMEDIO POR ESTADO



Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto)

En esta sección se describen dos modelos que exploran la influencia de características de las escuelas y los estados, tanto en el rendimiento promedio de los alumnos, como en el incremento en los puntajes asociados a los años adicionales de escolaridad (el efecto *grado*).

El Modelo 3 se conoce como modelo de *interceptos dependientes* debido a que incorpora características de la escuela como predictores del rendimiento ajustado promedio de los alumnos (el intercepto). Los resultados de este modelo se sintetizan en la tabla 27, junto a los de los modelos utilizados hasta este punto para facilitar su comparación. Los parámetros que capturan los efectos de características de los alumnos son consistentes con los del Modelo 2, dado que aquí no se incluyen predictores adicionales al nivel del alumno.

En cuanto a las características de las escuelas, sólo dos de los predictores incluidos en el Modelo 3 muestran efectos significativos en los puntajes promedio ajustados de las escuelas. Por un lado, se observa un efecto significativo de los indicadores del tamaño de la escuela. En igualdad de circunstancias, los alumnos en escuelas *grandes* y *muy grandes* obtienen puntajes promedio mayores que los alumnos en escuelas *pequeñas* y *medianas* —las escuelas pequeñas sirven como marco de referencia para los tres grupos restantes y, por tanto, el indicador dicotómico para éstas se omite en la tabla 27. Este efecto difiere del que tradicionalmente se observa en países desarrollados, donde las escuelas de áreas urbanas pobres están sobresaturadas y presentan niveles bajos de efectividad. En el caso de México es posible que el efecto sea, en cierta medida, en el sentido contrario, pues aunque existen algunas escuelas pobres y sobresaturadas en áreas urbanas, el promedio de escuelas urbanas grandes tiende todavía a contar con mayores recursos¹⁶ y pueden tener mayor acceso o ser más fácilmente favorecidas por políticas educativas.

Además, en el modelo se observa un efecto positivo considerable del nivel educativo promedio de las madres en el puntaje promedio de los alumnos de una escuela ($\gamma_{050}=14.68$). Este tipo de efecto se conoce como *efecto contextual*, porque el indicador se construye como un agregado simple del indicador de educación de la madre de cada alumno. En el modelo, por tanto, existe un efecto significativo del nivel educativo promedio de las madres de los alumnos de una escuela, más allá del efecto individual para cada alumno. Se puede suponer que cuando se agrega al nivel de la escuela, el indicador *educación de la madre* funciona como *proxy* de la composición sociodemográfica de la población de estudiantes, que como ocurre en otros países, está asociada con otras características del plantel que influyen en el rendimiento de los alumnos; por ejemplo el nivel de recursos disponibles para la escuela, o incluso el nivel educativo o la *calidad* de los maestros.

¹⁶ Ver, por ejemplo, en la sección de resultados descriptivos que las correlaciones entre la matrícula de la escuela y las características de infraestructura o equipamiento y mobiliario son positivas y significativas en todos los casos.



En cuanto a los efectos aleatorios, los predictores de las escuelas incorporados al Modelo 3 explican el treinta por ciento (417.9/593.8) de la varianza entre escuelas, y el 28 por ciento (70.7/97.3) de la varianza entre estados restante en el Modelo 2. Los predictores en los modelos 2 y 3 explican más de la mitad de la varianza total entre escuelas y estados en los modelos 0 y 1.

Asimismo, en el Modelo 3 se probó incluir ciertas características de los estados como predictores del puntaje promedio ajustado de sus alumnos. Estos predictores incluyen los índices de marginación y de desigualdad (*Índice de Gini*), así como los porcentajes de escuelas secundarias multigrado y telesecundarias como *proxys* del gasto educativo estatal. Sin embargo, como ninguno de estos predictores mostró efectos significativos en los interceptos estatales, fueron eliminados del Modelo 3 final. Este resultado podría sorprender en principio, ya que los indicadores de desarrollo de un estado por lo general están íntimamente relacionados con sus indicadores de rendimiento educativo agregado.

Sin embargo, los resultados deben interpretarse en términos del modelo empleado y las variables incluidas al nivel de las escuelas y los alumnos. Por una parte debe recordarse que en el marco del modelo de tres niveles, una vez que se toman en cuenta las diferencias entre las escuelas secundarias generales al interior de cada estado la varianza entre estados restante en el modelo es limitada: entre el dos por ciento y el tres por ciento de la varianza total. Además, como en el caso de las variables de los alumnos, los predictores estatales disponibles sólo constituyen indicadores *gruesos* y limitados del desarrollo de cada entidad. Finalmente debe recordarse que los efectos aquí están referidos a alumnos de idéntico perfil sociodemográfico, en escuelas de características similares. Considerando lo anterior los resultados al nivel del estado en modelos de tres niveles utilizados en este estudio resultan más razonables.

Para ejemplificar el efecto de usar un modelo de tres niveles, la tabla 26 presenta los resultados de un modelo de dos niveles donde se ignora el nivel de la escuela y se modelan los puntajes crudos de los alumnos en función del índice estatal de desigualdad económica de Gini. En este modelo se observa un importante efecto del grado de desigualdad económica en los puntajes de los alumnos de escuelas secundarias generales ($\gamma_{01}=-136.40$) que por sí solo explicaría el 11.8 por ciento de las diferencias crudas entre estados.

TABLA 26. MODELO DE DOS NIVELES DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA. RESULTADOS DE UN MODELO DE DOS NIVELES QUE IGNORA EL NIVEL DE LA ESCUELA

Efecto Fijo	Coefficiente	Error estándar	T	Grados de libertad	p-valor
Media Nacional, γ_{00}	516.78	3.710	139.2	29	0.000
Igini, γ_{01}	-136.40	65.51	-2.14	29	0.040
Efecto aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje explicado *			
Alumnos, σ^2	7040.30	-			
Estados, τ_{β}	265.91	11.8			

* Basado en los componentes de varianza de un modelo incondicional de dos niveles (alumnos y estados) que no se presenta aquí.

Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente)

Como se describe en el capítulo 2, el Modelo 4 es del tipo de *interceptos y efectos (o pendientes) dependientes*. Este modelo extiende el Modelo 3 para investigar adicionalmente el impacto de características de la escuela y el estado no sólo en el intercepto (los puntajes promedios escolares y estatales) sino también en las pendientes (los efectos de las variables de los alumnos). Como en otras secciones de este estudio, aquí se examina el efecto grado como *proxy* del efecto de años de escolaridad. El objetivo es, por lo tanto, investigar la relación entre las características de la escuela¹⁷ y el incremento en los puntajes de los alumnos de segundo y tercer grados (esto es, el efecto de grado o de años de escolaridad). Es decir, existen escuelas donde el *crecimiento* en los puntajes de los alumnos de segundo y tercer grados (ajustado por el perfil sociodemográfico de éstos) es comparativamente superior al de otras.

Únicamente se detecta un efecto significativo en el modelo en este sentido: como en el caso de intercepto, el nivel educativo promedio de las madres de los estudiantes de una escuela está positivamente relacionado con el efecto grado ($\gamma_{250}=2.94$). Es decir, en escuelas donde las madres de los alumnos tienen un nivel educativo más alto, los estudiantes parecen mejorar su rendimiento más marcadamente de un grado a otro. Sin embargo, este efecto no parece explicar una cantidad apreciable de la varianza del efecto grado restante en el Modelo 3 ($12.92/13.14=2$ por ciento). Por otra parte, el índice de ajuste del Modelo 4 (desviación=338499) es sólo marginalmente menor al del Modelo 3 (desviación=338510), aunque se estiman ocho parámetros adicionales.

¹⁷ No se incluyen aquí predictores al nivel estatal (nivel 3) ya que como se recordará, en el Modelo 1 se determinó que el efecto de *grado* no varía significativamente entre estados.



TABLA 27. SINOPSIS DE RESULTADOS DE LOS MODELOS MULTINIVEL (EFECTOS FIJOS)

	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Media nacional, γ_{000}	517.45	488.03	522.28	524.72	524.70
Efectos fijos del estudiante (Error estándar)					
Grado, γ_{100}		29.79 (0.88)	30.74 (0.99)	30.60 (0.99)	30.64 (0.96)
Sexo, γ_{200}			-3.60 (1.94)	-3.70 (1.93)	-3.69 (1.96)
Edad, γ_{300}			-5.45 (0.67)	-5.31 (0.68)	-5.31 (0.69)
Cambesc, γ_{400}			-20.07 (1.38)	-19.92 (1.41)	-19.90 (1.38)
Reproba, γ_{500}			-26.58 (1.42)	-26.69 (1.39)	-26.73 (1.36)
Ayuda, γ_{600}			-8.65 (0.99)	-8.63 (1.01)	-8.63 (1.01)
Capicult, γ_{700}			8.00 (0.80)	7.72 (0.90)	7.70 (0.89)
Ambiente, γ_{800}			14.30 (1.24)	14.36 (1.24)	14.40 (1.25)
Retro, γ_{900}			3.02 (1.11)	3.07 (1.11)	3.07 (1.11)
Motiva, γ_{1000}			9.71 (0.54)	9.83 (0.53)	9.81 (0.54)
Pedu, γ_{1100}			1.60 (0.48)	1.47 (0.50)	1.47 (0.50)
Medu, γ_{1200}			1.16 (0.56)	0.98 (0.55)	0.98 (0.55)
Expecta, γ_{1300}			9.49 (0.45)	9.28 (0.44)	9.27 (0.44)

TABLA 27 (CONTINUACIÓN)

	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Efectos fijos de la escuela (Intercepto)					
Desarrollo, γ_{010}				-	-
Infraestructura, γ_{020}				-	-
Educación media superior, γ_{030}				-	-
Faltas del maestro, γ_{040}				-	-
Educación promedio de las madres, γ_{050}				14.68 (2.81)	15.10 (2.71)
Escuela mediana, γ_{060}				-	-
Escuela grande, γ_{070}				8.99 (4.95)	8.73 (4.29)
Escuela muy grande, γ_{080}				16.80 (4.54)	16.36 (4.24)
Efectos fijos de la escuela (Efecto de grado)					
Desarrollo, γ_{110}					-
Infraestructura, γ_{120}					-
Educación media superior, γ_{130}					-
Faltas del maestro, γ_{140}					-
Educación promedio de las madres, γ_{150}					2.94 (1.45)
Escuela mediana, γ_{160}					-
Escuela grande, γ_{170}					-
Escuela muy grande, γ_{180}					-



TABLA 28. SINOPSIS DE RESULTADOS DE LOS MODELOS MULTINIVEL (EFECTOS ALEATORIOS)

Efectos aleatorios entre escuelas	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Grado, R1		210.25	174.50	172.66	166.93
Sexo, R2			144.96	141.61	141.37
Reprobación, R5			154.50	151.29	151.29
Capital cultural, R7			107.74	106.30	106.09
Motivación, R10			54.91	54.02	50.98
Expectativas famil., R13			21.72	20.98	20.98
Efectos aleatorios (Estados)			0.00	0.00	0.00
Sexo, U2			19.27	25.50	25.60
Reprobación, U5			15.37	13.54	13.40
Efectos aleatorios Varianza residual					
Alumnos, σ^2	6003.86	5262.11	4308.69	4293.83	4308.16
Escuelas, τ_π	1047.28	1061.64	593.88	417.93	416.75
Estados, τ_β	207.06	210.43	97.34	70.77	71.91
Ajuste del modelo Índice de verosimilitud (Número de parámetros)	419260 (4)	415094 (9)	338642 (53)	338510 (61)	338499 (69)

Modelos multinivel para las escuelas secundarias técnicas

En este capítulo se presentan los resultados del análisis multinivel de la muestra de alumnos de secundarias técnicas. En primer lugar se presenta el modelo nulo de tres niveles para estimar los componentes de varianza entre alumnos, escuelas, y estados. Posteriormente se presentan modelos de dos niveles estimados por separado para cada estado con la finalidad de investigar el nivel de heterogeneidad en la varianza entre escuelas en las entidades federativas del país. A continuación se presenta un modelo que estima el efecto bruto de la variable grado como *proxy* de años adicionales de escolaridad, para luego compararlo con otro modelo que ajusta el efecto de grado con las características sociodemográficas de los alumnos. Finalmente se incluyen predictores de la escuela al modelo y se investiga los efectos de estas variables sobre los niveles de rendimiento promedio (intercepto) así como sobre el efecto de grado (pendiente).

Modelo nulo

La tabla 29 presenta los resultados del modelo multinivel nulo de tres niveles para el rendimiento en lectura de alumnos de escuelas secundarias técnicas de todos los estados. Este modelo permite estimar la proporción de varianza en los puntajes asociada a los tres niveles en la muestra: alumnos, escuelas, y estados. Como puede verse en dicha tabla, la mayor parte de la varianza en puntajes de lectura en la muestra corresponde a diferencias de rendimiento entre los alumnos al interior de las escuelas (79.1 por ciento). Sin embargo, también se observa una proporción significativa de varianza (13.6 por ciento) debida a diferencias en el nivel de rendimiento promedio de las escuelas. Por último, una proporción menor pero aún apreciable de la varianza en el modelo (7.1 por ciento) corresponde a diferencias entre estados. Este último porcentaje es mayor que el observado en escuelas generales (tres por ciento), sugiriendo que en las técnicas existe mayor heterogeneidad en los puntajes promedio estatales en la prueba de lectura. El modelo también ofrece un estimador del puntaje medio nacional en la prueba de lectura en secundarias técnicas ($\hat{\gamma}_{000}=519.35$) muy parecido al de las secundarias generales.

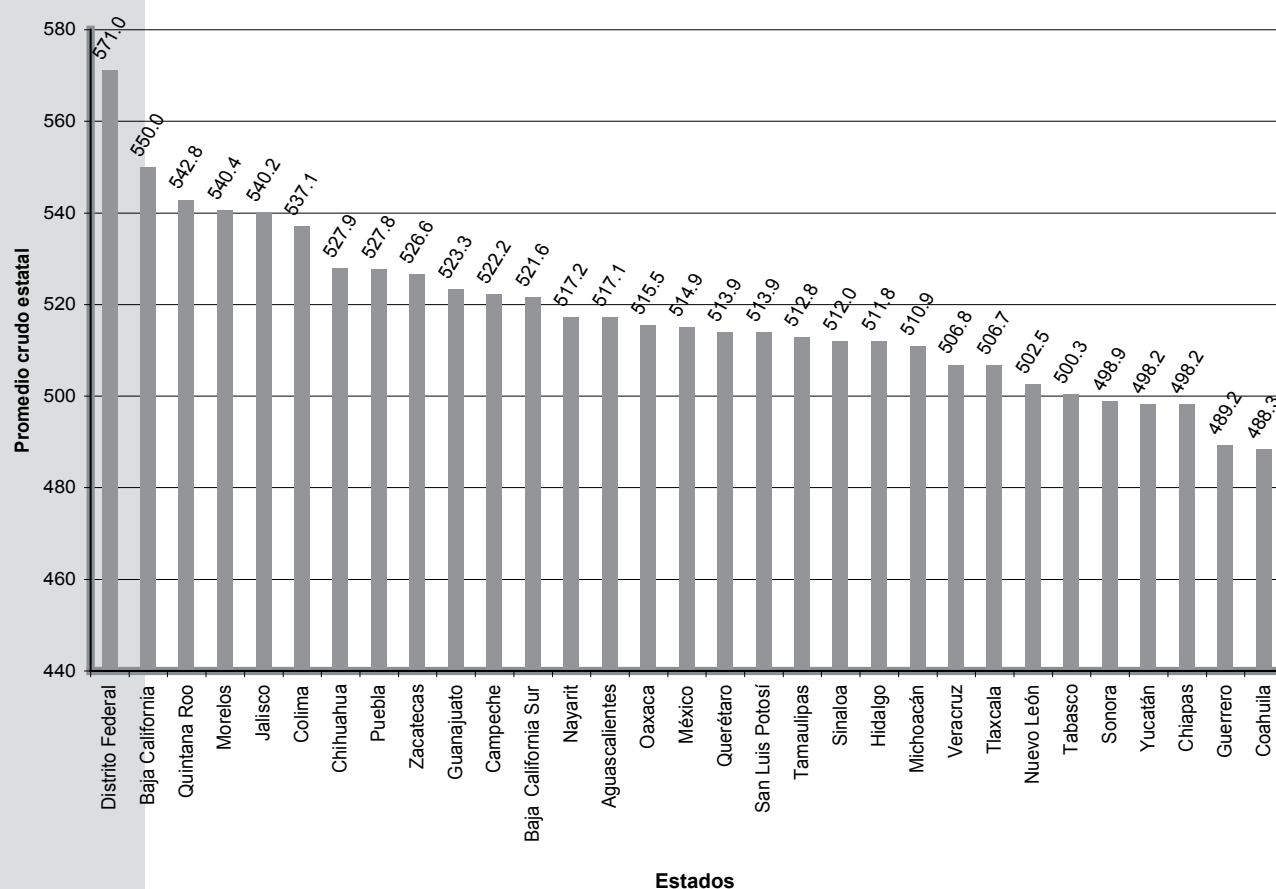
TABLA 29. APROVECHAMIENTO EN LECTURA. MODELO INCONDICIONAL DE TRES NIVELES (MODELO 0)

Efecto fijo	Coefficiente	Error estándar	T	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{000}	519.35	6.236	83.2	30	0.000
Efecto aleatorio	d.e	Componente de varianza	Porcentaje de la varianza total		p-valor
Alumnos, σ^2	77.48	5878.85	79.1		
Escuelas, τ_{π}	32.36	1016.94	13.6		0.000
Estados, τ_{β}	14.38	527.24	7.1		0.000

La figura 10 muestra el puntaje promedio bruto por estado estimado en el modelo. Los promedios en esta figura corresponden a estimadores bayesianos empíricos (EB) para cada estado, basados en el modelo nulo de tres niveles. El estimador EB es una combinación ponderada del puntaje promedio de cada estado y el puntaje promedio a nivel nacional, donde la ponderación corresponde a la confiabilidad de las distintas muestras estatales. Por lo tanto, el estimador EB estatal puede diferir del que se obtendría computando la media simple de los puntajes en cada estado (cuando la confiabilidad de la media estatal es baja, el EB se acerca más a la media nacional). En la figura se observa que el puntaje promedio bruto estimado va desde 571 y 550 en el Distrito Federal y Baja California, hasta 489 en las entidades de Guerrero y Coahuila.



FIGURA 10.
PUNTAJES BRUTOS PROMEDIO POR ESTADO
(ESTIMADOS A PARTIR DEL MODELO 0)



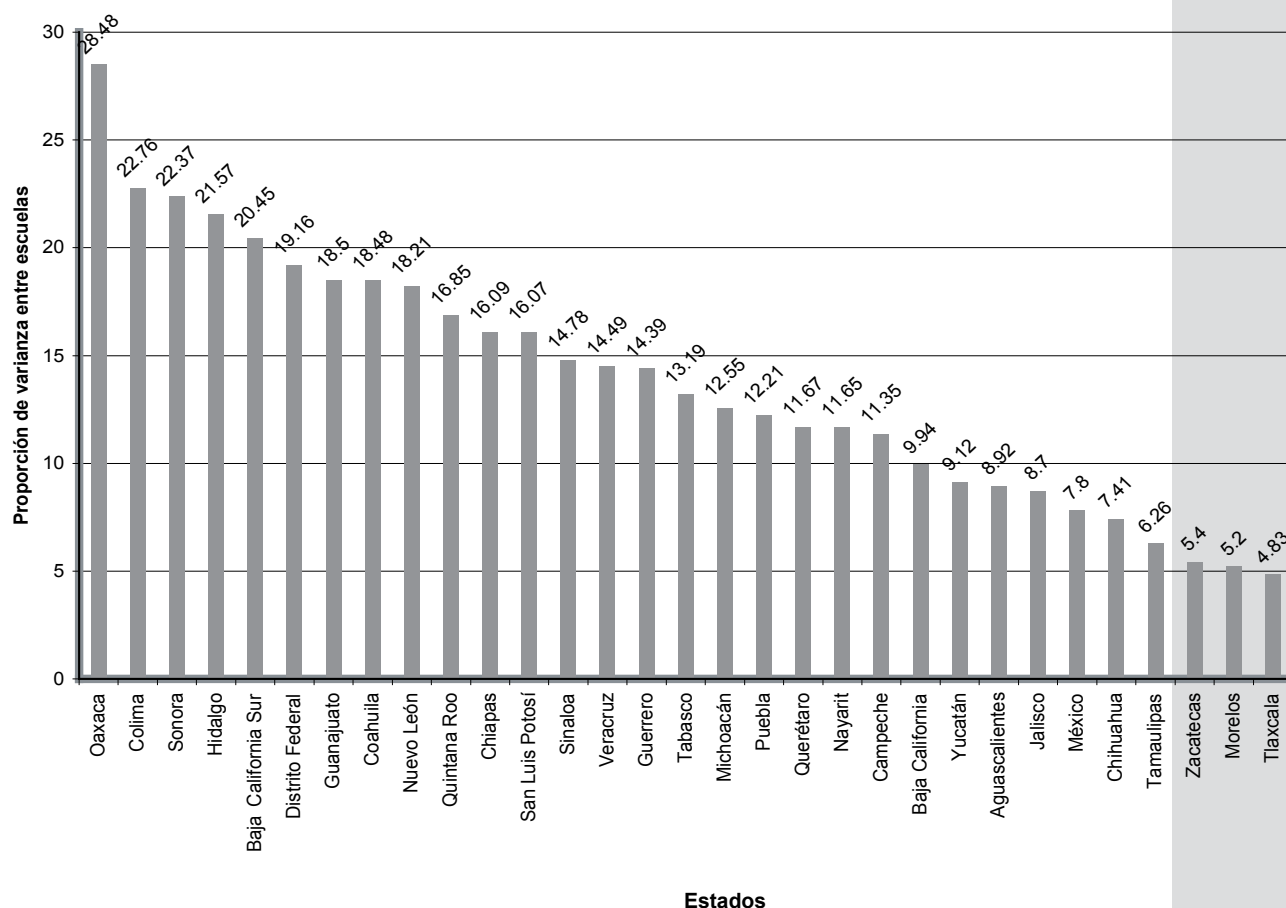
Varianza (o disparidad) entre escuelas por estado

El modelo de tres niveles presentado anteriormente indica que al nivel nacional la varianza entre escuelas es de aproximadamente 14 por ciento en promedio. Si bien este valor brinda información referencial sobre el grado de heterogeneidad de las secundarias técnicas mexicanas, no es muy útil si lo que se quiere conocer es el grado de disparidad de los puntajes de las escuelas dentro de cada estado. Esta información es de particular importancia si se conoce de antemano que los estados se diferencian en una serie de características económicas, políticas o geográficas que afectan de manera diferencial el funcionamiento o características de las escuelas de cada estado. El modelo de tres niveles, aunque útil para modelar diferencias en el rendimiento promedio de escuelas y estados (efectos fijos), no permite explorar en mayor detalle los estimados de varianza entre escuelas para cada estado. Para ello se

utilizaron 31 modelos análogos de dos niveles, uno para cada estado¹⁸, para estimar los componentes de varianza entre alumnos y escuelas.

La figura 11 presenta la proporción de varianza entre escuelas técnicas estimada por separado para cada estado a partir de un modelo multinivel nulo de dos niveles (alumnos y escuelas). En la figura se puede observar que el grado de disparidad entre escuelas varía para los distintos estados del país. Por ejemplo, mientras que en los estados de Oaxaca y Colima la proporción de la varianza entre escuelas es de 29 por ciento y 23 por ciento, respectivamente, en Morelos y Tlaxcala este porcentaje es de alrededor de cinco por ciento.

FIGURA 11. VARIANZA ENTRE ESCUELAS (GRADO DE DISPARIDAD EN LOS PUNTAJES DE LAS SECUNDARIAS TÉCNICAS) POR ESTADO



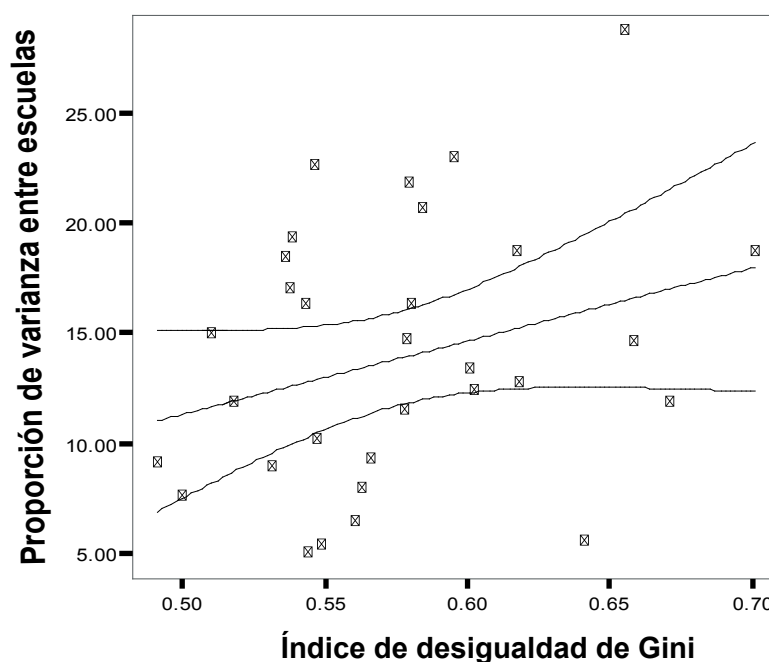
¹⁸ Con excepción del estado de Durango. Este estado está representado en la base de datos de alumnos, pero no así en la de escuelas, por lo que no se incluye en los análisis.



La causa de estas grandes diferencias entre estados, en términos del grado de disparidad entre escuelas secundarias técnicas, no es claro. No se observan correlaciones significativas entre la varianza entre escuelas y características de los estados como el PIB, el índice de desarrollo, y otros índices de inversión educativa disponibles. Incluso tomando escuelas en los extremos de la distribución, los patrones no son inequívocos: por ejemplo mientras que el PIB en los estados de Colima y Oaxaca (los estados con más alta varianza entre escuelas) fue de 8 mil 870 y 3 mil 954 dólares respectivamente en el año 2002, en el otro extremo el PIB en Tlaxcala y Morelos fue de 5 mil 125 y 8 mil 231 (INEE 2003b). Resultados similares se observan con el índice de desarrollo humano y el porcentaje escuelas multigrado (*proxy* de gasto educativo). Es decir, a simple vista no se observan diferencias notables entre estos estados en torno a sus indicadores económicos o de desarrollo humano.

Es probable que las diferencias en varianza se deban a factores más relacionados a aspectos del contexto educativo como políticas educativas, o criterios de distribución del presupuesto en educación diferenciales dentro de los estados. En este sentido, el caso del índice de desigualdad económica de Gini merece especial atención; la correlación entre éste y la varianza entre escuelas es $p=0.29$, y aunque ésta no alcanza un nivel significativo por lo reducido de la muestra ($n=31$, $p=0.10$), sí parece sugerir una cierta relación entre la desigualdad económica en el estado y la desigualdad entre escuelas.

FIGURA 12. GRÁFICA DE DISPERSIÓN. VARIANZA ENTRE ESCUELAS E ÍNDICE DE GINI



Efecto bruto de la variable grado

En el diseño muestral de las pruebas nacionales de aprovechamiento en secundaria se evaluaron a los alumnos de los tres grados de secundaria con el mismo instrumento. Dado que las escalas de puntajes de primero a tercer grados son perfectamente equiparables, es posible investigar el nivel de incremento en los puntajes de los alumnos de primero, segundo y tercer grados como una aproximación al efecto de años adicionales de escolaridad. Este ejercicio se realiza con todas las reservas necesarias cuando se dan interpretaciones longitudinales a datos de corte transversal (véase capítulo de metodología) y se basa en los resultados presentados en el capítulo descriptivo que sugiere que no existen diferencias importantes entre las poblaciones de los tres grados.

En el modelo nulo presentado anteriormente se observa que la fuente más importante de varianza (79 por ciento de la varianza total) reside al nivel de los alumnos. La tabla 30 presenta los resultados de un modelo multinivel de pendientes aleatorias (Modelo 1) que estima el efecto de grado sobre el puntaje de los alumnos, así como la varianza de grado entre escuelas ($\tau_{\pi 11}$) y estados ($\tau_{\beta 11}$). Cuando se incorpora grado como predictor en el modelo se observa que parte de la varianza entre alumnos en realidad se debe a diferencias sistemáticas entre los puntajes de los alumnos de diferentes grados. En la tabla se muestra que grado explica 11.4 por ciento de la varianza entre alumnos del modelo nulo. Es decir, utilizar grado como predictor en el modelo permite separar la varianza correspondiente a diferencias estrictamente atribuibles a características de los alumnos, de aquella varianza que se debe a diferencias entre grados.

El intercepto ($\hat{\gamma}_{000}=490.29$) representa aquí el puntaje promedio de los alumnos de primer grado de secundarias técnicas y la pendiente refleja el incremento promedio esperado cuando se pasa de un grado a otro ($\hat{\gamma}_{100}=29.35$ y $\hat{\gamma}_{100} * 2 = 58.7$ cuando se pasa de primer a tercer grado).

La parte inferior de la tabla 30 presenta los resultados de la parte aleatoria del Modelo 1.¹⁹ Se puede ver que las diferencias entre los puntajes de los alumnos de los tres grados explican un 5.5 por ciento de la varianza del intercepto entre escuelas (es decir, en el modelo nulo, parte de la varianza entre escuelas se confundía con las diferencias entre grados). Además, incluir el efecto grado en el nivel 1 en el modelo explica sólo una proporción mínima de la varianza entre estados (2.7 por ciento).

¹⁹ Sólo se presentan los componentes de varianza significativos.



TABLA 30. MODELO DE TRES NIVELES DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA. EFECTO DE GRADO (MODELO 1)

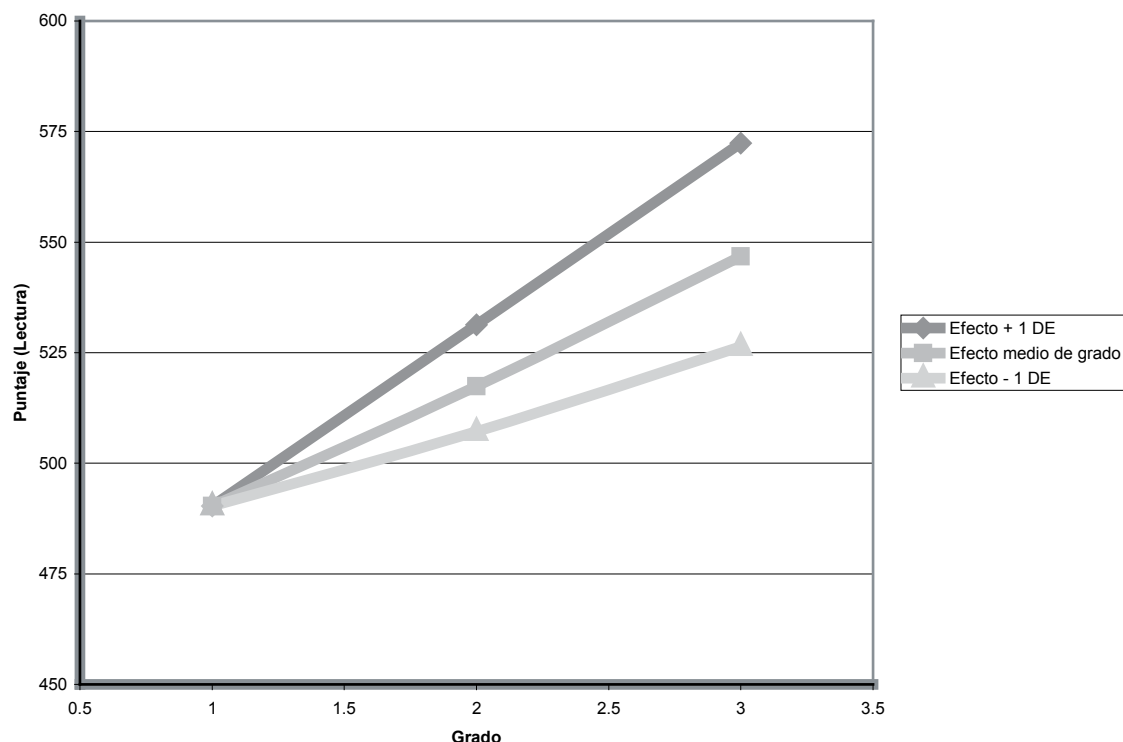
Efecto fijo	Coeficiente	Error estándar	T	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, $\hat{\gamma}_{000}$	490.29	6.040	81.17	30	0.000
Grado, $\hat{\gamma}_{100}$	29.35	0.768	38.1	30	0.000
Efecto aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje que explica grado*			
Alumnos, σ^2	5208.48	11.4			
Escuelas,					
Intercepto $\tau_{\pi 00}$	960.66	5.5			
Grado $\tau_{\pi 11}$	139.2				
Estados,					
Intercepto $\tau_{\beta 00}$	513.92	2.7			
Grado $\tau_{\beta 11}$	–		Desviación		361304

* Este porcentaje se obtiene al comparar el estimador de varianza del modelo que incorpora el efecto grado con el estimador correspondiente en el modelo nulo (Modelo 0) en la tabla 29.

Por último, el Modelo 1 también estima la variabilidad del efecto de grado entre escuelas ($\tau_{\pi 11}$) y estados ($\tau_{\beta 11}$). Un componente aleatorio significativo al nivel de las escuelas indicaría que el efecto grado no es homogéneo en la muestra, sino que varía según la escuela de que se trate.²⁰ Los resultados son semejantes a los observados en las secundarias generales en cuanto que el efecto de grado varía significativamente entre escuelas ($\tau_{\pi 11}=139.2$), pero no entre estados. La figura 13 ilustra estos resultados gráficamente para tres escuelas con un rendimiento promedio equivalente en el primer grado. La línea central representa el puntaje esperado de grado en una escuela técnica con un efecto grado promedio ($\hat{\gamma}_{000} = 29.35$). En cambio, las líneas superior e inferior representan los puntajes esperados en escuelas con efectos una desviación estándar por encima y por debajo del efecto medio, respectivamente. Como puede verse la varianza entre escuelas del efecto grado, aunque menor que en secundarias generales, es también considerable: al llegar a tercer grado la diferencia en el rendimiento de los alumnos de las escuelas representadas por las líneas superior e inferior es de más de cuarenta puntos.

²⁰ Los métodos de estimación ponderada de HLM no permiten determinar directamente el nivel estadístico de significación de los efectos aleatorios. Por lo tanto, en este estudio se utiliza la prueba chi-cuadrada del modelo no ponderado, como prueba aproximada para los componentes de varianza del modelo ponderado.

FIGURA 13. PUNTAJES ESPERADOS EN SECUNDARIAS TÉCNICAS CON DISTINTOS EFECTOS GRADO



Esta varianza podría explicarse, en parte, por las características de los estudiantes que asisten a distintos centros educativos (i.e. nivel socioeconómico), o las características de la zona en la que se encuentra ubicada la escuela (urbano vs. rural, zonas de bajos ingresos vs. zonas de altos ingresos, etcétera), pero también podría reflejar el efecto diferencial de las escuelas en el progreso de los estudiantes de un grado a otro. Las limitaciones del diseño muestral de corte transversal utilizado aquí son más evidentes, ya que vuelven más complicado determinar la naturaleza y los orígenes de esta varianza al combinar varianza en la *tendencia* con varianza en la *población*. En el capítulo 4 se presentan algunos diseños alternativos más adecuados para estudios de tipo longitudinal.

Efecto ajustado de la variable grado (como proxy de años de escolaridad)

Las limitaciones de la muestra de corte transversal (y por consiguiente del Modelo 1) se pueden atenuar al ajustar el estimador del efecto grado para considerar las características de las muestras de alumnos en los distintos grados. Aunque los indicadores disponibles en el cuestionario de contexto del alumno son limitados (por ejemplo, la información referente al estatus socioeconómico de los estudiantes se limita al indicador educación de los padres), las estadísticas descriptivas por grado



presentadas anteriormente en la sección *Resultados descriptivos* no parecen mostrar diferencias considerables entre grados con relación a algunos de los indicadores clave. En la medida en que estos indicadores proveen información relevante sobre las características sociodemográficas de los alumnos, un modelo que incluya estos indicadores como ajustes proporcionaría, en teoría, un estimador del efecto grado más preciso que el del Modelo 1. Sin embargo, es posible que existan efectos no observados o variables omitidas en el modelo que expliquen parte importante de las diferencias en la prueba de lectura entre los tres grados. En este caso, los estimadores de los parámetros fijos del modelo estarían aún sesgados.

El Modelo 2 incorpora las características sociodemográficas de los alumnos como predictores para investigar su efecto en los puntajes de los alumnos y, de manera indirecta, en el estimador del efecto grado. Los predictores incluyen sexo del alumno, edad (como indicador de rezago escolar), reprobación de materia(s), cambio de escuela durante el año escolar, capital cultural familiar, educación de los padres y sus expectativas para la educación de sus hijos. Además, se incorporaron indicadores construidos a partir de la información del cuestionario de contexto, los cuales reflejan la motivación del alumno, ayuda académica familiar, el ambiente en el aula y la retroalimentación que los estudiantes reciben de sus maestros. El modelo se describe en el capítulo 2 con detalle; todos los predictores se centran con respecto a su media muestral, e inicialmente se definen como aleatorios entre escuelas y estados; es decir, el efecto de cada predictor en el puntaje de los alumnos varía según la escuela y el estado de que se trate. Sin embargo, cuando el estimador inicial de varianza entre escuelas y/o estados correspondiente a cada efecto no es significativo, el parámetro se reespecifica como fijo, esto es, el efecto del predictor se asume idéntico en todas las escuelas y/o estados. Los resultados del Modelo 2 se presentan en la tercera columna de la tabla 31. Esta tabla incluye los modelos utilizados hasta este punto para facilitar su comparación, y dos modelos adicionales que se describen con más detalle en las siguientes secciones.

Al centrar los predictores, el intercepto en este modelo ($\hat{\gamma}_{000}=521.75$) se interpreta como el puntaje promedio nacional para los tres grados de educación secundaria, ajustado por las características sociodemográficas de los alumnos en la muestra. Este valor es naturalmente mayor al del intercepto en Modelo 1 ($\hat{\gamma}_{000}=490.29$) ya que en aquel modelo los predictores no se centraron y, por tanto, el intercepto se definió como el puntaje promedio de los alumnos de primer grado.

TABLA 31. SINOPSIS DE RESULTADOS DE LOS MODELOS MULTINIVEL DE TRES NIVELES (EFECTOS FIJOS Y ALEATORIOS)

	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Media nacional, γ_{000}	519.35	490.29*	521.75	519.69	519.72
Efectos fijos del estudiante (Error estándar)					
Grado, γ_{100}		29.35 (0.76)	31.59 (1.21)	31.50 (1.19)	31.48 (1.04)
Sexo, γ_{200}			-4.58 (1.49)	-4.45 (1.58)	-4.40 (1.58)
Edad, γ_{300}			-6.75 (0.64)	-6.67 (0.64)	-6.68 (0.64)
Cambesc, γ_{400}			-17.23 (1.10)	-17.38 (1.12)	-17.45 (1.13)
Reproba, γ_{500}			-26.84 (1.46)	-27.30 (1.44)	-27.33 (1.43)
Ayuda, γ_{600}			-8.18 (0.95)	-8.14 (0.94)	-8.17 (0.93)
Capicult, γ_{700}			7.82 (1.34)	7.39 (1.32)	7.37 (1.32)
Ambiente, γ_{800}			14.2 (2.35)	14.32 (2.33)	14.29 (2.32)
Retro, γ_{900}			4.47 (1.31)	4.73 (1.31)	4.73 (1.32)
Motiva, γ_{1000}			10.2 (0.58)	10.16 (0.59)	10.18 (0.59)
Pedu, γ_{1100}			1.08 (0.35)	0.93 (0.36)	0.91 (0.36)
Medu, γ_{1200}			2.09 (0.35)	1.87 (0.35)	1.87 (0.35)
Expecta, γ_{1300}			9.42 (0.41)	9.26 (0.42)	9.28 (0.43)



TABLA 31 (CONTINUACIÓN)

Efectos fijos de la escuela (Intercepto)	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Desarrollo, γ_{010}				21.96 (11.05)	22.62 (11.53)
Infraestructura, γ_{020}				-	-
Educación media superior, γ_{030}				-	-
Faltas del maestro, γ_{040}				-	-
Educación promedio de las madres, γ_{050}				22.12 (5.03)	22.68 (5.11)
Escuela mediana, γ_{060}				-	-
Escuela grande, γ_{070}				-	-
Escuela muy grande, γ_{080}				-	-
Efectos fijos de la escuela (Efecto de grado)					
Desarrollo, γ_{210}					-
Infraestructura, γ_{220}					-
Educación media superior, γ_{230}					-
Faltas del maestro, γ_{240}					-17.47 (5.33)
Educación promedio de las madres, γ_{250}					2.19 (1.14)
Escuela mediana, γ_{260}					-
Escuela grande, γ_{270}					-
Escuela muy grande, γ_{280}					-

TABLA 31 (CONTINUACIÓN)

Efectos aleatorios entre escuelas	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Grado, R1		136.89	106.71	104.65	95.84
Sexo, R2			-	-	-
Reprobación, R5			55.65	-	-
Capital cultural, R7			-	-	-
Motivación, R10			-	-	-
Expectativas Famil., R13			-	-	-
Efectos aleatorios (Estados)					
Sexo, U2				23.43	-
Reprobación, U5			10.56	13.99	14.06
Efectos aleatorios Varianza residual					
Alumnos, σ^2	5878.85	5208.48	4417.30	4422.54	4422.67
Escuelas, τ_π	1016.94	960.66	606.11	373.02	372.05
Estados, τ_β	527.24	513.85	347.23	115.15	118.64
Ajuste del modelo Índice de verosimilitud (Número de parámetros)	364785 (4)	361304 (9)	285290 (27)	285137 (35)	285120 (43)

Los efectos de variables del alumno detectados en este modelo corresponden con los reportados en la literatura y observados en secundarias generales. Por ejemplo, en relación con las variables demográficas, en promedio los niños obtienen puntajes más bajos que las niñas ($\hat{\gamma}_{200}=-4.58$). El efecto negativo y significativo de *edad* ($\hat{\gamma}_{300}=-6.75$) refleja el rezago en el puntaje de alumnos de edad mayor a la edad normativa para cada grado. Los alumnos que reportan haber cambiado de escuela durante el año escolar también presentan un atraso significativo ($\hat{\gamma}_{400}=-17.23$) en comparación con sus compañeros que permanecieron en la misma escuela durante el año. Asimismo, se observó un efecto negativo importante asociado a alumnos que reprobaron alguna materia en secundaria ($\hat{\gamma}_{500}=-26.58$) que, como se recordará, se interpreta como indicador de nivel de rendimiento académico del estudiante en años pasados.



Con respecto a los indicadores del perfil socioeconómico de las familias de los alumnos, los resultados también son consistentes con la literatura en la materia. Por ejemplo, se observan efectos positivos del capital cultural familiar ($\hat{\gamma}_{700} = 7.82$) y del nivel educativo del padre ($\hat{\gamma}_{1100} = 1.08$) y la madre ($\hat{\gamma}_{1200} = 2.09$). Adicionalmente, se observa un efecto positivo importante de las expectativas de los padres con respecto al nivel de educativo de sus hijos ($\hat{\gamma}_{1300} = 9.42$), independientemente del nivel educativo de los padres y el capital cultural de la familia, reflejando el capital cultural familiar y la importancia que los padres asignan a la educación de sus hijos.

Asimismo, los indicadores del contexto escolar y del aula formados a partir del cuestionario de los alumnos recogen las percepciones de los alumnos acerca del ambiente académico en el aula y el contexto escolar en general, interpretados aquí como indicadores indirectos de la *oportunidad de aprender* (véase el Apéndice 2). Los efectos de estos indicadores en la muestra son en su mayoría los esperados. Por ejemplo, se observa un efecto positivo importante del indicador *ambiente* ($\hat{\gamma}_{800} = 14.2$) reflejando los esfuerzos del maestro por crear un ambiente conducente al aprendizaje. También se observa un efecto positivo del indicador *retroalimentación* ($\hat{\gamma}_{900} = 4.47$) igualmente indicativo de prácticas pedagógicas deseables en los maestros. Finalmente, el indicador *motivación* también tiene un efecto positivo en el puntaje de los alumnos ($\hat{\gamma}_{1000} = 10.2$).

Llama la atención el efecto negativo y aparentemente inesperado del indicador *ayuda académica* ($\hat{\gamma}_{600} = -8.18$). Como se mencionó en el caso de secundarias generales, este indicador puede reflejar problemas de rendimiento en el estudiante y probablemente se interprete de manera más adecuada como corresponde a la segunda hipótesis expuesta en el capítulo 2; es decir, como reflejo de alumnos rezagados y/o con necesidades educativas especiales o adicionales, quienes requieren más ayuda de sus padres.

Además, el Modelo 2 presenta el efecto ajustado de grado, una vez removido el efecto de las variables del alumno del modelo. Teóricamente, al controlar los efectos sistemáticos de las características de los alumnos que podrían ser diferentes en las poblaciones de los tres grados, el efecto de grado reflejaría con mayor precisión el aumento en los puntajes debido a años adicionales de escolaridad. Sin embargo, los resultados indican que aún después de incluir un conjunto de predictores con efectos significativos en el modelo, el efecto de grado permanece relativamente estable, en comparación con el Modelo 1 ($\hat{\gamma}_{100} = 31.59$).²¹

Por lo que respecta a los efectos aleatorios, los resultados en la parte inferior de la tabla 31, indican que una proporción importante de la varianza en el Modelo 2 se puede explicar en términos de diferencias sociodemográficas entre los alumnos. Los predictores en Modelo 2 explican 15 por ciento ($[5208.48 - 4417.30] / 5208.48$) de la varianza entre alumnos, 37 por ciento ($[960.66 - 606.11] / 960.66$) de la varianza entre escuelas, y 32 por ciento ($[513.85 - 347.23] / 513.85$) de la varianzas entre estados. Es decir, las características sociodemográficas de los alumnos en la muestra

²¹ No obstante, es razonable presumir que esto refleja, en buena parte, las limitaciones del mismo cuestionario de contexto (véase Apéndice 2).

explican una proporción considerable de las diferencias en el rendimiento promedio de las escuelas y estados.

Adicionalmente, se observa que el efecto reprobación varía significativamente entre escuelas y estados. Este efecto se distribuye entre escuelas con media $\hat{\gamma}_{500}=26.84$ y desviación estándar $\sqrt{R_5}=2.73$. Además, es interesante notar que los predictores del alumno reducen ligeramente el nivel en que la variable grado varía entre escuelas. La varianza de la distribución del efecto grado entre escuelas se redujo 12 por ciento en el Modelo 2 ($R^2=10.33$) comparada con el mismo parámetro en el Modelo 1 ($R^2=11.7$). Es decir, las características sociodemográficas de los alumnos explican, en cierta forma, los distintos efectos *grado* (años adicionales de escolaridad) observados en las escuelas.

En cuanto a la varianza de los parámetros entre estados, dos parámetros presentan varianza significativa: sexo ($u^2=4.84$) y reprobación ($u^5=3.25$). El estimador bayesiano empírico (EB) de estos efectos en cada estado se presenta gráficamente en las figuras 14 y 15. Como puede verse en la figura 14, el grado de rezago de los niños en comparación con las niñas, varía de forma significativa entre estados; con Quintana Roo y el Distrito Federal en un extremo (se observa incluso una ligera desventaja para las niñas), y Sonora y Tamaulipas en el otro, con un rezago de más de diez puntos en promedio en el puntaje de los niños. Usando el error estándar global del parámetro sexo obtenido del Modelo 2 (1.49), para juzgar el nivel de significación estadística de esta variable en cada estado, se concluye que en muchas entidades las diferencias entre sexos no son significativas. Sólo en entidades ubicadas a la derecha de Hidalgo en la figura (por ejemplo Oaxaca, Veracruz, estado de México y Chiapas) las diferencias entre los puntajes de los niños y las niñas son significativas.

En cuanto al rezago de los alumnos que reprueban alguna materia (*reproba*), éste es significativo en todos los estados. Los estimadores EB estatales en la figura 15 muestran que va de un mínimo de 23.6 puntos en Veracruz, a un máximo de 32 puntos en Aguascalientes. Como en el caso de sexo, estos efectos se deben interpretar en el contexto del modelo, es decir, como valores esperados después de ajustar el efecto de las características de los alumnos.

La figura 16 muestra los estimadores EB para el puntaje promedio ajustado en cada estado obtenido a partir del Modelo 2. Se observa que el ordenamiento de los estados difiere ligeramente del obtenido del Modelo 0 (véase la figura 10), aún cuando los predictores de los alumnos empleados no se consideran particularmente poderosos, lo que enfatiza los peligros que se enfrentan cuando se trata de obtener inferencias a partir de ordenamientos simples basados en puntajes promedio.

Por último, el índice de verosimilitud para el Modelo 2 (desviación=285290) muestra una reducción importante en comparación con el Modelo 1 (desviación=361304), lo cual refleja que los predictores incorporados en este análisis, resultan en un mejor ajuste del modelo a los datos.²²

²² La diferencia entre los índices de verosimilitud de dos modelos, comúnmente se asume distribuida como una variable chi-cuadrada con grados de libertad igual a la diferencia de los parámetros estimados en los dos modelos.



FIGURA 14. EFECTO DE SEXO (REZAGO EN LOS PUNTAJES DE LOS NIÑOS) POR ESTADO

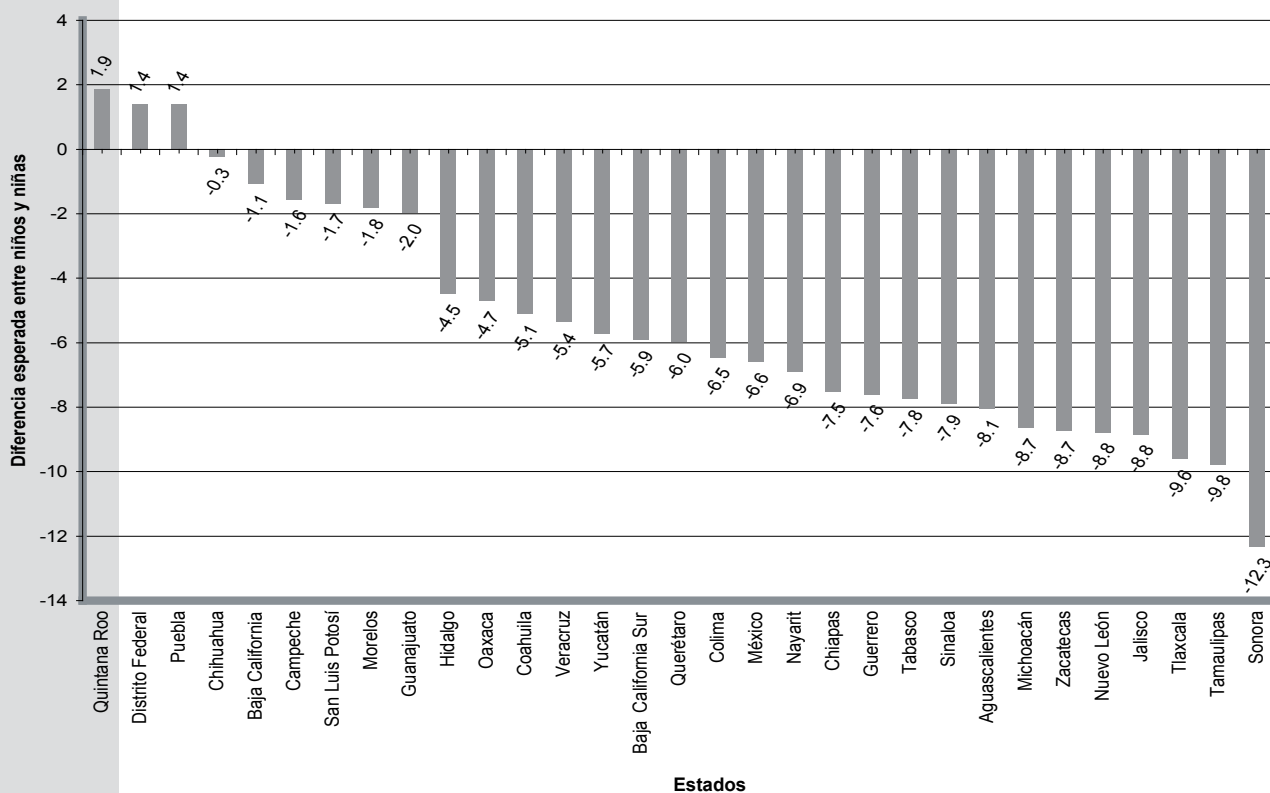


FIGURA 15.
EFFECTO DE *REPROBA* (REZAGO EN LOS PUNTAJES DE LOS NIÑOS QUE REPRUEBAN ALGUNA MATERIA) POR ESTADO

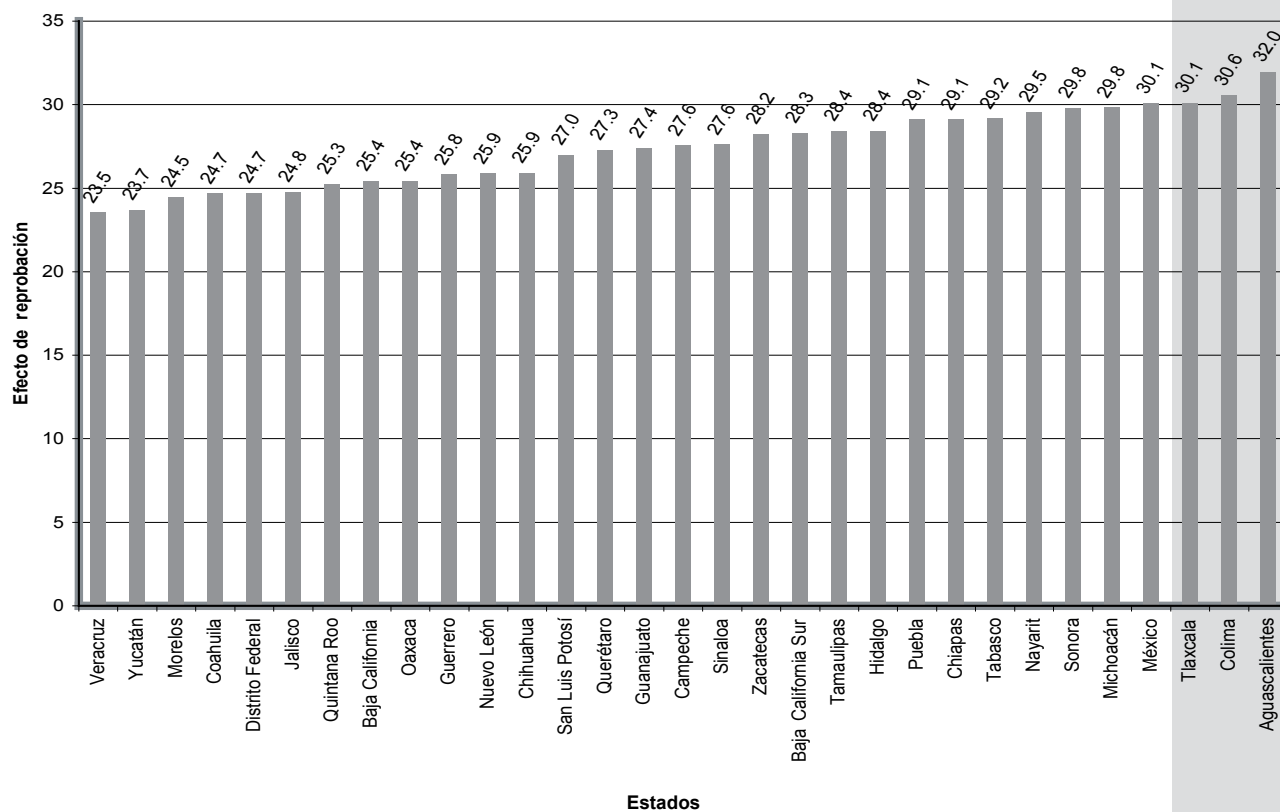
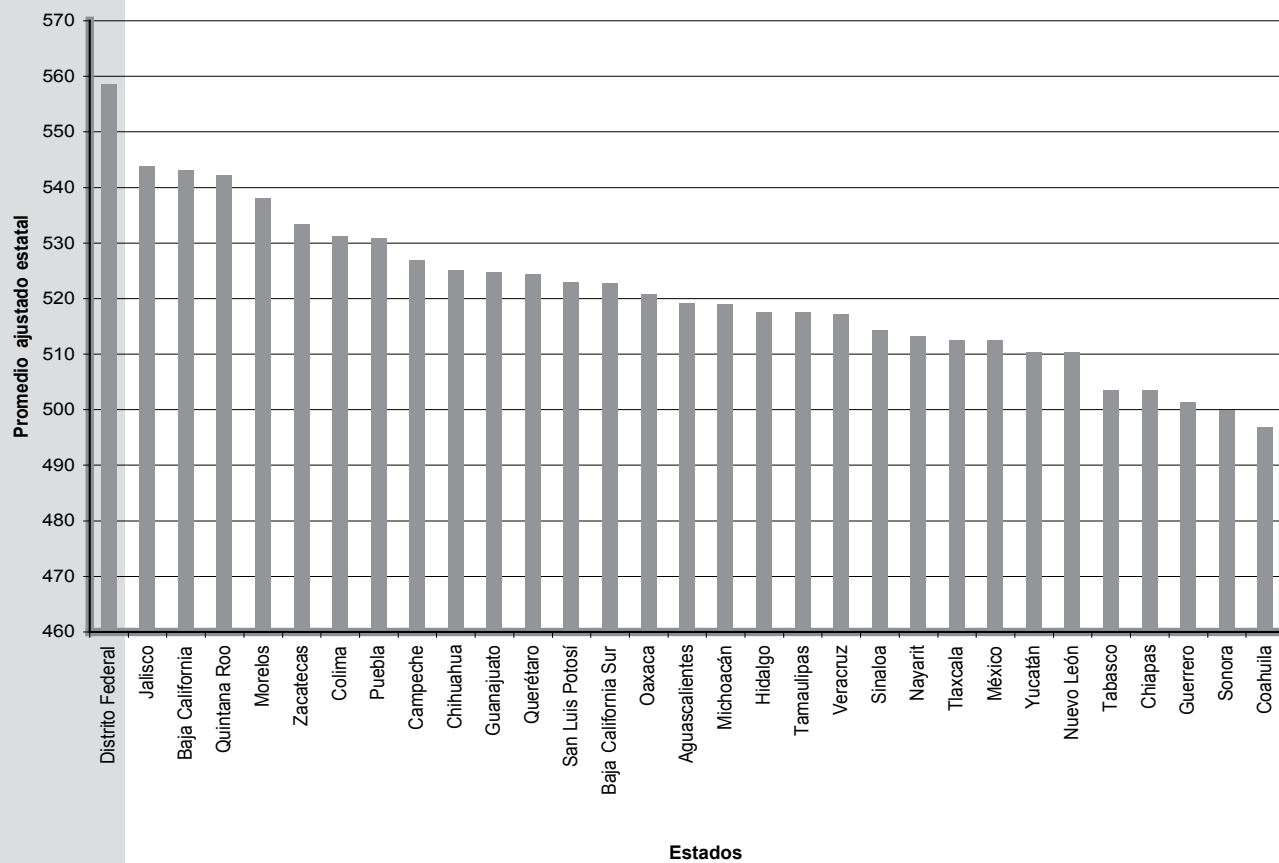




FIGURA 16.
PUNTAJES AJUSTADOS PROMEDIO POR ESTADO
(ESTIMADOS A PARTIR DEL MODELO 2)



Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto)

Una vez identificada la variación significativa de interceptos y los pendientes entre escuelas y estados, el siguiente paso es tratar de explicar esta varianza en términos precisamente de características de los estados y las escuelas. En esta sección se describen modelos que exploran la influencia de características de las escuelas y los estados en el rendimiento promedio de los alumnos y en el incremento esperado en los puntajes asociado a años adicionales de escolaridad (o efecto grado).

El Modelo 3 de *interceptos dependientes* incorpora características de la escuela como predictores del rendimiento promedio de los alumnos (el intercepto). Los resultados de este modelo se resumen en la tabla 31. En primer lugar, se puede observar que los parámetros que capturan los efectos de características de los alumnos son consistentes con los del Modelo 2, debido a que en el Modelo 3 no se incluyen predictores adicionales al nivel del alumno.

Por lo que respecta a características de las escuelas, únicamente dos de los predictores incluidos en el Modelo 3 tienen efectos significativos en los puntajes promedio ajustados de las escuelas. Por un lado, se observa un efecto positivo y significativo ($\hat{\gamma}_{010}=21.96$) del índice de desarrollo de la comunidad en que se ubica la escuela (indicador compuesto que refleja la presencia de servicios públicos en la comunidad). Este resultado es consistente con los encontrados en otros estudios y sugiere que las escuelas ubicadas en zonas de mayor nivel de desarrollo (lo cual se traduce en disponibilidad de servicios públicos básicos tales como agua entubada, electricidad, drenaje, alumbrado u otros servicios como transporte público o servicios de atención de salud) tienden a obtener puntajes más altos que los centros ubicados en zonas de menor nivel de desarrollo. Este efecto captura en parte el efecto contextual de las características socioeconómicas de los alumnos no contenidas en el cuestionario de contexto. En otras palabras, las secundarias ubicadas en zonas menos pobres y que por tanto atienden a estudiantes de nivel socioeconómico moderado o alto, comparativamente tienden a rendir mejor que las escuelas ubicadas en zonas pobres —o zonas que carecen de al menos uno de los recursos básicos incluidos en el indicador de desarrollo— en donde asisten alumnos de escasos recursos.

En el modelo se observa también un efecto positivo considerable del nivel educativo promedio de las madres ($\hat{\gamma}_{050}=22.12$). Este efecto es de tipo *contextual* porque el indicador es un agregado simple del indicador de educación de la madre de cada alumno. Agregado al nivel de la escuela, el indicador *educación de la madre* funciona también como *proxy* de la composición sociodemográfica de la población de estudiantes, por lo que esto refleja también efectos de tipo socioeconómico como los discutidos anteriormente para el índice de desarrollo. Como en muchos países, estos indicadores contextuales están íntimamente asociados a otras características del plantel que influyen en el rendimiento de los alumnos —por ejemplo el nivel de recursos disponibles para la escuela, o el nivel educativo o la *calidad* de los maestros.

En la tabla 31 se observa que los predictores de las escuelas incorporados al Modelo 3 explican el 38 por ciento ($606.11-373.02/606.11$) de la varianza entre escue-



las, y el 66 por ciento ($347.23-115.15/347.23$) de la varianza restante entre estados en el Modelo 2.

Por lo que respecta a características de los estados como predictores del puntaje promedio ajustado de sus alumnos, éstos incluyen los índices de marginación y de desigualdad (*índice de Gini*), así como los porcentajes de escuelas secundarias multi-grado y telesecundarias, como *proxys* del gasto educativo estatal. Sin embargo, ninguno de estos predictores mostró efectos significativos en los interceptos estatales y, por lo tanto, no se presentan en el Modelo 3. Estos resultados deben interpretarse en términos del modelo empleado y las variables incluidas al nivel de las escuelas y los alumnos. Por una parte debe recordarse que en el marco del modelo de tres niveles, una vez que se toman en cuenta las diferencias entre las escuelas secundarias técnicas al interior de cada estado, la varianza entre estados restante en el modelo es limitada y alrededor de siete por ciento de la varianza total. Además, como se mencionó, los predictores de los alumnos y las escuelas explican una proporción considerable de la varianza entre estados, lo cual implica que la varianza residual entre estados es mínima. Si se considera que los predictores estatales disponibles son indicadores *gruesos* y limitados del desarrollo de cada entidad, y que los efectos en el modelo se refieren a alumnos de similar perfil sociodemográfico, en escuelas de características también similares, la ausencia de resultados significativos al nivel de los estados en el modelo no es sorprendente.

Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente)

Como se describe en el capítulo 2, el último Modelo 4 es del tipo de *interceptos y efectos (o pendientes) dependientes*. Este modelo amplía el Modelo 3 e investiga el impacto de características de la escuela y el estado en las pendientes (los efectos de las variables de los alumnos) además de los interceptos. En particular, se enfoca en el efecto *grado* como *proxy* del efecto de años de escolaridad. El objetivo es investigar qué características de la escuela explican las diferencias en el efecto *grado* —no se incluyen predictores al nivel estatal (Nivel 3), pues como se recordará, en el Modelo 1 se determinó que el efecto de grado no varía significativamente entre estados.

Los resultados señalan que el indicador *faltas del maestro* se encuentra negativa y significativamente relacionado con la *pendiente de grado* ($\hat{\gamma}_{240} = -17.47$). Este resultado sugiere que en las escuelas donde los maestros tienden a faltar con mayor frecuencia los puntajes de los alumnos aumentan en una tasa menor de un grado a otro, en comparación con las escuelas en donde los maestros faltan menos (en términos de las ecuaciones esto significa que la *pendiente de grado* es más plana). Es decir, en escuelas donde los maestros pierden más horas de clase, en actividades no académicas, el tiempo que transcurren con los alumnos dentro del aula es menor, reduciendo las oportunidades de aprendizaje de los estudiantes y comprometiendo así el nivel de nuevos conocimientos que éstos adquieren.

Asimismo, el nivel educativo promedio de las madres de los estudiantes también está relacionado positivamente con el efecto grado ($\hat{\gamma}_{250}=2.19$). Es decir, en escuelas donde las madres de los alumnos tienen un nivel educativo promedio más alto (escuelas de mayor nivel socioeconómico) los estudiantes parecen mejorar su rendimiento más pronunciadamente de un grado a otro. A diferencia del intercepto, el indicador de servicios públicos de la comunidad de la escuela no está significativamente asociado a la *pendiente de grado*.

Finalmente se puede observar que los predictores incluidos en el Modelo 4 sólo explican el cuatro por ciento de la varianza del efecto grado restante del Modelo 3 ($[10.23-9.79]/10.23$). Lo cual también se ve reflejado en el índice de ajuste del Modelo 4 (desviación=285120) que sólo es marginalmente menor (y mejor) al del Modelo 3 (desviación=285137).

Modelos multinivel para las escuelas telesecundarias

En este capítulo se presentan los resultados del análisis multinivel de la muestra de alumnos de escuelas telesecundarias. Como se recordará, a pesar de su reducido tamaño (sólo 59 escuelas), la muestra de escuelas telesecundarias es representativa a nivel nacional, una vez que los pesos muestrales son usados en las estimaciones de los estadísticos. No obstante, la muestra no es representativa a nivel estatal por lo cual los modelos empleados aquí se limitan a dos niveles: alumnos y escuelas.²³

Es importante resaltar que a pesar de la representatividad nacional de la muestra, esta tan sólo constituye el 0.4 por ciento de un total de 16 mil 231 escuelas telesecundarias a nivel nacional (INEE, 2004)²⁴. Esto no sólo reduce considerablemente el poder estadístico de las pruebas en los análisis, sino que también compromete, estrictamente hablando, la generalización de los resultados. Por tales razones, los resultados presentados en este capítulo (y el de secundarias privadas después de éste) se consideran únicamente como exploratorios y tentativos, y se deberán interpretar con sumo cuidado. Sin embargo, es importante utilizar la muestra disponible y presentar resultados provisionales que puedan servir de referencia para estudios posteriores.

En primer lugar se presenta el modelo nulo para obtener componentes de varianza asociados a los dos niveles del modelo (alumnos y escuelas). Posteriormente se presenta el efecto bruto de la variable grado, para luego ajustar este efecto y considerar características socioeconómicas de los alumnos. Por último, se incorporan predictores al nivel 2 en el modelo para investigar los efectos de características de las escuelas sobre los niveles de rendimiento promedio de los alumnos (intercepto), así como el efecto (pendiente) de grado.

²³ Inicialmente, se contaba con 62 escuelas en la muestra telesecundarias. Esta muestra, sin embargo, se redujo a 59 cuando la base de alumnos se unió con la de escuelas, en la cual no existía información para todas las telesecundarias.

²⁴ Es importante mencionar que si bien la muestra de escuelas de este estudio corresponde a las encuestadas al inicio del ciclo escolar 2001, la estadística sobre el total escuelas telesecundarias pertenece al ciclo escolar 2003-2004.



Modelo nulo

La tabla 32 presenta los resultados de un modelo multinivel nulo de dos niveles para el rendimiento en lectura de alumnos de escuelas telesecundarias en la República Mexicana. Los resultados indican que la mayor parte de la varianza en puntajes de lectura en la muestra de telesecundarias (82.2 por ciento) corresponde a diferencias intraescuela (es decir, entre alumnos). Sin embargo, también se observa una proporción significativa de varianza (17.8 por ciento), debida a diferencias de rendimiento entre escuelas. La varianza entre escuelas es similar a la observada en otras escuelas públicas (cuando se emplea con éstas un modelo de dos niveles). Un resultado interesante en sí mismo, pues indica que el grado de disparidad entre telesecundarias es similar al de otras escuelas públicas.

Por otra parte, el modelo produce un estimador del puntaje medio nacional de los estudiantes de telesecundaria en la prueba de lectura ($\hat{\gamma}_{00}=473.08$), el cual refleja un nivel de rendimiento inferior al promedio estimado para las otras secundarias públicas ($\hat{\gamma}_{00}=517.45$ para escuelas generales, y $\hat{\gamma}_{00}=519.35$ para escuelas técnicas, respectivamente).

TABLA 32. APROVECHAMIENTO EN LECTURA. MODELO INCONDICIONAL DE DOS NIVELES (MODELO 0)

Efecto Fijo	Coefficiente	Error estándar	t	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{00}	473.08	6.590	71.78	54	0.000
Efecto aleatorio	Desviación estándar	Componente de varianza	Porcentaje de la varianza	p-valor	
Alumnos, σ^2	54.53	3310.07	82.2		
Escuelas, τ_{π}	26.84	720.57	17.8	0.000	

Como en capítulos anteriores, después del modelo nulo se estimó otro en donde sólo se incluyó la variable grado para así obtener el efecto bruto de este predictor. Los resultados de estas estimaciones se presentan en la tabla 33, y sus implicaciones se muestran gráficamente en la figura 17. Los estimadores para el efecto fijo de grado es $\gamma_{10}=30.39$ y la desviación del efecto (el efecto aleatorio) es $\sqrt{\tau_{\pi 1}} = 9.78$. Las líneas en la gráfica indican los puntajes deseados para cada grado en escuelas con distintos efectos de grado. La diferencia entre las líneas superior (escuelas con efectos grado y una desviación estándar sobre la media) e inferior (escuelas con efectos de una desviación estándar por debajo de la media) no es tan marcada en este caso, comparado con la observada en secundarias generales y técnicas; las dos escuelas diferirían en aproximadamente 38 puntos en tercer grado.

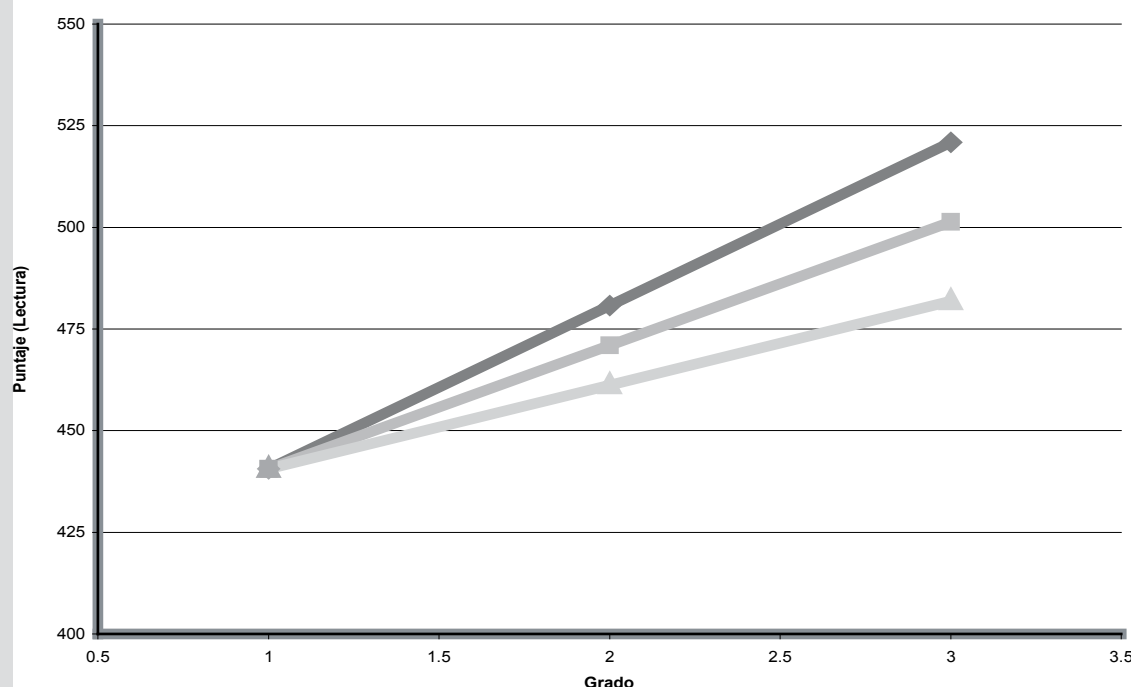
**TABLA 33. MODELO DE DOS NIVELES DE APROVECHAMIENTO
EN LECTURA. EFECTO DE GRADO
(MODELO 1)**

Efecto fijo	Coeficiente	Error estándar	t	Grados de libertad	p-valor
Media Nacional, γ_{000}	440.60	6.512	67.65	54	0.000
Grado, γ_{100}	30.39	2.437	12.4	54	0.000
Efecto aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje que explica grado *			
Alumnos, σ^2	2823.21	14.8			
Escuelas,					
Intercepto, $\tau_{\pi 00}$	638.99	11.4			
Grado, $\tau_{\pi 11}$	95.73				
			<i>Desviación</i>		415094

* Este porcentaje se obtiene al comparar el estimado de varianza entre alumnos del modelo que incorpora el efecto grado con el mismo estimado del modelo nulo (Modelo 0) en la tabla 32.



FIGURA 17.
PUNTAJES ESPERADOS EN ESCUELAS CON DISTINTOS
EFFECTOS DE GRADO



Efecto ajustado de la variable grado (años de escolaridad)

Como se ha mencionado, el efecto de grado no puede interpretarse en sentido longitudinal dado que se cuenta con una muestra distinta de estudiantes en cada grado; es decir, no se da un seguimiento de cohortes de alumnos en los tres años de secundaria. La tabla 34 presenta un modelo que incorpora la variable *grado* como predictor, junto con las características sociodemográficas de los alumnos. Al controlar el efecto de estos indicadores, el efecto de grado teóricamente debería reflejar con mayor precisión la mejora en los puntajes asociada a años adicionales de escolaridad. Como en casos anteriores, los predictores se centran con respecto a su media muestral lo cual permite interpretar el intercepto como el puntaje promedio nacional de los estudiantes en los tres grados de telesecundaria, ajustado para considerar las características sociodemográficas de los alumnos en la muestra ($\hat{\gamma}_{00}=469.31$).

Inicialmente los predictores se definieron como aleatorios entre escuelas —esto es, el efecto de cada predictor en el puntaje de los alumnos varía según la escuela de que se trate. Sin embargo, cuando las varianzas de estos predictores no eran significativas o se presentaron problemas de convergencia en la estimación (indicativo también de demasiados efectos aleatorios en el modelo), estos parámetros se espe-

cificaron como fijos entre escuelas, es decir, su varianza se definió igual a cero. El resultado de este proceso fue un modelo en donde sólo se especificaron como aleatorios los efectos de grado, sexo, y reprobación.

Es interesante notar primero, en la tabla 34, que el efecto de escolaridad (grado) es comparable al observado en otras escuelas públicas ($\gamma_{10}=31.4$); es decir, aunque los alumnos de telesecundaria, en general, acarrearán una serie de desventajas (en promedio estos estudiantes provienen de estratos socioeconómicos más desfavorecidos que los estudiantes de otras escuelas públicas) que comprometen su rendimiento desde el inicio, en realidad para los estudiantes que terminan la telesecundaria se espera observar ganancias comparables a las de los alumnos de otras escuelas —ajustando por nivel socioeconómico. Los datos disponibles sugieren que aunque su rendimiento es general y considerablemente más bajo que los alumnos de otras instituciones, los alumnos que continúan sus estudios en telesecundarias crecen en tasas similares a las de los estudiantes de otras escuelas públicas durante los tres años de educación secundaria.

Este es un resultado que sería muy interesante investigar a fondo con una muestra más apropiada. Asumiendo que los resultados referidos al efecto grado se replicarán en una muestra más grande que incluya indicadores socioeconómicos relevantes para esta población, se podría decir con mayor certeza que si bien los estudiantes de telesecundarias presentan rendimientos promedios más bajos que el resto de las escuelas públicas, la ganancia promedio o el efecto de grado en los puntajes es similar al de las otras escuelas públicas. Con los datos disponibles se puede conjeturar que lo anterior es posible porque si bien los tres tipos de escuelas atienden a poblaciones distintas,²⁵ los planes de estudio en realidad son similares y, por tanto, los estudiantes en teoría están expuestos a los mismos contenidos curriculares durante el año (Torres y Tenti-Fanfani, 2000). Sin embargo, no significa necesariamente que la calidad de la enseñanza o el nivel de exigencia sea la misma en estas escuelas —de hecho, este estudio y otras fuentes demuestran en cierto grado, lo contrario (INEE, 2003a). Para explorar este tema a fondo sería necesario, por un lado, una muestra longitudinal que permitiese estimar el desarrollo de los alumnos y, por otro, recolectar información de tipo cualitativo que permitiese analizar la naturaleza de las *oportunidades para aprender* a que tienen acceso típicamente los estudiantes de telesecundaria.

²⁵ Con base en las estadísticas descriptivas y los resultados del modelo multinivel se podría decir que, en realidad, en las secundarias públicas existen dos tipos de poblaciones: un grupo incluye a las escuelas generales y técnicas, mientras que las telesecundarias conforman un grupo separado con características perfectamente diferenciadas.



TABLA 34. MODELO DE DOS NIVELES DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA. EFECTO AJUSTADO DE GRADO Y CARACTERÍSTICAS DE LOS ALUMNOS

Efecto Fijo	Coficiente	Error Estándar	T	Grados de Libertad	p-valor
Media nacional, γ_{00}	469.31	6.99	67.08	54	0.000
Grado, γ_{10}	31.43	2.61	12.0	54	0.000
Sexo, γ_{20}	-0.558	4.28	-0.130	54	0.897
Edad, γ_{30}	-6.36	1.58	-4.01	2330	0.000
Cambesc, γ_{40}	-17.49	3.97	-4.40	2330	0.000
Reproba, γ_{50}	-16.53	4.02	-4.11	30	0.000
Ayuda, γ_{60}	-2.52	4.21	-0.59	2330	0.550
Capicult, γ_{70}	0.310	3.02	0.10	2330	0.919
Ambiente, γ_{80}	29.32	4.47	6.55	2330	0.000
Retro, γ_{90}	-3.40	4.76	-0.71	2330	0.474
Motiva, γ_{100}	4.98	3.30	1.50	2330	0.132
Pedu, γ_{110}	-0.70	1.49	-0.47	2330	0.636
Medu, γ_{120}	-0.34	1.67	-0.20	2330	0.839
Expecta, γ_{130}	8.41	1.82	4.60	2330	0.000
Efecto aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje explicado *			
Alumnos, σ^2	2387.54	28			
Escuelas, $\tau_{\pi00}$	754.10	—			
Grado, $\tau_{\pi10}$	64.96				
Reproba, $\tau_{\pi50}$	154.7				

*Porcentaje de la varianza explicado por los predictores incluidos en este modelo en comparación con la varianza del modelo nulo.

Por otra parte, los resultados en la tabla 34 indican que en telesecundarias no se observan con la misma consistencia los efectos de variables del alumno reportados usualmente en la literatura y observados en otros tipos de secundarias públicas. En cuanto a las variables sociodemográficas, no se observan diferencias significativas por sexo, ni las correspondientes a capital cultural o educación de los padres. Lo anterior se interpreta, estrictamente, como indicio de que el nivel socioeconómico de los alumnos de telesecundaria no incide en su nivel rendimiento; pero es más probable que refleje un escenario mucho menos halagador: que el rango de puntajes (generalmente bajos) y características (generalmente reflejo de rezagos sociales) de los alumnos es sumamente reducido, volviendo superfluos los estimadores estadísticos de relación entre variables.

Otros resultados son más consistentes con los de secundarias generales y técnicas. El efecto positivo de las expectativas de los padres es considerable ($\gamma_{13}=8.41$, $p<.001$). El hecho de que el efecto de las expectativas sea inmune a la probable restricción de rango en las características socioeconómicas de los alumnos de telesecundaria es interesante y podría indicar que estas constituyen un mejor indicador del capital cultural familiar, por lo menos en contextos más desfavorecidos. Similarmente, se observó también un efecto negativo de *edad* ($\gamma_{30}=-6.36$, $p<.001$), así como un efecto negativo importante asociado a reprobación de materias ($\gamma_{50}=-16.53$, $p<.001$), aunque éste no es tan marcado como en otras escuelas. De la misma manera, los alumnos que cambiaron de escuela durante el año también exhibieron un rezago considerable en sus puntajes ($\gamma_{40}=-17.49$, $p<.001$).

Por último, llaman la atención los efectos asociados a indicadores del contexto escolar y del aula creados a partir del cuestionario de los alumnos. El efecto positivo del *ambiente* es mucho más importante en telesecundarias ($\gamma_{80}=29.32$, $p<.001$); se puede especular que un efecto tan grande refleja que en estas escuelas *ambiente* se constituye un *proxy* para otras características o efectos del aula y la escuela. Por otro lado, en telesecundaria no se observan efectos significativos de la retroalimentación que reciben los alumnos de sus maestros ($\gamma_{90}=-3.4$, $p=.474$), ni de la motivación de los alumnos ($\gamma_{90}=4.98$, $p=.132$).

Con respecto a los efectos aleatorios en el modelo, los resultados en la parte inferior de la tabla 34 indican que una proporción importante de la varianza entre alumnos ($[3310-2387]/3310 = 28$ por ciento) se puede explicar en términos de las características sociodemográficas en el cuestionario —aunque los efectos significativos observados fueron diferentes, esta proporción es similar a la observada en las escuelas generales (en las técnicas este porcentaje fue 25 por ciento). Sin embargo, los resultados difieren de los observados en otras escuelas donde las características sociodemográficas de los alumnos explican, en el mejor de los casos, una proporción mínima de la varianza entre escuelas telesecundarias. Estos resultados, junto con la distribución más sesgada de los indicadores de perfil socioeconómico presentada en la tabla 14, pueden sugerir que el cuestionario de contexto no captura diferencias entre alumnos de telesecundarias con el mismo nivel de detalle que en otras escuelas.

Como se mencionó, el modelo anterior además emplea *pendientes aleatorias* y permite estimar la variabilidad del efecto de grado entre escuelas; el estimador es significativo ($\gamma_{\beta 11}=64.9$), lo que indica que la tasa de incremento en los puntajes de alumnos de segundo y tercer grados difiere entre escuelas telesecundarias. Como se discutió anteriormente, los parámetros γ_{10} y $\sqrt{\tau_{\beta 11}}$ son la media y la desviación estándar de una distribución normal para el efecto grado. Por lo tanto, se puede decir que el efecto de un año adicional de escolaridad en el examen de aprovechamiento de lectura se distribuye en las telesecundarias del país con media de 31.4 puntos y desviación estándar 8.05. Esta variación es considerablemente menor que la observada en escuelas generales y técnicas ($\sqrt{\tau_{\beta 11}}=13.21$ y $\sqrt{\tau_{\beta 11}}=10.33$ respectivamente). Por tanto, la figura 17 sugiere que el efecto grado es relativamente más



homogéneo en las escuelas telesecundarias comparado con las secundarias generales y técnicas. Esto puede interpretarse de manera optimista como indicativo de un mayor grado de *equidad* en telesecundarias, por lo menos en lo respectivo al efecto grado, o de forma más pesimista como indicativo de bajo rendimiento generalizado. La realidad probablemente se ubica entre estos dos puntos extremos.

Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente)

Asimismo, se estimó un modelo de *interceptos y efectos (o pendientes) dependientes* para investigar la influencia de características de las escuelas en el rendimiento promedio de los alumnos, y en el incremento en los puntajes asociado a años adicionales de escolaridad (el efecto grado). Desafortunadamente la característica más importante de este modelo es la ausencia de efectos significativos, por lo que los resultados sólo se describen brevemente. Sólo se detecta aquí un efecto positivo: el de la matrícula total de la telesecundaria; el parámetro $\gamma_{04} = 22.69$ corresponde a la variable continua *matricul*, puesto que no existen telesecundarias *grandes* o *muy grandes* según las categorías que se definieron anteriormente para otras escuelas públicas. Considerando que la mayoría de las telesecundarias, por lo general, son más pequeñas y tienen acceso a un menor nivel de recursos que sus contrapartes públicas generales y técnicas (véanse los estadísticos descriptivos), sería interesante explorar qué características de las telesecundarias más grandes pueden ayudar a explicar su mejor desempeño. Es posible, por ejemplo, que algunas telesecundarias de mayor tamaño en áreas urbanas o suburbanas no compartan algunas de las características de marginación de las telesecundarias rurales típicas.

No se observó ningún otro efecto significativo para el intercepto o la pendiente en el modelo —esto incluye indicadores del contexto escolar, infraestructura, recursos, y el perfil socioeconómico de las familias de los alumnos. Aunque en cierta medida decepcionante, la falta de resultados significativos en este modelo es previsible. Por un lado se debe tener en consideración que el poder estadístico de las pruebas se reduce significativamente por el número limitado de escuelas en esta muestra. Por otro lado, se debe recordar que aún en el caso de secundarias generales y técnicas, donde las bases de datos son considerablemente mayores y las variables exhiben también mayores rangos de varianza, se observó un escaso número de resultados significativos. Por lo anterior, no es sorprendente que en las escuelas telesecundarias, donde la información de por sí limitada en el cuestionario de contexto es aún más restringida, se observen pocas tendencias significativas en los datos.

Modelos multinivel para las escuelas secundarias privadas

Este capítulo presenta la última parte de los resultados del análisis de la muestra de alumnos de secundarias, correspondiente a escuelas privadas. Similar al caso de la modalidad de telesecundarias, la muestra de secundarias privadas es representativa

sólo a nivel nacional, no así a nivel estatal. Es decir, la muestra seleccionada de escuelas en cada estado no es representativa del total de escuelas privadas existentes en cada entidad. Como se recordará, en los modelos de tres niveles se asume que tanto la muestra de alumnos, como de escuelas, son representativas en un nivel de agregación mayor: la muestra de alumnos se asume como representativa de la población en cada escuela, y la muestra de escuelas se asume representativa de las escuelas de cada estado. En el caso de la muestra de secundarias privadas las muestras no son representativas a nivel estatal por lo que el puntaje promedio estimado en cada estado es un estimador sesgado. Esta característica de la muestra restringe la aplicación de modelos multinivel a dos niveles: alumnos y escuelas.

Al igual que en el caso de las escuelas telesecundarias, el número de escuelas privadas en la muestra es limitado; las $N=51^{26}$ escuelas privadas representan sólo el 1.6 por ciento de la población nacional de escuelas privadas en el ciclo escolar 2003-2004. Lo anterior reduce considerablemente el poder de las pruebas estadísticas y limita el número de predictores que se pueden incluir en el nivel 2 (el nivel de las escuelas). Por tanto, los resultados se deben interpretar nuevamente con las debidas reservas.

En primer lugar se presenta el modelo nulo para obtener componentes de varianza asociados a alumnos y escuelas. Este modelo divide la varianza total en los puntajes en componentes correspondientes a alumnos y escuelas. En segundo lugar se estima el efecto bruto de la variable grado que, como se ha mencionado, se usa en este estudio para aproximar el efecto de años de escolaridad adicionales a falta de una base de datos longitudinal que permitiese el estudio directo de las tendencias en los puntajes de los estudiantes. Posteriormente se ajusta éste para considerar las características socioeconómicas de los alumnos de secundarias privadas. Y por último, se estima el efecto de características de las escuelas sobre el rendimiento promedio de las escuelas (el intercepto) y el efecto (pendiente) de grado.

Modelo nulo

La tabla 35 presenta los resultados de un modelo multinivel nulo de dos niveles para el rendimiento en lectura de alumnos de secundarias privadas del país. Es evidente, primero, que los niveles de rendimiento promedio bruto de los estudiantes de secundarias privadas son considerablemente superiores a los de estudiantes de las modalidades de secundarias públicas ($\hat{\gamma}_{00}=602.71$). Dado que se utilizaron modelos distintos para cada modalidad no se puede determinar el nivel exacto de significación estadística de estas diferencias. Sin embargo, aún con modelos distintos las medias nacionales se pueden interpretar dentro de un intervalo de confianza dado por el error estándar del parámetro. En el caso de las secundarias privadas el intervalo para la media nacional es de $602.71 \pm 1.96^*(6.47)$; es decir, se sitúa en un rango de 25.3 puntos que va de 590.03 a 628.01. El valor mínimo de este rango se encuen-

²⁶ Originalmente la muestra era de 57 escuelas, pero al unir las bases de alumnos y escuelas para los análisis se pierde información para seis de las escuelas.



tra todavía por encima de los valores máximos de los rangos correspondientes a la media estimada en secundarias generales ($\gamma_{000}=517.45\pm1.96*[3.87]$), técnicas ($\gamma_{000}=519.35\pm1.96*[6.23]$), o telesecundarias ($\gamma_{000}=473.08\pm1.96*[6.59]$). Las diferencias observadas entre las distintas modalidades de educación secundaria en México son mayores que las que se han reportado en otros estudios. Por ejemplo, en un estudio de secundarias en diez países de Latinoamérica, Somers, McEwan, y Willms (2004) reportaron que el puntaje promedio en matemáticas de las secundarias privadas era aproximadamente media desviación estándar más alto que las secundarias públicas. Las diferencias en este estudio, en cambio, son del rango de una desviación estándar (véanse las tablas de estadísticas descriptivas).

Con todo, se debe recordar que la comparación de los puntajes brutos de escuelas públicas y privadas no es particularmente útil por regla general, ya que los estimadores no se han ajustado por los niveles económicos de los estudiantes, ni la composición socioeconómica de las escuelas. En este sentido Cervini (2003) y Somers et al. (2004) coinciden en señalar que las diferencias de aprovechamiento en lengua y matemáticas entre escuelas privadas y públicas de Latinoamérica desaparecen una vez que se consideran las características socioeconómicas individuales de los estudiantes, así como la composición socioeconómica y cultural de las escuelas.

Los resultados de la parte aleatoria del modelo en la parte inferior de la tabla 35 también son interesantes. Aunque la mayor parte de la varianza corresponde a diferencias entre alumnos (75.7 por ciento), la diferencias entre secundarias privadas determinan cerca del 24 por ciento de la varianza en el modelo, una proporción mayor que en las secundarias públicas, donde este porcentaje es de alrededor de 18 por ciento.²⁷ Este resultado coincide con estudios similares en otros países de Latinoamérica (véase por ejemplo el estudio realizado en Chile por Mizala, Romaguera y Ostoic; 2004) y no es necesariamente sorprendente en el plano conceptual: al financiarse con fondos del Estado, las escuelas públicas, teóricamente, deberían ser homogéneas, asumiendo un contexto equitativo de la distribución de los recursos. En cambio, las escuelas privadas se rigen de acuerdo a presupuestos distintos según el acceso de cada plantel a mayor o menor cantidad de fondos privados. En esencia, este factor determina las características clave de cada escuela, incluyendo el acceso a infraestructura y equipo, y la calidad de los servicios educativos; además, las escuelas del sector privado cuentan con mayor autonomía y flexibilidad (Cervini, 2003), por lo cual es de esperarse que estas escuelas muestren mayor heterogeneidad entre sí.

²⁷ Usando un modelo de dos niveles equivalente al empleado con secundarias privadas. Véase la tabla 32 en la sección para telesecundarias.

TABLA 35. APROVECHAMIENTO EN LECTURA EN SECUNDARIAS PRIVADAS. MODELO INCONDICIONAL DE DOS NIVELES

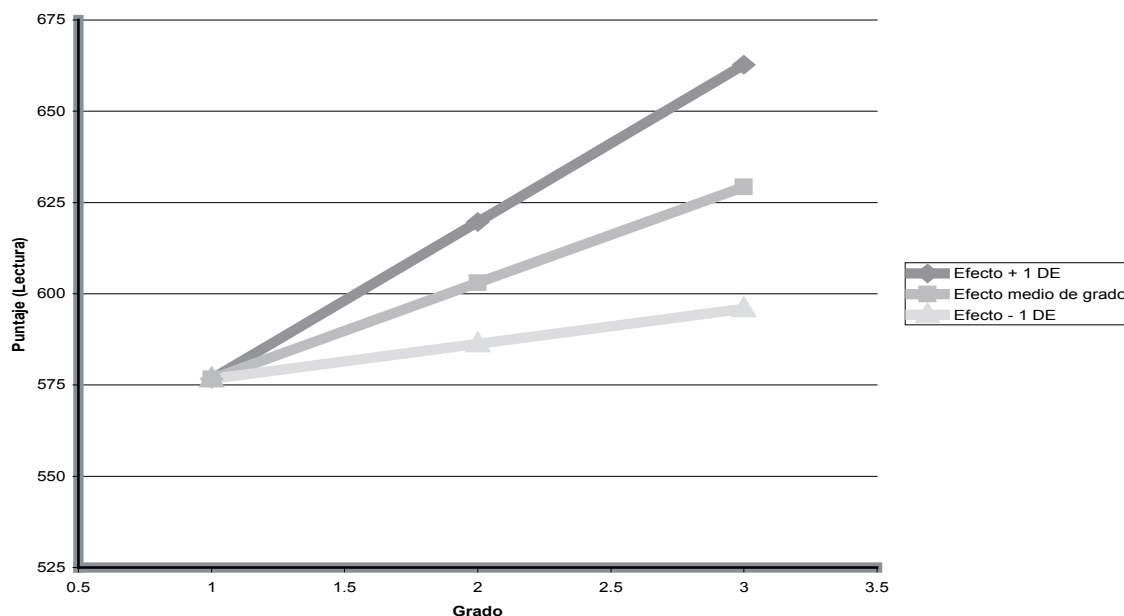
Efecto fijo	Coeficiente	Error estándar	t	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{000}	602.71	6.474	6.47	50	0.000
Efecto Aleatorio	Desviación estándar	Componente de varianza	Porcentaje de la varianza	p-valor	
Alumnos, σ^2	77.42	5994.01	75.7		
Escuelas, τ_{π}	43.80	1919.04	24.3.	0.000	

La figura 18 presenta de forma gráfica los resultados correspondientes al efecto bruto de grado, o efecto de años de escolaridad antes de ajustar por características de los estudiantes.²⁸ La línea central representa el puntaje esperado para una escuela con un efecto *grado* promedio ($\hat{\gamma}_{10}=26.3$). Este efecto varía aleatoriamente entre las escuelas con una desviación estándar igual a 16.7. La línea superior representa el puntaje esperado para una escuela con efecto de una desviación estándar por encima del puntaje esperado, mientras que la línea inferior representa los puntajes esperados en escuelas con efectos de una desviación estándar por debajo de la media, respectivamente. La variabilidad del efecto grado es apreciablemente mayor que en otras modalidades de secundaria: la diferencia entre los puntajes promedio en las escuelas representadas por las líneas inferior y superior es de aproximadamente 65 puntos en tercer grado.

²⁸ Los resultados de este modelo sólo se muestran en la gráfica y no se presentan por separado en una tabla.



FIGURA 18. PUNTAJES ESPERADOS EN SECUNDARIAS PRIVADAS CON DISTINTOS EFECTOS DE GRADO



Efecto ajustado de la variable grado (años de escolaridad)

La tabla 36 presenta un modelo que ajusta el efecto de la variable grado al incluir las características sociodemográficas de los alumnos como predictores. Como en los casos anteriores, los predictores se centran con respecto a su media muestral, lo cual permite interpretar el intercepto como el puntaje promedio nacional de los estudiantes en los tres grados de secundarias privadas, ajustado para considerar las características sociodemográficas de los alumnos en la muestra ($\hat{\gamma}_{00}=606.83$). En el modelo final se especificaron como aleatorios los efectos de grado y reprobación. Los resultados encontrados para esta modalidad de secundaria se resumen a continuación:

Los efectos de variables del alumno observados en secundarias privadas no siempre son consistentes con los reportados generalmente en la literatura y observados en secundarias públicas generales y técnicas. Entre los resultados consistentes con las otras modalidades de secundaria, se puede observar que el puntaje promedio de las niñas en la prueba de lectura es más alto que el de los niños ($\hat{\gamma}_{20}=-7.57$). Asimismo, los estudiantes que cambiaron de escuela en el último ciclo escolar ($\hat{\gamma}_{40}=-24.99$), o reprobaron al menos una materia durante la secundaria ($\hat{\gamma}_{50}=-22.18$), tienden a alcanzar menores niveles de aprovechamiento que sus pares, los cuales permanecieron en la misma escuela y nunca reprobaron materias.

Similarmente, los alumnos que reportan un ambiente más propicio para el aprendizaje en el aula ($\hat{\gamma}_{80}=6.64$), los que están altamente motivados para asistir a la es-

cuela ($\hat{\gamma}_{100}=8.84$), y aquellos cuyos padres tienen altas expectativas educativas para sus hijos ($\hat{\gamma}_{130}=10.5$), tienden a obtener mejores puntajes en la prueba de lectura que sus contrapartes. Además, como ocurre en las tres modalidades de secundarias públicas, los estudiantes con niveles altos en el indicador de ayuda académica ($\hat{\gamma}_{60}=9.32$) obtienen puntajes más bajos en relación a sus compañeros que requieren un menor grado de asistencia de sus padres.

Por otro lado, resultados referentes al efecto de las características socioeconómicas de los estudiantes difieren de los observados con secundarias generales y técnicas. Aunque el efecto de la cantidad de libros es positivo y significativo ($\hat{\gamma}_{70}=11.1$), la educación de los padres no predice significativamente el puntaje de los alumnos. Este resultado es similar al observado en telesecundarias y, probablemente, refleja una restricción similar, aunque en sentido contrario, en el rango de estos predictores. Como se puede verificar en la tabla 18 en la sección *Resultados Descriptivos*, la distribución de estas variables en escuelas privadas presenta un alto grado de sesgo negativo; es decir, la mayoría de los padres de alumnos de secundarias privadas tienen niveles de educación altos, según la escala utilizada en el cuestionario de contexto.

La naturaleza de corte transversal de la muestra no permite interpretar el efecto de grado en escuelas privadas ($\hat{\gamma}_{10}=24.5$) en términos estrictamente longitudinales, sino en el mejor de los casos como el efecto ajustado de años de escolaridad. A simple vista, este efecto grado es más reducido comparado con los observados en secundarias públicas en capítulos anteriores (que en general eran cercanos a treinta puntos anuales). Sin embargo, debe evitarse la sobreinterpretación de este resultado; pues, además del tamaño reducido de la muestra de secundarias privadas, debe agregarse que se emplearon distintos esquemas de ponderación para el muestreo y distintos modelos multinivel para el análisis.

La comparación es problemática incluso con telesecundarias, donde se emplearon esquemas muestrales y modelos similares. Como en aquella muestra, los resultados señalan que el cuestionario de contexto de los alumnos no podría capturar las diferencias socioeconómicas entre los estudiantes de escuelas privadas con detalle, por lo que se requieren indicadores más acordes al contexto de esta población. Como resultado, el efecto grado se ajusta en distinta medida en las escuelas generales, técnicas y telesecundarias, y podría estar sesgado al absorber el efecto de la información socioeconómica no disponible.

La parte inferior de la tabla 36, correspondiente a los efectos aleatorios en el modelo, confirma lo anterior: los resultados indican que las características socioeconómicas de los alumnos explican una proporción menor de la varianza entre alumnos y escuelas, comparado con otras modalidades de secundaria. Aproximadamente un veinte por ciento de la varianza entre alumnos y 31 por ciento de la varianza entre escuelas se puede explicar en términos de las características sociodemográficas en el cuestionario de contexto, en una proporción menor que en otras modalidades.

Además, el modelo emplea *pendientes aleatorias* permitiendo estimar la variabilidad del efecto de grado entre escuelas $\tau_{\beta 11}=275.9$. El efecto de grado se distribuye normalmente entre escuelas privadas con media $\gamma_{10}=24.6$ y desviación estándar



$\sqrt{\tau_{\beta II}} = 16.6$, respectivamente. En una escuela con un efecto grado de una desviación estándar por encima de la media, los puntajes de los alumnos se incrementan 41.2 puntos cada año; mientras que una escuela con efecto de una desviación estándar por debajo de la media es de tan sólo ocho puntos.

TABLA 36. MODELO DE DOS NIVELES DE APROVECHAMIENTO EN LECTURA. EFECTO AJUSTADO DE GRADO Y CARACTERÍSTICAS DE LOS ALUMNOS

Efecto Fijo	Coeficiente	Error estándar	T	Grados de libertad	p-valor
Media nacional, γ_{00}	606.83	5.23	115.8	50	0.000
Grado, γ_{10}	24.58	3.96	6.19	50	0.000
Sexo, γ_{20}	-7.57	2.29	-3.29	3767	0.001
Edad, γ_{30}	-2.50	1.96	-1.27	3767	0.203
Cambesc, γ_{40}	-24.99	2.96	-8.44	3767	0.000
Reproba, γ_{50}	-22.18	4.31	-5.14	50	0.000
Ayuda, γ_{60}	-9.32	3.10	-3.00	3767	0.003
Capicult, γ_{70}	11.10	2.48	4.46	3767	0.000
Ambiente, γ_{80}	6.64	3.01	2.20	3767	0.028
Retro, γ_{90}	0.77	3.16	0.246	3767	0.806
Motiva, γ_{100}	8.84	1.63	5.42	3767	0.000
Pedu, γ_{110}	0.92	1.53	0.60	3767	0.545
Medu, γ_{120}	1.54	1.34	1.15	3767	0.251
Expecta, γ_{130}	10.50	1.68	6.25	3767	0.000
Efecto Aleatorio	Componente de varianza	Porcentaje explicado			
Alumnos, σ^2	4770.89	21.5			
Escuelas, $\tau_{\pi00}$	1318.24	31.4			
Grado, $\tau_{\pi10}$	275.9				
Reproba, $\tau_{\pi50}$	342.8				

Efecto del contexto escolar y estatal en el rendimiento promedio ajustado (el intercepto) y el efecto de grado (la pendiente)

Una vez que se determina que existe variación importante entre escuelas en cuanto a su puntaje promedio y efecto grado, el siguiente paso es tratar de explicar esta variabilidad en términos de características de las escuelas: como nivel de recursos, prácticas pedagógicas y otras, sobre las cuales las escuelas tengan cierto grado de control o autonomía. Desafortunadamente cuando se incluyeron predictores de la escuela para explicar las varianzas del intercepto y de la pendiente en este estudio, sólo se encontró un efecto significativo: la educación promedio de las madres de los alumnos es positiva y el efecto está relacionado con el puntaje promedio en la prueba lectura ($\hat{\gamma}_{04}=44.48$) (efecto de tipo *contextual*, pues captura la influencia de las características agregadas de los alumnos). Ningún otro predictor al nivel de la escuela presenta relación significativa con el intercepto o la pendiente grado. Es probable que esto se deba a un caso de restricción de rango: dado que los predictores disponibles al nivel de la escuela recogen principalmente la tenencia de insumos básicos de las escuelas, estos predictores pueden ser no relevantes en los centros privados dado que la mayoría de dichas escuelas cuenta con estos servicios.



CONCLUSIONES

En este estudio se investigó el rendimiento de los alumnos de secundaria en México, en la prueba nacional de aprovechamiento en lectura. Se utilizaron muestras nacionales de alumnos en las cuatro modalidades de educación secundaria: generales, técnicas, telesecundarias y privadas. El objetivo primordial del estudio fue investigar factores del alumno y la escuela asociados al nivel de aprovechamiento en lectura, así como explorar posibles diferencias entre los estados de la República Mexicana.

Las muestras de secundarias generales y técnicas se obtuvieron con muestras independientes pero de tamaño y representatividad similares, ambas muestras son representativas tanto a nivel nacional como estatal. Las muestras se analizaron por separado y los resultados se presentaron detalladamente en secciones distintas de este estudio y, por tanto, no se dispone de un método de comparación estadística estricta de los resultados. Sin embargo, dada la similitud de los marcos muestrales los resultados se condensan en la tabla 37 en una escala estandarizada que refleja el *tamaño del efecto (effect size)* para facilitar la comparación.

TABLA 37. TAMAÑOS DEL EFECTO EN MODELOS DE INTERCEPTOS Y PENDIENTES ALEATORIAS

	Secundarias generales	Secundarias técnicas
Media nacional, γ_{000}	524.70	519.72
Intercepto promedio del modelo nulo*	517.45	519.35
Variables del estudiante (Error Estándar)		
Grado, γ_{100}	0.36377	0.36242
Sexo, γ_{200}	-0.0438	-0.0507
Edad, γ_{300}	-0.063	-0.0769
Cambesc, γ_{400}	-0.2363	-0.2009
Reproba, γ_{500}	-0.3173	-0.3146
Ayuda, γ_{600}	-0.1025	-0.0941
Capicult, γ_{700}	0.09142	0.08485
Ambiente, γ_{800}	0.17096	0.16452
Retro, γ_{900}	0.03645	0.05446
Motiva, γ_{1000}	0.11647	0.1172
Pedu, γ_{1100}	0.01745	0.01048
Medu, γ_{1200}	0.01163	0.02153
Expecta, γ_{1300}	0.11006	0.10684
Variables de la escuela (Intercepto)		
Desarrollo, γ_{010}		0.26042
Infraestructura, γ_{020}		
Educación Media superior, γ_{030}		
Faltas del maestro, γ_{040}		
Educación promedio de las madres, γ_{050}	0.17927	0.26111
Escuela mediana, γ_{060}		
Escuela grande, γ_{070}	0.10364	
Escuela muy grande, γ_{080}	0.19423	
Variables de la escuela (Efecto de grado)		
Faltas del maestro, γ_{140}		-0.2011
Educación promedio de las madres, γ_{150}	0.0349	0.02521

* Intercepto del modelo nulo: promedio nacional bruto en los tres grados.



EFFECTOS FIJOS

El intercepto del modelo nulo también se presenta en la tabla para mostrar la gran similitud en el rendimiento promedio de los alumnos de secundarias generales y técnicas a nivel nacional. La diferencia en los puntajes brutos es de menos de dos puntos, una diferencia mínima en el contexto de una escala con rango de seiscientos puntos como la utilizada en la prueba nacional de aprovechamiento en lectura. En términos del intercepto ajustado, la diferencia también es pequeña (aproximadamente cinco puntos).

Para comparar los efectos de las variables en las dos modalidades se utiliza el *tamaño del efecto* (ES por sus siglas en inglés) definido como el coeficiente estimado dividido por la desviación estándar de la variable dependiente (Cooper & Hedges, 1994), y después se interpreta la importancia práctica de estos efectos siguiendo los lineamientos de Cohen (1988): efectos de 0.2 a 0.5 se consideran pequeños, de 0.5 a 0.8 moderados, y mayores a 0.8 se consideran efectos fuertes.

Los efectos de las variables del alumno observados en escuelas técnicas y generales presentan patrones muy similares: aunque todos los predictores son estadísticamente significativos, el tamaño de los efectos no es considerable. El efecto (ES) más considerable, aunque pequeño siguiendo los lineamientos de Cohen, es el de *grado* igual a 0.36 en ambas modalidades. Los ES de cambiar escuela, reprobación, y ambiente en el aula se encuentran en segundo lugar en términos de tamaño en ambas modalidades. Por otro lado, los ES de la edad del estudiante, el capital cultural de las familias, la retroalimentación y la educación de los padres, así como las diferencias entre estudiantes de los dos sexos, no son tan considerables en términos prácticos. Otros predictores en el modelo presentan efectos intermedios, por ejemplo, aunque el efecto de las expectativas paternales es 0.11, la escala de este predictor es de cinco puntos, por lo que la diferencia en los puntajes esperados de dos estudiantes en extremos opuestos de esta distribución corresponde a un ES de 0.44. Nuevamente, los resultados son notablemente similares en las dos modalidades de secundarias públicas.

A diferencia de las variables de los alumnos, en lo que respecta a variables de la escuela sí se observan algunas diferencias interesantes entre secundarias técnicas y generales. En escuelas generales se observa que las escuelas más grandes tienden a obtener mayores niveles de aprovechamiento promedio (en igualdad de circunstancias), lo que no sucede en secundarias técnicas. Por otro lado, el índice de desarrollo de la comunidad donde se ubica la escuela tiene un efecto positivo en el caso de secundarias técnicas. En escuelas técnicas, además, las faltas del maestro están negativamente relacionadas con el efecto de grado. Dado que las estadísticas descriptivas reflejan un nivel similar de ausencias del maestro en secundarias generales y técnicas, sería interesante explorar si en las segundas existen factores institucionales o contextuales que resulten en un mayor impacto de este indicador o, alternativamente, si éste actúa como *proxy* de otros factores. Finalmente, en ambas modalidades el indicador de la educación promedio de las madres (*proxy* de nivel socioeconómico

de los estudiantes de las escuelas) tiene un efecto positivo y significativo tanto en el intercepto como en el efecto grado.

Los indicadores anteriores comparten la característica de reflejar, en cierta medida, el contexto socioeconómico de las escuelas. Añadidas las limitaciones de los indicadores disponibles en el cuestionario de contexto de los alumnos, esto resulta en una serie de efectos complementarios relacionados con el contexto socioeconómico, pero que no es posible separar con precisión con los datos disponibles. Por ejemplo, sin un ajuste adecuado de las características socioeconómicas de los alumnos y del contexto de la escuela, el efecto significativo del tamaño de la escuela observado en secundarias generales (pero no en las técnicas) podría reflejar diferencias entre modalidades al nivel de la escuela (por ejemplo en torno al funcionamiento de estas escuelas), el alumno (por ejemplo en torno a las características demográficas de los alumnos de estos dos tipos escuelas), o ambas.

Al nivel del estado no se observan efectos significativos de los indicadores probados en este estudio. Como se mencionó, esto no implica que los indicadores de desarrollo económico no están relacionados con el rendimiento promedio bruto de los estados, sino que, considerando el número limitado de observaciones en el tercer nivel, el efecto de estos indicadores es atenuado cuando se consideran las diferencias entre los alumnos y las escuelas en el mismo modelo.

EFFECTOS ALEATORIOS (VARIANZA)

Por lo que respecta a los componentes de varianza en los modelos, los patrones en secundarias generales y técnicas, aunque también similares, presentan algunas diferencias interesantes. Inicialmente los modelos nulos reflejan que la varianza entre escuelas es similar en las dos modalidades de secundaria: 14.4 por ciento de la varianza en escuelas generales, y 13.6 por ciento en técnicas. Sin embargo, otros resultados apuntan a algunas diferencias interesantes entre modalidades. Primero, la varianza del efecto grado, aunque significativa en ambos casos, es más considerable entre escuelas generales que entre técnicas. Este resultado resulta interesante porque podría indicar un mayor nivel de heterogeneidad de las escuelas generales en términos del avance de los alumnos durante la secundaria, o bien ser reflejo de diferencias estructurales entre estos dos tipos de centros educativos (en torno al funcionamiento de estas escuelas o de las características sociodemográficas de sus estudiantes).

El poder predictivo de las variables del alumno es también mayor en secundarias generales, donde las características sociodemográficas de los estudiantes explican el 44 por ciento de la varianza entre escuelas, y 54 por ciento de la varianza entre estados. En comparación en secundarias técnicas sólo 37 por ciento de la varianza entre escuelas y 32 por ciento de la varianza entre estados corresponde a la composición socioeconómica de sus estudiantes.

Por otra parte, en el nivel de los estados se observa una mayor varianza en el rendimiento promedio de los alumnos de secundarias técnicas (siete por ciento) com-



parado con los de secundarias generales (tres por ciento). Esto apunta a una mayor heterogeneidad entre estados con respecto al rendimiento de sus secundarias técnicas, pero no permite identificar si ésta se debe a características de los alumnos o de las escuelas. Es importante recordar que, aunque la proporción de varianza entre estados es pequeña en ambos casos (especialmente en secundarias generales), esto no significa que no existan diferencias importantes entre estados: los estimadores de puntajes promedios brutos y ajustados en los distintos estados demuestran lo contrario.

El resultado indica que las diferencias en el rendimiento promedio de las escuelas al interior de los estados son más importantes y, por lo tanto, como proporción de la varianza total, la varianza entre estados es comparativamente menor. Por otro lado, en términos de la varianza del efecto grado, no existen diferencias significativas entre estados, lo cual indica un avance similar en los puntajes de los alumnos de primero a tercer grados.

VARIANZA ENTRE ESCUELAS POR ESTADO

La varianza entre escuelas en cada uno de los estados es un resultado interesante por sí mismo que se usa como indicador del grado de disparidad en el rendimiento de las escuelas de cada entidad. Sin embargo, los resultados de estudios internacionales no son definitivos en cuanto a la relación entre la varianza entre escuelas y el nivel de rendimiento promedio (en este caso, del país). Los resultados de PISA (Kirsch et al, 2002) indican, tentativamente, que los países donde existe mayor disparidad entre escuelas tienden a obtener niveles menores de rendimiento en promedio —algunos autores advierten sobre las posibles limitaciones en la interpretación de estos resultados. Por otra parte, los resultados de TIMSS tampoco son definitivos (véase por ejemplo Koretz, McCaffrey, y Sullivan, 2001).

El modelo de tres niveles no permite explorar este tema y por lo tanto se utilizaron modelos de dos niveles por separado para cada uno de los estados. Los resultados revelan que el nivel de heterogeneidad de las escuelas varía significativamente de un estado a otro. Asimismo, las escuelas generales son más heterogéneas entre estados que los centros técnicos (la varianza entre escuelas va de 39 por ciento a cuatro por ciento, y de 28 por ciento a cinco por ciento en las escuelas generales y técnicas, respectivamente). Sin embargo, los resultados no revelaron una relación significativa entre la varianza entre escuelas y el puntaje medio de los estados. Aunque sí se observa que la varianza entre escuelas, especialmente en el caso de secundarias técnicas, está significativamente relacionada con el nivel de desigualdad económica en el estado (*índice de Gini*) —resultado eminentemente razonable, el cual indica que la variación entre escuelas refleja, en cierta medida, diferencias socioeconómicas y características culturales de las comunidades que sirven. No obstante, aun en sistemas equitativos son de esperarse diferencias entre escuelas relacionadas con factores estructurales, políticas educativas y prácticas pedagógicas (Kirsch et al, 2002). Aunque en este estudio no fue posible separar la varianza entre aulas de la

varianza entre escuelas, es razonable suponer que parte de la varianza entre éstas se deba a factores relacionados con el aula y el maestro (más adelante se discuten las posibles implicaciones de esta varianza entre aulas).

Finalmente, es importante recordar que las técnicas de estimación multinivel con pesos muestrales están aún en desarrollo y pueden no ser del todo robustas. Una consecuencia importante en este estudio es un cierto grado de incertidumbre en la interpretación de los componentes de varianza en los modelos (Koretz, McCaffrey y Sullivan, 2001). En los casos donde los resultados son consistentes en las dos modalidades de secundaria, éstos se pueden interpretar con mayor confianza.

TELESECUNDARIAS Y SECUNDARIAS PRIVADAS

Por su tamaño y el diseño muestral empleado, las muestras de secundarias privadas y telesecundarias no son directamente comparables a las de secundarias generales y técnicas. Por un lado, el tamaño tan reducido de estas muestras (entre cincuenta y sesenta escuelas) compromete su representatividad, aún si se emplean los ponderadores correspondientes. Por otro lado, los ponderadores mismos corresponden a un diseño muestral distinto, con representatividad únicamente a nivel nacional, no al nivel de los estados. Por tanto, aunque en este estudio se presentan resultados para secundarias privadas y telesecundarias, éstos no son directamente comparables a los de secundarias generales y técnicas (Wolfe, comunicación personal, febrero de 2005) y se deben interpretar con cautela aún a nivel nacional.

Los puntajes promedio nacionales en telesecundarias ($\hat{\gamma}_{00}=473.08$) y secundarias privadas ($\hat{\gamma}_{00}=602.71$), aunque no se pueden comparar directamente con los reportados aquí para escuelas generales y técnicas, señalan diferencias considerables. En general, la evidencia tanto de estadísticos descriptivos como de modelos multinivel apunta a diferencias cuantitativas y cualitativas muy considerables, las cuales implican que la realidad en estas escuelas es diferente a la de las otras modalidades de educación secundaria —aunque en sentidos distintos.

Evidentemente el nivel de rendimiento es más bajo en telesecundarias y más alto en secundarias privadas; asimismo, las características socioeconómicas de la población que atienden estas escuelas es radicalmente distinta, con una mayoría de estudiantes de estratos privilegiados en las privadas, y de estudiantes de estratos pobres en telesecundaria. La restricción en el rango de puntajes y particularmente de los predictores resulta en una importante atenuación de las correlaciones entre variables y puede explicar el que se hayan observado menos efectos significativos en estas escuelas.

Al nivel puramente descriptivo es interesante notar que, a pesar de su contexto menos favorecido y el menor nivel de aprovechamiento de los estudiantes, las tasas de deserción y reprobación (0.13 y 0.08 respectivamente) reportadas en telesecundaria son muy similares a las de los otros centros educativos públicos. Este resultado es inesperado pero coincide con las estadísticas nacionales presentadas por el INEE en 2004 y refleja, por lo menos en parte, una adecuación del nivel de exigencia de



los maestros al nivel de aprovechamiento de sus alumnos, en un esfuerzo por ayudar a que éstos puedan terminar su educación secundaria.

Reducir los niveles de deserción de estudiantes de estratos menos favorecidos es evidentemente un objetivo central del sistema educativo, y las escuelas telesecundarias parecen tener cierto grado de éxito en este sentido. Sin embargo, los resultados de este estudio basados en la prueba nacional de lectura indican que los niveles de aprovechamiento reales de los estudiantes de telesecundaria son considerablemente más bajos, en relación con los del resto de la población. Parece claro que el reto para las telesecundarias en el futuro será lograr que los alumnos no sólo completen su educación secundaria, sino que además lo hagan con niveles de aprovechamiento tales que les permitan optar a alguna de las opciones de educación media-superior y superior.

Por otro lado, además de ser considerablemente más pequeñas y atender a un segmento más desfavorecido de la población, las estadísticas descriptivas también parecen sugerir que las telesecundarias adicionalmente operan con menos recursos que las escuelas tradicionales. El reto que enfrenta la telesecundaria en el sentido de elevar el nivel de aprovechamiento de los alumnos no se puede considerar de forma separada a esta realidad. En suma, a nadie debería sorprender que estudiantes de familias pobres no alcancen niveles de aprovechamiento satisfactorios si además de sus desventajas familiares asisten a escuelas con infraestructura, recursos y prácticas educativas más limitadas.

LIMITACIONES Y CONSIDERACIONES ADICIONALES

BASES DE DISTINTOS AÑOS PARA ESCUELAS Y ALUMNOS

Una primera limitación de este estudio se origina en las bases de datos de alumnos y escuelas disponibles. Mientras que la información sobre el aprovechamiento en Lectura y el cuestionario de contexto del estudiante corresponden al ciclo escolar 2002-2003, la información de la escuela procedente del *Cuestionario de Características Socio-educativas de Educación Secundaria* corresponde al inicio del ciclo escolar 2001-2002.²⁹ Por lo anterior, no fue posible usar datos del mismo año para los niveles del alumno y la escuela en los modelos multinivel. A pesar de que para la mayoría de predictores de la escuela incluidos en los modelos no se esperarían cambios importantes de un año a otro, existe cierto nivel de incertidumbre al combinar bases de distintos años y estudiar la relación entre variables de distintos niveles —en casos severos esto podría resultar en correlaciones atenuadas o incluso invalidar los resultados. Otra consecuencia en la práctica es que al combinar las bases de alumnos y escuelas se pierden algunas observaciones debido a escuelas que no aparecen en ninguna de las dos bases.

²⁹ Si bien se recolectaron datos de las escuelas en el ciclo 2002-2003, esto se hizo con cuestionarios modificados y muestras restantes de escuelas no evaluadas en la aplicación del 2001-2002.

PREDICTORES OBTENIDOS DEL CUESTIONARIO DE CONTEXTO

Los indicadores individuales y contextuales incluidos en los modelos multinivel en este estudio pretenden reducir, en parte, el sesgo de selectividad o diferencias entre las poblaciones de estudiantes que asisten a diferentes escuelas. Sin embargo, debido a la limitada disponibilidad de variables que proporcionan información detallada sobre las características socioeconómicas de los estudiantes en el cuestionario de contexto, es probable que este objetivo se haya logrado sólo parcialmente. La omisión de controles importantes resulta en una especificación incompleta del modelo multinivel, por lo que algunos predictores en el modelo están asociados con el error estocástico en el modelo —es decir, el error restante no corresponde a diferencias en el aprovechamiento de los alumnos, sino a una variación asociada a variables omitidas.

Lo anterior tiene implicaciones importantes para los análisis presentados en este estudio. Como se mencionó reiteradamente, el efecto grado sólo se podría interpretar como *proxy* de ganancia en los puntajes de los alumnos si las diferencias en el nivel socioeconómico de éstos que inciden en la posibilidad de deserción se controlaran adecuadamente en el modelo (o si cualquier otro predictor que se diferencia sistemáticamente entre los tres grados es observado y controlado en el modelo). Las limitaciones del cuestionario de contexto hacen suponer que el efecto grado está sobreestimado en la medida en que las poblaciones de los distintos grados difieren en términos de características socioeconómicas no capturadas por las variables del modelo —lo que puede ser el caso particularmente en escuelas públicas. Los modelos longitudinales resuelven en gran medida este problema, puesto que al evaluar el aprovechamiento de los alumnos en repetidas ocasiones el efecto de las características socioeconómicas se extrae del modelo y se centra la atención en las tendencias o trayectorias (véase la discusión de modelos longitudinales alternativos mas adelante en este capítulo).

Las limitaciones de las variables del alumno también tienen implicaciones para la comparación del rendimiento promedio de escuelas de distintos tipos. Generalmente es deseable incluir en el mismo modelo a las escuelas públicas y privadas. Este modelo permite explorar la medida en que las diferencias en el rendimiento promedio de ambos tipos de escuelas se deben a factores de selección (características socioeconómicas de los estudiantes) y/o recursos materiales o económicos, o a factores propios del funcionamiento y desempeño del centro. Varios estudios en países de Latinoamérica (véase por ejemplo Cervini, 2003; y Somers et al, 2004) han empleado modelos similares y han mostrado que las diferencias comúnmente observadas en el rendimiento de las escuelas de estas dos modalidades se reducen, o incluso dejan de ser significativas, cuando se introduce el *control* de factores socioeconómicos, demográficos, y de recursos materiales. En estos modelos también se puede estudiar si el efecto de características de los alumnos depende del tipo de secundaria de que se trate (interacción entre predictores de distinto nivel) —un ejemplo sería analizar si en las secundarias privadas se acentúan o atenúan las diferencias entre alumnos de distintos estratos socioeconómicos. Las ecuaciones 46, 47 y 48 ejemplifican este modelo:



$$\text{Nivel del estudiante:} \quad Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad (46)$$

$$\text{Nivel de la escuela:} \quad \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}tipo_escuela_j + r_{0j} \quad (47)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}tipo_escuela_j + r_{1j} \quad (48)$$

Donde Y_{ij} es el puntaje del estudiante i ($i = 1, \dots, n_j$) y en la escuela j ($j = 1, \dots, J$). En este modelo, $\hat{\gamma}_{01}$ captura la diferencia esperada entre las escuelas privadas y públicas en el puntaje promedio de la prueba de lectura. Por su parte, $\hat{\gamma}_{11}$ captura la diferencia en la pendiente del predictor socioeconómico X entre las escuelas privadas y públicas.

Sin embargo, estos estudios presuponen la existencia de indicadores relevantes de la realidad socioeconómica de los estudiantes y las escuelas, lo que vuelve la atención al cuestionario de contexto del alumno. Como se advirtió anteriormente y de manera reiterada, es imperativo recolectar información asociada al nivel socioeconómico de los estudiantes para lograr capturar las diferencias socioeconómicas y con ello separar este efecto al de otros predictores de interés. Esto es de particular relevancia cuando se analizan escuelas que provienen de contextos heterogéneos. En el caso de las escuelas secundarias mexicanas la taxonomía existente que distingue a las escuelas generales, técnicas, telesecundarias y privadas identifica frecuentemente a escuelas que provienen de contextos muy distintos —como se puede apreciar claramente incluso con los indicadores limitados disponibles en este estudio.

Las características de las secundarias generales y técnicas son similares en términos de la población que atienden, el contexto de la comunidad, el nivel de recursos, y los resultados promedios en las pruebas de logro —los dos tipos de escuelas usualmente separados en documentos oficiales pueden considerarse parte de un grupo relativamente homogéneo de escuelas públicas. No obstante, éste no es el caso de las telesecundarias, que por su naturaleza se encuentran ubicadas en zonas rurales o urbano-marginales, no cuentan con los mismos niveles de infraestructura y atienden en promedio a estudiantes económicamente más desfavorecidos. En el otro extremo, la realidad de las secundarias privadas refleja niveles socioeconómicos generalmente altos, y mayor disponibilidad de recursos.

Cuando se estudian contextos tan heterogéneos es conveniente recolectar un conjunto base de indicadores similares que proporcionen información relevante y generalizable a todos los contextos y que, por tanto, facilite estudios comparativos y la justa evaluación del desempeño de las escuelas. De lo contrario se puede encontrar que el indicador x presenta un sesgo considerable en un sentido en un tipo de escuela, y un sesgo similar pero en sentido contrario en otro tipo de escuela, resultando en una restricción de rango que limita la utilidad del indicador en ambos tipos de escuelas. Como sucedió en este estudio en telesecundarias y secundarias privadas, en estos casos los predictores explicarán poco o nada de la variabilidad de la variable dependiente, ya sea por falta de relevancia conceptual, o por limitaciones en el rango de la escala (o ambas).

Al mismo tiempo, sin embargo, también es necesario recabar indicadores que sean más apropiados a cada contexto y que permitan analizar con más detalle los factores sociales, culturales y económicos sobre el rendimiento de los alumnos de cada escuela, posibilitando una investigación más a fondo de la realidad y los retos que enfrentan estos centros educativos. La lista de indicadores que se pueden emplear en estos casos es muy larga y, evidentemente, dependen del contexto a estudiar; pero algunos ejemplos comunes incluyen información sobre activos en el hogar: ocupación de los padres, educación de los padres o si el estudiante proviene de una familia con uno o dos padres.

Por otra parte, no se debe subestimar la importancia del diseño de la escala en que se miden los indicadores de contexto. Incluso un buen número de indicadores relevantes para el contexto particular puede resultar de limitada utilidad si la escala en que se miden no es adecuada, o es tal que resulta en medidas con alto contenido de error. Un ejemplo claro en el caso del cuestionario de contexto del alumno es el de indicadores de frecuencia, que se miden en una escala de tres puntos correspondientes a los valores 1=*siempre*, 2=*a veces*, 3=*nunca*. Este tipo de escala es eminentemente problemática en estudios cuantitativos por varios motivos: por un lado la definición vaga de los valores posibles introduce error de medición *por diseño*. Además, aún asumiendo que se cuenta con un consenso universal sobre el significado de *a veces*, la escala de tres puntos es muy limitada y, en realidad, constituye una variable categórica con tres grupos, lo cual complica la elaboración de escalas e indicadores compuestos. De manera similar, resulta difícil justificar el uso de *muchos*, *algunos* y *pocos* para medir el número de libros en el hogar. También son limitadas las escalas usadas para medir la educación de los padres, pues parecen enfocarse al extremo inferior de la distribución. Limitaciones similares se observan frecuentemente en el cuestionario del director.

En un planteamiento ideal los indicadores se deben crear con un sólido sustento teórico, ser relevantes en el contexto social, cultural, económico y regional del estudiante (y de la escuela en los casos de los cuestionarios del director o del maestro), y construirse con escalas y procedimientos psicométricos adecuados. El diseño de encuestas e indicadores siempre implicará compromisos entre lo técnicamente deseable para los propósitos del estudio y lo posible o económico en la práctica; sin embargo, estas consideraciones se deberán hacer de forma explícita y decidirse cuidadosamente. De otra manera la utilidad de los indicadores será limitada, ya sea en general, o para algunos tipos específicos de alumnos o escuelas, como ocurrió en este estudio.

VARIANZA ENTRE AULAS

Los modelos utilizados en este estudio consideran el agrupamiento de los estudiantes dentro de escuelas. Sin embargo, es claro que los estudiantes también están agrupados en salones de clase al interior de las escuelas, y que este agrupamiento puede influir también en el aprovechamiento de los alumnos. Como indica Berliner (citado en Scheerens, 1992), no se concibe la existencia de buenas escuelas sin bue-



nos maestros, pero sí viceversa. Las teorías más recientes enfatizan la importancia del aula como factor clave para el aprovechamiento de los alumnos, dada su mayor cercanía a las experiencias educativas de los alumnos, e inherentemente implican un concepto multinivel de la educación. El lector moderno notará, por ejemplo, que los *factores* en Carroll (1963) pueden corresponder a características de los alumnos o del aula. El modelo de Scheerens y Creemers (1989) ya distingue explícitamente los efectos del aula y la escuela, así como las interacciones entre éstos.

Por otro lado, una gran cantidad reciente de estudios ha demostrado empíricamente que la varianza entre aulas al interior de las escuelas es tan importante, o más, que la varianza entre escuelas (véase por ejemplo Rowan, Correnti & Miller, 2002; Kyriakides, Campbell, y Gagatsis, 2000; Creemers & DeJong, 2001; Goldstein, 1997; y Muthén, 1991). Hill y Rowe (1996) de hecho sostienen que conceptualmente los efectos de la escuela son en gran parte efectos del aula. Finalmente, Hutchison y Healy (2001), y Opdenakker y Van Damme (2000) demuestran que ignorar el nivel del aula distorsiona las proporciones de varianza entre escuelas y alumnos, y resulta en una subestimación de los errores estándar de los parámetros.

También en este sentido, Martínez-Fernández (2005) mostró que un modelo de dos niveles que omite el nivel del aula sobreestima los efectos de la escuela, pero subestima considerablemente los efectos del sistema educativo (el efecto combinado de aulas y escuelas) en el aprovechamiento de los alumnos. Lo anterior podría resultar paradójico a primera vista, pero examinado con más detenimiento resulta razonable: en el modelo de dos niveles la varianza existente entre aulas tiene que asignarse al nivel de los alumnos y las escuelas. Por tanto, el modelo sobreestima la varianza entre escuelas, pues este parámetro contiene también parte de la varianza entre aulas. Al mismo tiempo, al asignar una mayor proporción de la varianza a características de los alumnos se subestiman los efectos del *sistema educativo* en su conjunto y se presenta una visión más pesimista del sistema educativo.

Evidentemente, incluir el nivel del aula en los análisis puede tener implicaciones económicas y metodológicas importantes —en suma, se requiere muestrear varias aulas por escuela. Sin embargo, aun en casos en que no es factible incluir el aula en los análisis (de hecho, *particularmente* en estos casos) es importante tener en mente las consecuencias de ignorar este nivel en los modelos al interpretar los resultados. Es importante considerar que la mayoría de los estudios mencionados utilizaron datos de escuelas en Estados Unidos y Europa y los resultados pueden no ser directamente generalizables al contexto mexicano. Por ejemplo, en algunos países existen métodos de agrupamiento por nivel de habilidad (*tracking*) que normalmente incrementarán la varianza entre aulas.

En el contexto de este estudio, la naturaleza de las variables del alumno incluidas en el cuestionario de contexto puede también resultar en una subestimación de los efectos del sistema educativo. En particular, algunas de las variables *del alumno* en realidad reflejan por lo menos parcialmente efectos de las prácticas pedagógicas del maestro y características del contexto del aula —el caso claro de variables como *ambiente*, *retroalimentación*, o *ausencias del maestro*.

Con base en lo anterior, los componentes de varianza observados en este estudio ejemplifican la importancia de las diferencias entre escuelas, independientemente de los pocos resultados significativos observados al nivel de las escuelas en el modelo. Además de la varianza entre escuelas en términos del puntaje promedio se observa, por ejemplo, una varianza importante del efecto grado que resulta en diferencias considerables en el aprovechamiento de alumnos que asisten a escuelas distintas. En este sentido se observan diferencias entre modalidades de secundaria que sería interesante examinar con mayor detalle: si se consideran escuelas con efectos grado una desviación estándar por encima y por debajo del efecto medio, la diferencia al salir de tercer grado sería de sesenta puntos en secundarias generales y cuarenta puntos en secundarias técnicas.

DISEÑOS LONGITUDINALES

Como se ha mencionado, el uso de muestras y modelos longitudinales para la evaluación de escuelas y/o sistemas escolares tiene ventajas cuando se compara con muestras de corte transversal. Estos modelos permiten estimar el valor agregado de la escuela de forma más directa y confiable puesto que la muestra de alumnos que se sigue a través del tiempo constituye su propio grupo de control, lo cual elimina los efectos de selección que complican las inferencias en muestras no longitudinales como la disponible en este estudio.

Dos consideraciones técnicas clave en estudios longitudinales de rendimiento escolar son el diseño de la muestra y la elección de la escala para los puntajes. La primera consideración es la escala en que se mide el rendimiento de los estudiantes. Desde el punto de vista conceptual es claro que, las escalas referidas a la norma no permiten capturar el patrón de *crecimiento* natural en el aprendizaje de los alumnos, puesto que representan la posición relativa del estudiante con respecto a una *población norma* de referencia. Por ejemplo, suponiendo que se aplican exámenes distintos para los tres años de educación secundaria, el que un alumno obtenga un puntaje de seiscientos en los exámenes de primero y tercer grados no significa que no ha progresado en absoluto en sus conocimientos, sino que su progreso ha sido tal que su posición relativa con respecto a la *población norma* se ha mantenido sin cambios.

Seltzer, Frank, y Bryk (1994) demostraron empíricamente las ventajas de utilizar puntajes escalados verticalmente (tradicionalmente basados en Teoría de la Respuesta al Ítem) en estudios longitudinales del progreso académico de los alumnos —en contraposición a puntajes *grado-equivalentes* (GE)—. Goldschmidt, Choi, y Martínez-Fernández (2003) presentaron datos semejantes para el caso de puntajes referidos a la curva normal (NCE).³⁰

Por lo que respecta al diseño, el modelo longitudinal tradicional se enfoca en los procesos de desarrollo educativo/cognitivo de los alumnos y monitorea el *progreso*

³⁰ Por otro lado, Goldschmidt et al., (2003) también mostraron que las diferencias entre puntajes basados en IRT y NCE no son considerables si el interés se centra únicamente en la posición relativa de las escuelas con respecto a la *tasa de progreso promedio* de sus alumnos.



de muestras de estudiantes a través de los años. Por ejemplo, se puede evaluar a una muestra de estudiantes de primer grado de secundaria en el año 2002 y después evaluar a esta misma en años siguientes (2003 y 2004) cuando la mayoría de los estudiantes correspondan a segundo y tercer grados. Estos modelos se han discutido ampliamente en la literatura (véase, por ejemplo, Singer y Willett, 2003; Linn, 2001) y no se presentan aquí en detalle —nótese, sin embargo, que por su naturaleza estos modelos requieren de técnicas de escalamiento vertical para crear las escalas con que se mide el aprovechamiento de los alumnos en años sucesivos.

Otra posibilidad, cuando no es factible seguir a los estudiantes año a año con diseños longitudinales tradicionales, es emplear un modelo de *cohortes-múltiples* (Bryk, Thum, Easton y Luppescu, 1998; Willms y Raudenbush, 1989). En este diseño se mide el rendimiento de grupos de estudiantes del mismo grado en años sucesivos —por ejemplo, se podría medir el rendimiento de los alumnos que asisten a primer año de secundaria en N escuelas, de 2001 a 2005. A diferencia del modelo longitudinal tradicional, aquí la ventana para capturar la mejora escolar está fija, y grupos sucesivos de estudiantes pasan *frente a ella*. Lo anterior implica ciertas desventajas en comparación con modelos longitudinales (por ejemplo implica la evaluación de la mejora en cada grado por separado), pero también implica algunas ventajas: además de facilitar la colección de datos, este modelo no requiere estrictamente de escalas verticalmente equiparadas para grados distintos —sin embargo para cada grado a evaluarse sí se requiere de pruebas equiparables año con año.

A continuación se presentan las características básicas del modelo de cohortes múltiples; para mayores detalles se refiere al lector a la bibliografía en particular. El modelo tiene una estructura multinivel de tres niveles: estudiantes de cierto grado agrupados en cohortes en el nivel 1, un número de cohortes sucesivas para cada escuela en el nivel 2, y escuelas en el nivel 3. La ecuación 49 especifica el primer nivel (intra-cohorte) en el modelo:

$$Y_{ijt} = \beta_{j0} + \beta_{j1}X_{ijt1} + \dots + \beta_{jK-1}X_{ijtK-1} + r_{ijt} \quad (49)$$

Donde: Y_{ijt} es el puntaje del estudiante i ($i = 1, \dots, n_j$), en la escuela j ($j = 1, \dots, J$) en la cohorte t ($t = 1, \dots, T$). β_{j0} son puntajes promedio para cada escuela j y cohorte t , ajustados por características de los alumnos (X s). El segundo nivel del modelo corresponde a las cohortes (o los años) y está dado por:

$$\beta_{j0} = \beta_{j0} + \beta_{j1}Año_t + u_{jt} \quad (50)$$

Donde $año_t$ se centra en el punto medio del período evaluado y por tanto θ_{j0} es el puntaje medio de la escuela j durante el periodo. θ_{j1} representa la tasa de mejora de la escuela j (el incremento anual en los puntajes medios ajustados). Como se ve, el nivel 2 es similar a un modelo longitudinal lineal tradicional donde las unidades no son alumnos, sino puntajes ajustados para cada cohorte. El intercepto y la pendiente

de este modelo lineal se modelan a continuación entre escuelas en el tercer nivel del modelo dado por las ecuaciones 51 y 52:

$$\theta_{j0} = \Phi_{00} + \Phi_{01} P_j + \Phi_{02} C_j + V_{j0} \quad (51)$$

$$\theta_{j1} = \Phi_{10} + \Phi_{11} P_j + \Phi_{12} C_j + V_{j1} \quad (52)$$

Donde el interés se centra en estimar el efecto de prácticas o políticas propias de la escuela (P) y el contexto escolar (C) sobre el rendimiento promedio (el intercepto) y/o la tasa de mejora (la pendiente) de la escuela. En sistemas de monitoreo y evaluación escolar interesa estimar el rendimiento de las escuelas relativo a otras escuelas de características similares. Willms y Raudenbush (1989) definen estos estimadores como *Efectos Tipo B*, que recogen las políticas y prácticas educativas ($\Phi_{p1} P_j + V_{j0}$) pero excluyen factores fuera del control de las escuelas.

Para finalizar, es necesario mencionar que el uso combinado de muestras longitudinales e información al nivel del aula, aunque muy razonable conceptualmente, complica enormemente la estimación de los modelos. La estimación de *efectos del maestro* en años sucesivos implica el uso de modelos de clasificación múltiple, de desarrollo reciente y que no se implementan aún en paquetes estadísticos comerciales. McCaffrey, Koretz, Lockwood, y Hamilton (2004) presentan una introducción muy completa al tema de modelos de valor agregado cuando el interés se centra en la estimación de efectos del maestro.



BIBLIOGRAFÍA

- Asparouhov, T. (2004). *Stratification in multivariate modeling*. Mplus Web Notes: No. 9 (<http://www.statmodel.com/mplus/examples/webnotes/MplusNote91.pdf>)
- Borg, W. R. (1980). *Time and school learning*. En C. Denham & A. Lieberman (Eds.), *Time to Learn* (pp. 33-72). Washington, DC: National Institute of Education.
- Bryk, A., Thum, Y.M., Easton, J. & Luppescu, S. (1998). Assessing school academic productivity: the case of Chicago school reform. *Social Psychology of Education*, 2, 103-142.
- Burstein, L. (1985). Units of Analysis. En T. Husen & T.N. Postlethwaite (Eds.), *The International Encyclopedia of Education* (Vol.6, pp. 5368-5375). Oxford: Pergamon.
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. London: Sage.
- Carroll, J. B. (1963). A model of school learning. *Teachers College Record*, 64, 723-733.
- Cervini, R. (2001). Efecto de la Oportunidad de aprender sobre el logro en matemáticas en la educación básica Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 3(2).
- Cervini, R. (2003). 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(6).
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2da ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Cooper, H., & Hedges, L. (1994). *The Handbook of Research Synthesis*. New York: Russell Sage Foundation.

- Creemers, B. P., & DeJong, R. (2001). Explaining differences in student outcomes. *Journal of Classroom Interactions*, 37(2), 16-27.
- Cronbach, Lee J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Elley, W. B., Schleicher, A., & Wagemaker, H. (1994). Introduction. In Warwick B. Elley (Ed.), *The IEA study of reading literacy: achievement and instruction in thirty-two school systems*. Oxford: Pergamon.
- Floden, R. E. (2002). The measurement of opportunity to learn. En A. C. & G. A. Porter (Eds.), *Methodological Advances in cross-national surveys of educational achievement*. Washington, DC: National Research Council.
- Gelman, A. (2004). *Struggles with survey weighting and regression modeling*. (<http://www.stat.columbia.edu/~gelman/research/unpublished/modelweights.pdf>)
- Goldschmidt, P., Choi, K. & Martínez-Fernández, F. (2003). *Using hierarchical growth models to monitor school performance over time: Comparing NCE to scale score results*. Los Angeles: University of California, Center for Research on Evaluation, Standards, and Student Testing.
- Goldstein, H. (2004). International comparisons of student attainment: some issues arising from the PISA study. *Assessment in Education*, 11, 319-330.
- Goldstein, H. (1997). Methods in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, 8, 369-395.
- Goldstein, H. (1995). *Interpreting international comparisons of student achievement*. Paris, UNESCO.
- Hill, P., & Rowe, K. (1996). Multilevel modeling in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, 7(1), 1-34.
- Hoffman, J. V. (1996). Teacher and school effects in learning to read. En M. L. K. P. M. & P. D. P. R. Barr (Eds.), *Handbook of Reading Research* (III ed., pp. 911-950). Mahway, NJ: Earlbaum.
- Hutchison, D., & Healy, M. (2001). The effect on variance component estimates of ignoring a level in a multilevel model. *Multilevel Modelling Newsletter*, 13(2), 4-5.



- INEE: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (2003a). *La calidad de la educación básica en México: Primer Informe Anual 2003*. México: INEE.
- INEE: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación, (2003b). *Panorama educativo México: Indicadores del Sistema Educativo Nacional*. México, INEE.
- INEE: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación, (2004). *La Calidad de La Educación Básica en México, Informe Anual 2004*. México, INEE.
- Katsillis, J., & Robinson, R. (1990). Cultural capital, student achievement and educational reproduction: the case of Greece. *American Sociological Review*, 55(2): 270-279.
- Kirsch, I., Long, J. D., Lafontaine, D., McQueen, J., et al. (2002). *Reading for change: performance and engagement across countries*. Paris: OECD.
- Koretz, D., McCaffrey, D., & Sullivan, T. (2001). Predicting variations in mathematics performance in four countries using TIMSS. *Education Policy Analysis Archives*, 9(34).
- Kyriakides, L. C. R. J. & G. A. (2000). The significance of the classroom effect in primary schools: An application of Creemers' comprehensive model of educational effectiveness. *School Effectiveness and School Improvement*, 11(4), 501-529.
- Lareau, A. (1987). Social class differences in family-school relationships: The importance of cultural capital. *Sociology of Education*, 60 (2): 73-85.
- Linn, R. L. (2001). *Reporting school quality in standards-based accountability systems* (CRESST Policy Brief). Los Angeles: University of California, Center for Research on Evaluation, Standards, and Student Testing.
- Lundberg, I. (1994). In the teaching of reading. En W. B. Elley (Ed.), *The IEA Study of reading literacy: achievement and instruction in thirty-two school systems* (pp. 149-192). Oxford: Pergamon.
- Martínez-Fernández, J.F. (2005) *A multilevel study of the effects of Opportunity to Learn (OTL) on student reading achievement: issues of measurement, equity, and validity*. Tesis Doctoral, Los Angeles: University of California.
- McCaffrey, D., Koretz, D., Lockwood, J.R., & Hamilton, L. (2004). *Evaluating Value-Added Models for Teacher Accountability Santa Monica*. CA: RAND.

- McCoy, A. R., & Reynolds, A. J. (1999). Grade retention and school performance: An extended investigation. *Journal of School Psychology*, 37 (3), 273-298.
- McDonald, R.P. (1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34:100-117.
- Ministerio de Educación del Perú (2000a, abril). *Las tareas escolares*. Boletín Crecer N° 3.
- Ministerio de Educación del Perú (2000b, septiembre). *La escuela y las expectativas de las madres y los padres*. Boletín Crecer N° 4.
- Mizala, A., Romaguera, P., & Ostoic, C. (2004). *Equity and achievement in the Chilean school choice system: A multilevel analysis*. Santiago, Chile: Universidad de Chile.
- Muthén, B. O. (1991). Multilevel factor analysis of class and student achievement components. *Journal of Educational Measurement*, 28(4), 338-354.
- Muthén, B. O. (1989). Dichotomous factor analysis of symptom data. *Sociological Methods & Research*, 18(1):19-65.
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. (1998-2004). *Mplus User's Guide*. Third Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Oakes, J. (1990). *Multiplying inequalities: The effects of race, social class, and tracking on Opportunities to Learn math and science*. Santa Monica: RAND.
- Opdenakker, M. C., & Van Damme J. (2000). The importance of identifying levels in multilevel analysis: an illustration of the effects of ignoring the top or intermediate levels in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement*, 11, (1), 103-130.
- OCDE: Organización Para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (2000). *Conocimiento y aptitudes para la vida: Resultados de PISA 2000*. México, Santillana.
- Pfeffermann, D., Moura, F., & Nascimento Silva, P. (2004). *Multi-level modelling under informative sampling*. (S3RI Methodology Working Paper No. M04/09). Southampton, UK: Southampton Statistical Sciences Research Institute.
- Pfefferman, D., Skinner, C. J., Holmes, D. J., Goldstein, H., & Rasbash, J. (1998). Weighting for unequal selection probabilities in multilevel models. *Journal of the Royal Statistical Society, B*, 60 Part 1, 23-40.



- Raudenbush, S.W., & Bryk, A.S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and data analysis methods* 2nd ed., Thousand Oaks: Sage.
- Raudenbush, S., & Willms, D. (1995). The estimation of school effects. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(4): 307-335.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2000). *A first course in structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Earlbaum.
- Reckase, M.D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 3, 207-230.
- Rosenshine, B., & Furst, N. (1971). Research on teacher performance criteria. In B. O. Smith (Ed.), *Research in teacher education. A symposium* (pp. 37-72). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Rosenshine, B., & Stevens, R. (1984). Classroom instruction in reading. In P.D. Pearson (Ed.), *Handbook of reading research* (pp. 745-798). New York: Longman.
- Rowan, B., Correnti, R., & Miller, R. (2002). *What large-scale, survey research tells us about teacher effects on student achievement: Insights from the Prospects study of elementary schools*. Philadelphia, PA: Consortium for Policy Research in Education.
- Scheerens, J. (1992). *Effective Schooling: Research, Theory, and Practice*. New York: Cassell.
- Scheerens, J., & Creemers, B. P. M. (1989). Conceptualizing School effectiveness. *International Journal of Educational Research*, 7 (3), 691-706.
- Schuler, D. (1990, Fall). Effects of family mobility on student achievement. *ERS Spectrum*, 8 (4), 17-24.
- Seltzer, M., Frank, K., & Bryk, A. (1994). The metric matters: The Sensitivity of conclusions about growth in student achievement to the choice of metric. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 16, 41-49.
- Seltzer, M. (1995). Furthering our understanding of the effects of educational programs via a slopes-as-outcomes framework. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 17(3), 295-304.
- Singer, J.D., & Willett, J.B. (2003). *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York: Oxford Press.

- Somers, M.A., McEwan, P.J. & Willms, J.D. (2004). How effective are private schools in Latin America? *Comparative Education Review*, 48 (1), 48-69.
- Thomas, S.L., & Heck, R.H. (2001). Analysis of Large-Scale Secondary Data in Higher Education Research: Potential Perils Associated with Complex Sampling Designs. *Research in Higher Education*. 42:5, 517-540.
- Torres, R.M., & Tenti-Fanfani, E. (2000). *Políticas educativas y equidad en México: La experiencia de la educación comunitaria, la telesecundaria y los programas compensatorios*. Buenos Aires: IIPE, UNESCO.
- Vélez, E., Schiefelbein, E., & Valenzuela, J. (1993). *Factores que afectan el rendimiento académico en la educación primaria (revisión de la literatura de América Latina y el Caribe)*. Organización de Estados Iberoamericanos para la Educación, la Ciencia y la Cultura.
- Walberg, H. J. (1994). Effective educational practices. En Husén, T. & Postlethwaite, T.N. (Eds.), *International Encyclopedia of Education* (2ª Ed., pp 2628-2631). Oxford: Pergamon Press,
- Willms, D., & Raudenbush, S. (1989). A longitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. *Journal of Educational Measurement*, 26(3): 209-232.
- Zorrilla, M., & Muro G., M. (2003). *Enseñanza secundaria en México. Resultados de aprendizaje en habilidades de comprensión lectora y resolución de problemas matemáticos, 2002*. Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.



APÉNDICE 1

Evaluación de la unidimensionalidad de la prueba de lectura

Para evaluar la unidimensionalidad de la prueba de lectura se utilizaron dos criterios complementarios: en primer lugar, se evaluaron los índices de ajuste CFI y RMSEA de un modelo de análisis factorial confirmatorio para variables dicotómicas. Ambos índices tienen la ventaja de no ser susceptibles al gran tamaño de la muestra, como es el caso con la prueba Chi-cuadrada. En general, se considera que un modelo muestra ajuste adecuado a los datos cuando el valor de CFI es cercano a 0.95 o mayor y cuando el valor del índice RMSEA es de 0.06 o menor (Raykov & Marcoulides, 2000; Muthén, 1998-2004). Como criterio complementario para la evaluación de la unidimensionalidad de la prueba se utilizó el índice de determinación obtenido en un modelo confirmatorio para variables continuas.³¹ Este índice se puede interpretar como indicativo de la confiabilidad del factor único resultante del modelo en una escala 0-1 similar al coeficiente alfa de Cronbach.

La tabla A presenta los resultados del modelo confirmatorio para variables dicotómicas estimado con el paquete estadístico Mplus (Muthén y Muthén, 1998-2004). Los resultados indican un ajuste aceptable de los datos al modelo unidimensional, con el índice CFI cercano a los valores medios de 0.9, y el índice RMSEA cómodamente debajo del límite de 0.06. Adicionalmente, el índice de determinación apunta a un factor unidimensional alto nivel de confiabilidad (0.95).

³¹ Para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el paquete estadístico Mplus 2.01, con estimadores basados en correlaciones tetracóricas (Muthén & Muthén, 1998-2004). Para variables dicotómicas, como los ítems calificados de la prueba, esta técnica es más apropiada que la de análisis factorial tradicional, puesto que esta última asume que las variables se distribuyen normalmente (Muthén, 1989). Sin embargo, los procedimientos basados en correlaciones tetracóricas, aunque más apropiados para evaluar el ajuste del modelo, no permiten estimar índices de determinación de los factores. Por lo tanto, se estimó un modelo confirmatorio de variables continuas para obtener índices de determinación aproximados.

**TABLA A: RESULTADOS DEL MODELO UNIDIMENSIONAL
DE VARIABLES DICOTÓMICAS**

CFI 0.932
RMSEA Estimate 0.021

MODEL RESULTS

	Estimates	S.E.	Est./S.E.	Std	StdYX
LECTURA BY					
LEC1	1.000	0.000	0.000	0.338	0.338
LEC2	0.811	0.022	36.228	0.274	0.274
LEC3	1.537	0.023	65.943	0.520	0.520
LEC4	0.513	0.017	30.274	0.174	0.174
LEC5	1.314	0.021	61.359	0.445	0.445
LEC6	1.839	0.027	68.918	0.622	0.622
LEC7	1.519	0.023	65.778	0.514	0.514
LEC8	1.358	0.022	60.802	0.460	0.460
LEC9	1.891	0.027	69.903	0.640	0.640
LEC10	1.430	0.023	62.466	0.484	0.484
LEC11	1.477	0.023	63.786	0.500	0.500
LEC12	1.687	0.025	67.501	0.571	0.571
LEC13	1.715	0.025	67.426	0.580	0.580
LEC14	1.197	0.021	56.397	0.405	0.405
LEC15	1.692	0.026	66.008	0.572	0.572
LEC16	1.370	0.022	62.243	0.463	0.463
LEC17	1.336	0.022	61.888	0.452	0.452
LEC18	1.492	0.023	63.752	0.505	0.505
LEC19	1.807	0.026	68.992	0.611	0.611
LEC20	1.315	0.022	59.076	0.445	0.445
LEC21	1.606	0.025	64.308	0.543	0.543
LEC22	1.830	0.027	68.155	0.619	0.619
LEC23	1.507	0.023	64.197	0.510	0.510
LEC24	1.742	0.026	67.791	0.589	0.589
LEC25	1.381	0.022	62.144	0.467	0.467
LEC26	1.908	0.027	69.656	0.646	0.646
LEC27	1.440	0.023	63.763	0.487	0.487
LEC28	1.168	0.020	58.378	0.395	0.395
LEC29	1.719	0.026	67.133	0.581	0.581
LEC30	1.915	0.027	70.076	0.648	0.648
LEC31	1.148	0.020	57.755	0.388	0.388
LEC32	1.635	0.025	66.090	0.553	0.553
LEC33	1.355	0.022	62.389	0.458	0.458
LEC34	1.601	0.024	65.533	0.542	0.542
LEC35	1.473	0.023	64.605	0.498	0.498
LEC36	1.820	0.027	68.564	0.616	0.616
LEC37	1.522	0.023	65.524	0.515	0.515
LEC38	1.530	0.024	65.058	0.518	0.518
LEC39	0.624	0.016	38.792	0.211	0.211
LEC40	0.094	0.014	6.484	0.032	0.032



TABLA A (CONTINUACIÓN)

LEC41	0.732	0.017	43.453	0.248	0.248
LEC42	1.361	0.022	62.784	0.461	0.461
LEC43	1.506	0.023	64.339	0.509	0.509
LEC44	1.176	0.022	52.346	0.398	0.398
LEC45	0.710	0.017	42.392	0.240	0.240
LEC46	1.477	0.023	64.014	0.500	0.500
LEC47	1.263	0.021	60.187	0.427	0.427
LEC48	1.736	0.025	68.170	0.587	0.587
LEC49	0.809	0.019	42.243	0.274	0.274
LEC50	1.324	0.021	61.762	0.448	0.448
LEC51	1.248	0.022	57.162	0.422	0.422
LEC52	0.835	0.017	48.081	0.282	0.282
LEC53	1.845	0.027	69.425	0.624	0.624
LEC54	1.411	0.022	63.385	0.477	0.477
LEC55	0.855	0.018	47.369	0.289	0.289
LEC56	1.483	0.024	62.934	0.502	0.502
LEC57	1.099	0.020	56.164	0.372	0.372
LEC58	1.199	0.020	58.482	0.406	0.406
LEC59	1.284	0.021	60.999	0.434	0.434
LEC60	0.440	0.017	25.599	0.149	0.149
LEC61	0.531	0.017	31.839	0.180	0.180
LEC62	1.409	0.022	63.144	0.477	0.477

FACTOR DETERMINACIES³²

LECTURA 0.953

Los resultados permiten concluir que el supuesto de unidimensionalidad se cumple en la prueba de lectura. Es decir, es razonable asumir que una sola dimensión es suficiente para explicar la varianza de los ítems en la prueba de lectura. A continuación se presentan algunas gráficas que muestran la distribución de esta variable de forma descriptiva para distintos grados y tipos de escuelas, las cuales en general reflejan una distribución normal; sin embargo, se debe notar el sesgo negativo de la distribución de puntajes en escuelas privadas, que resulta en el mayor nivel de aprovechamiento promedio bruto en estas escuelas mostrado en la tabla 18 en el reporte.

³² Basado en un modelo de variables continuas sustentado en supuestos de normalidad de los ítems.



APÉNDICE 2

Análisis factorial del cuestionario de contexto de secundaria

Dada la gran cantidad de ítems en el cuestionario de contexto de alumnos de secundaria, y la inexistencia de un marco teórico que definiera *a priori* la relación entre ellos, el primer paso, en este estudio, consistió en la definición con carácter *exploratorio* de grupos de ítems que, en el papel, pertenecen a constructos o factores relacionados. A partir de este agrupamiento inicial, los factores se refinaron mediante una primera serie de análisis factoriales exploratorios que ayudaron a eliminar ítems que no presentaron una *carga* o correlación importante con su factor correspondiente. Los factores teóricos resultantes se evaluaron empíricamente mediante técnicas de análisis factorial exploratorio (EFA) y confirmatorio (CFA). En la etapa exploratoria se analizó la proporción de la varianza de los ítems explicada por el primer factor extraído en cada grupo de ítems.³³ En general se desea que el primer factor explique una proporción sustancial de la varianza de los ítems. Algunos autores sugieren que este porcentaje sea mayor al 20 por ciento (Reckase, 1979), mientras que otros requieren un mínimo de 40 por ciento (Carmines y Zeller, 1979). Adicionalmente se busca que la proporción de varianza asociada al segundo factor sea considerablemente menor (McDonald, 1981).

Posteriormente se evaluó el ajuste de un modelo de todos los factores por medio de un análisis factorial confirmatorio.³⁴ Para evaluar el grado de ajuste del modelo a los datos se examinaron los índices CFI y RMSEA, que tienen la ventaja de no ser susceptibles al tamaño de la muestra como en el caso de la prueba Chi-cuadrada. El índice de ajuste comparativo (CFI por sus siglas en inglés) compara el modelo propuesto con un modelo nulo que asume la no existencia de una correlación entre las variables (Raykov & Marcoulides, 2000). En general, se considera que un modelo muestra ajuste adecuado a los datos cuando el valor de CFI es cercano a 0.95 o

³³ Para los análisis factoriales exploratorios se utilizó el paquete estadístico SPSS v.10.0, con estimadores de máxima verosimilitud basados en variables continuas.

³⁴ Para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el paquete estadístico Mplus 2.01, con estimadores basados en correlaciones tetracónicas para variables categóricas (Muthén & Muthén, 1998-2004). Para variables dicotómicas o categóricas, como las empleadas en el cuestionario de contexto, esta técnica de análisis es más adecuada que la de máxima verosimilitud empleada por SPSS, puesto que esta última asume variables continuas distribuidas normalmente.

mayor. Por otro lado, el error cuadrado medio de aproximación (RMSEA por sus siglas en inglés) evalúa el grado de *desajuste* del modelo; en general, valores de RMSEA de 0.06 o menores se consideran indicativos de un modelo plausible (Raykov & Marcoulides, 2000).

Asimismo, como tercer criterio para evaluación de los factores se utilizó el índice de determinación.³⁵ Para cada factor en el modelo el índice de determinación se puede interpretar como un indicador de la *calidad* o la *confiabilidad* del factor, y se estima en una escala de 0 a 1, donde un valor de 1 es indicativo de un factor medido con confiabilidad perfecta (Muthén, 1998-2004), es decir, sin error. Por el contrario, un valor de 0 representa un factor que refleja únicamente error de medición.

La tabla B condensa los resultados de los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio. Las dos primeras columnas presentan resultados del análisis factorial exploratorio realizado mediante SPSS. Para cada factor, la primera columna presenta el número de factores extraídos, y la segunda columna la proporción de la varianza de los ítems asociada al primer factor. Los resultados son consistentes e indican que para cada uno de los constructos definidos, SPSS extrae un solo factor y que este explica una proporción sustancial de la varianza en los ítems.

La tercera columna en la tabla B presenta los índices de determinación de cada factor obtenidos en el software Mplus, así como los índices de ajuste del modelo confirmatorio considerando todos los factores simultáneamente. Los índices de ajuste indican que el modelo presenta un ajuste aceptable a los datos: aunque el índice de ajuste comparativo (CFI=0.92) está ligeramente debajo del nivel deseado, el error cuadrado medio de aproximación (RMSEA=0.032) está claramente dentro de los límites aceptables. Además, los índices de determinación indican que los factores en el modelo se miden con niveles de confiabilidad adecuados; los índices fluctúan entre 0.72 y 0.91, con una mayoría de los factores con *confiabilidad* superior a 0.80.

³⁵ Aunque más apropiados para evaluar el ajuste del modelo, los procedimientos basados en variables categóricas no permiten estimar índices de determinación de los factores. Por lo tanto, se estimó un modelo confirmatorio de variables continuas para obtener índices de determinación aproximados.



**TABLA B. ÍNDICES DE CONFIABILIDAD Y AJUSTE DE
LOS FACTORES EN EL CUESTIONARIO DE CONTEXTO**

Factor	EFA		CFA (CFI=0.92 RMSEA=0.032)
	Número de factores extraídos	Porcentaje de varianza	Índice de determinación del factor
Seguridad	1	44.7	0.72
Ayuda académica	1	41.5	0.91
Capital cultural	1	58.3	0.84
Ausencia del maestro	1	51.6	0.78
Ambiente del aula	1	46.4	0.87
Retroalimentación	1	55.2	0.84
Motivación	1	33.9	0.83

¹ Índice de ajuste comparativo

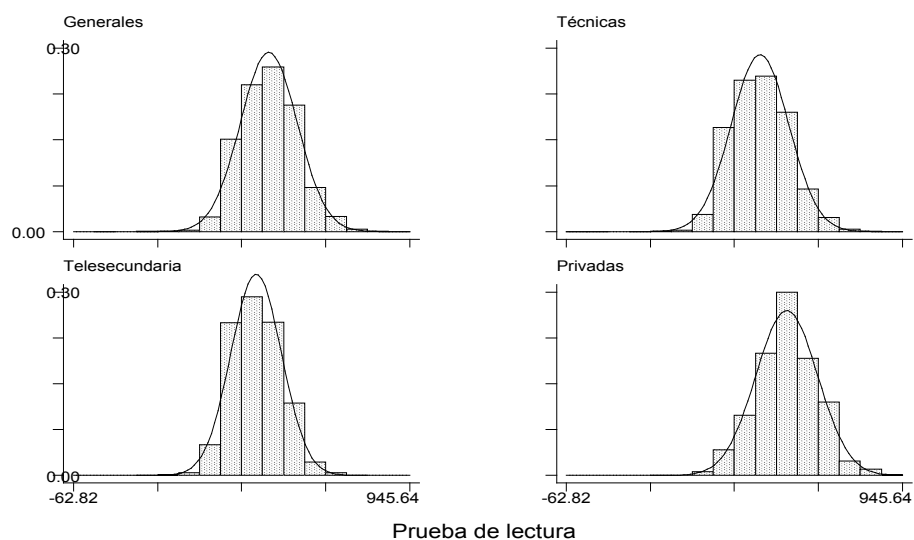
² Raíz del error cuadrado medio de aproximación



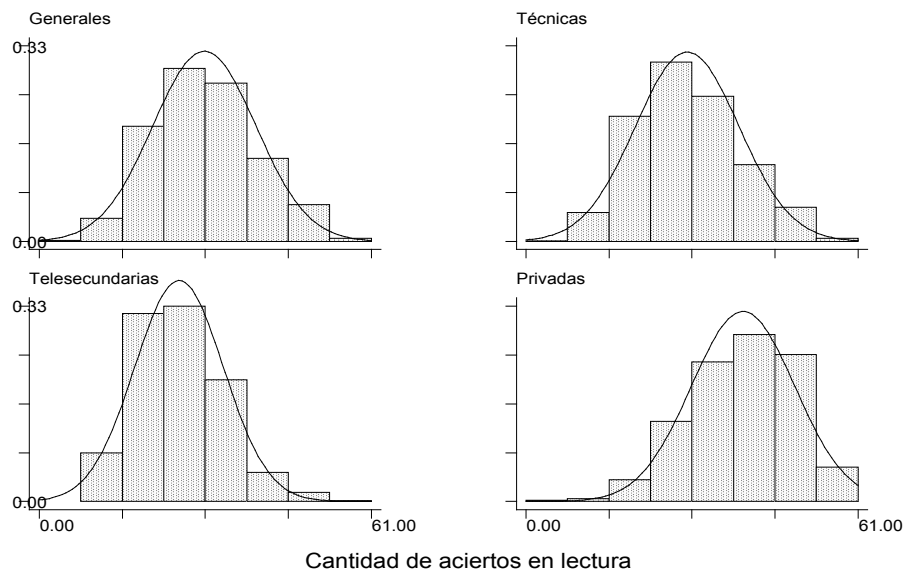
APÉNDICE 3

Distribución de las variables del nivel del estudiante

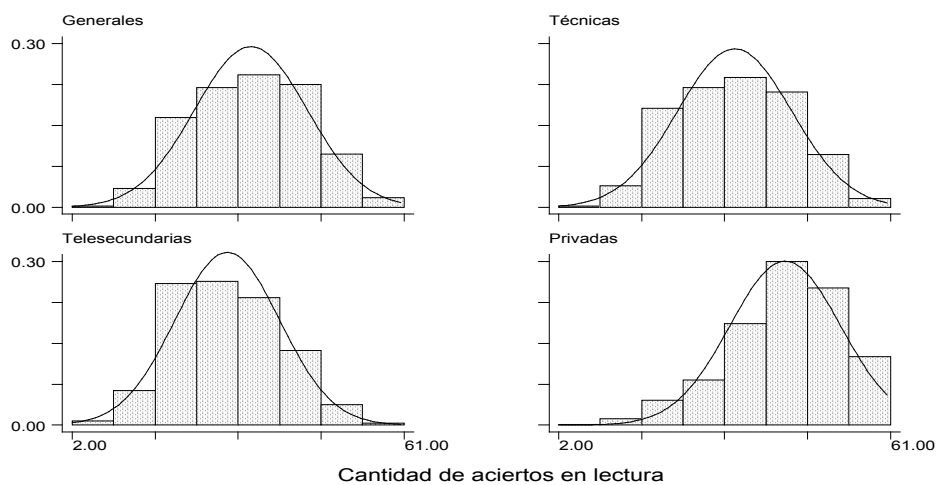
GRÁFICA 1. DISTRIBUCIÓN DE LA PRUEBA DE LECTURA POR TIPO DE ESCUELA



GRÁFICA 1.1. DISTRIBUCIÓN DE LA PRUEBA DE LECTURA PARA EL PRIMER GRADO DE SECUNDARIA POR TIPO DE ESCUELA

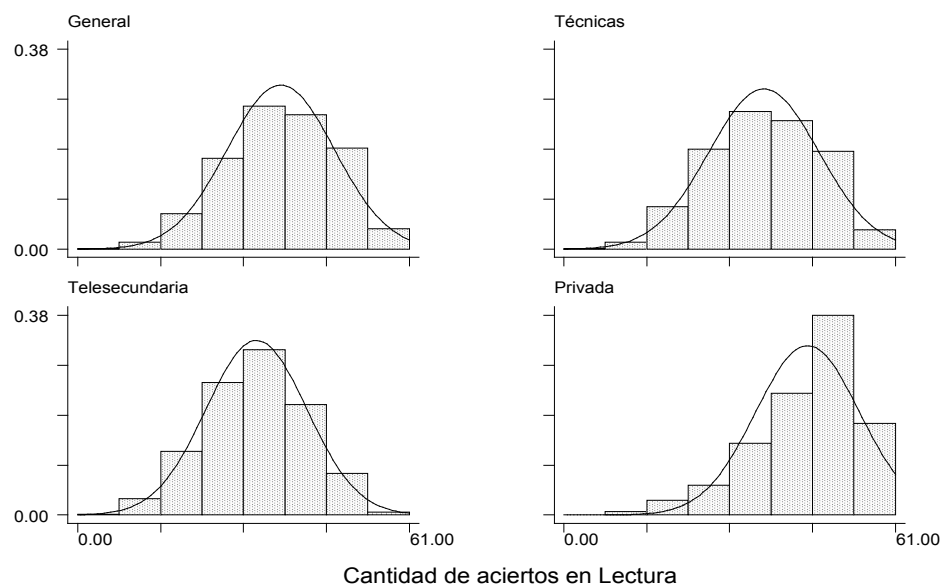


GRÁFICA 1.2. DISTRIBUCIÓN DE LA PRUEBA DE LECTURA PARA EL SEGUNDO GRADO DE SECUNDARIA POR TIPO DE ESCUELA

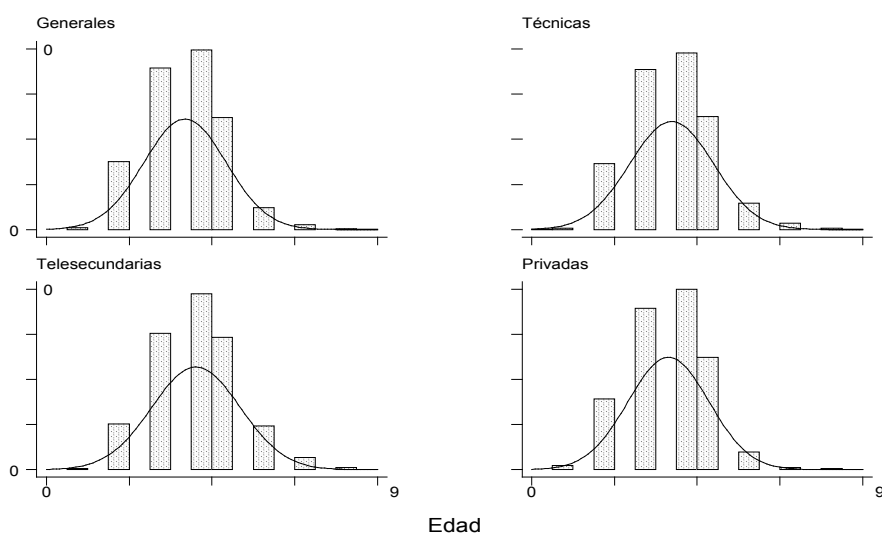




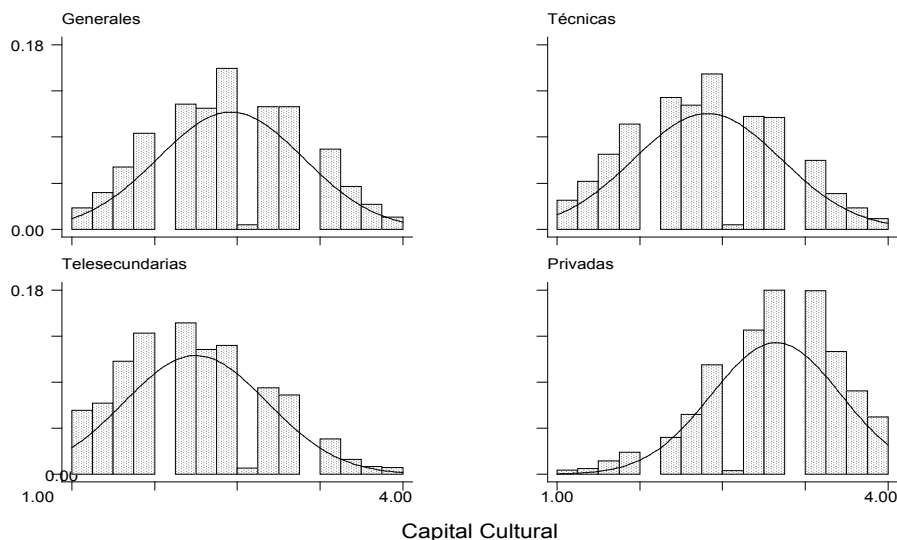
GRÁFICA 1.3. DISTRIBUCIÓN DE LA PRUEBA DE LECTURA PARA EL TERCER GRADO DE SECUNDARIA POR TIPO DE ESCUELA



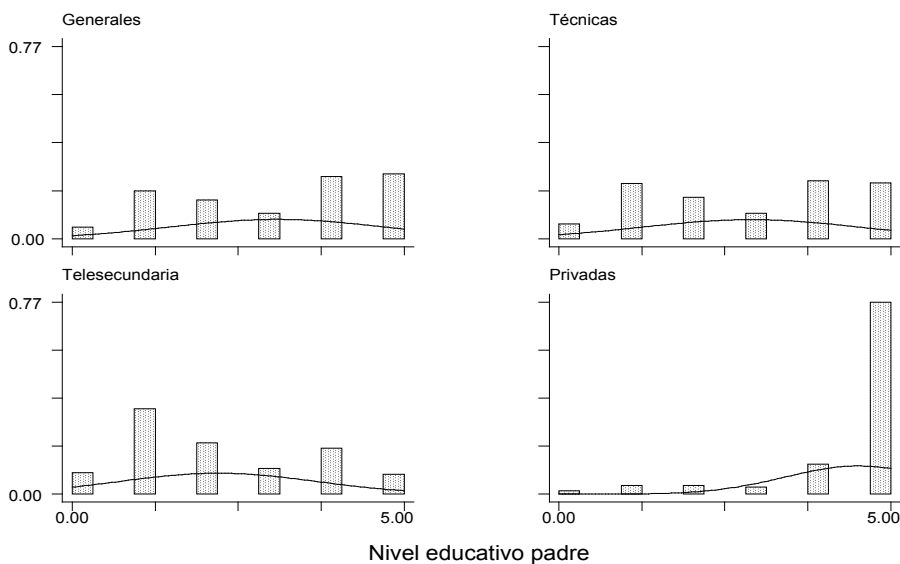
GRÁFICA 2. DISTRIBUCIÓN DE EDAD POR TIPO DE ESCUELA



GRÁFICA 3. DISTRIBUCIÓN DEL CAPITAL CULTURAL POR TIPO DE ESCUELA

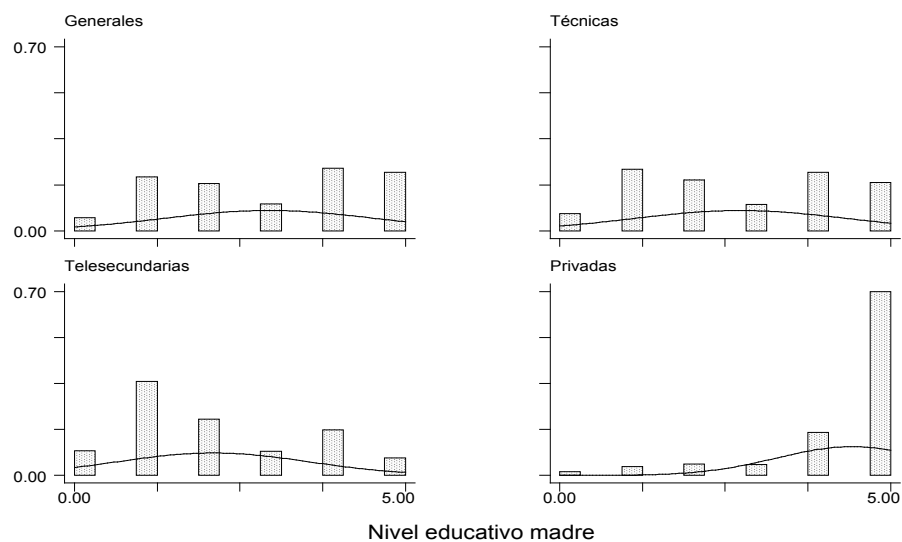


GRÁFICA 4: DISTRIBUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO DEL PADRE POR TIPO DE ESCUELA

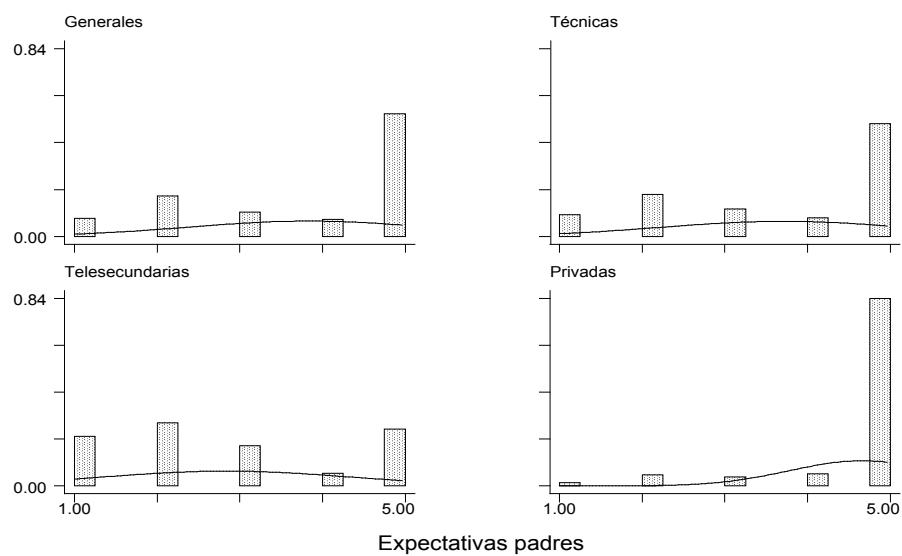




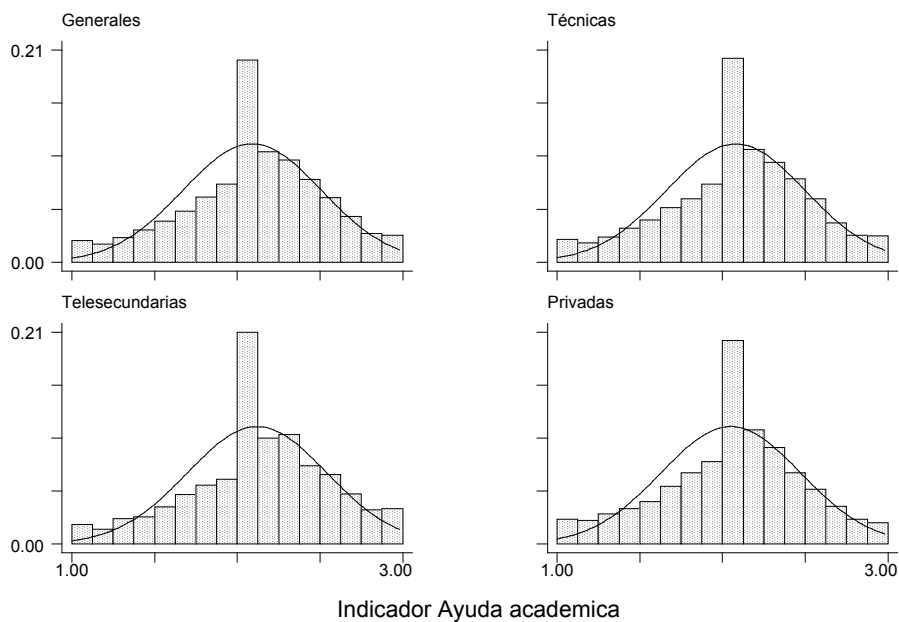
GRÁFICA 5. DISTRIBUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO DE LA MADRE POR TIPO DE ESCUELA



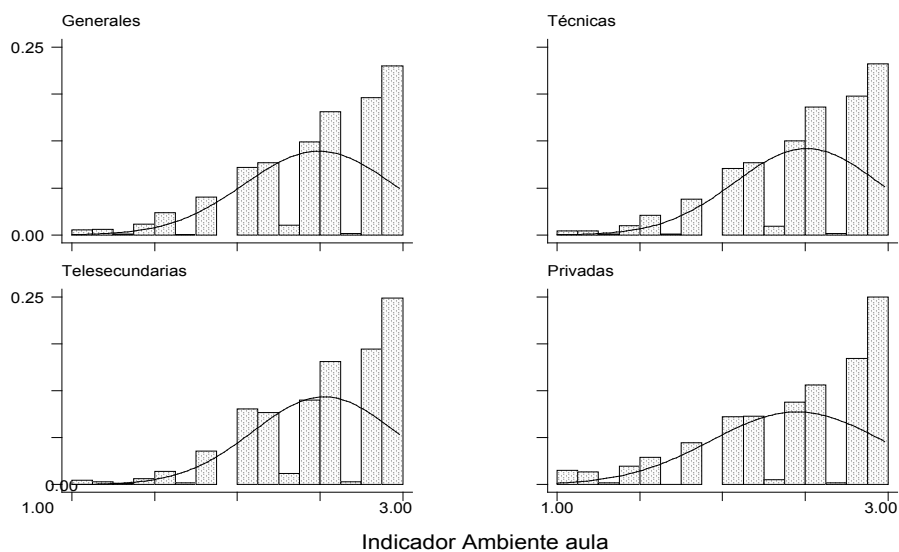
GRÁFICA 6. DISTRIBUCIÓN DE LAS EXPECTATIVAS POR TIPO DE ESCUELA



GRÁFICA 7. DISTRIBUCIÓN DE AYUDA ACADÉMICA POR TIPO DE ESCUELA

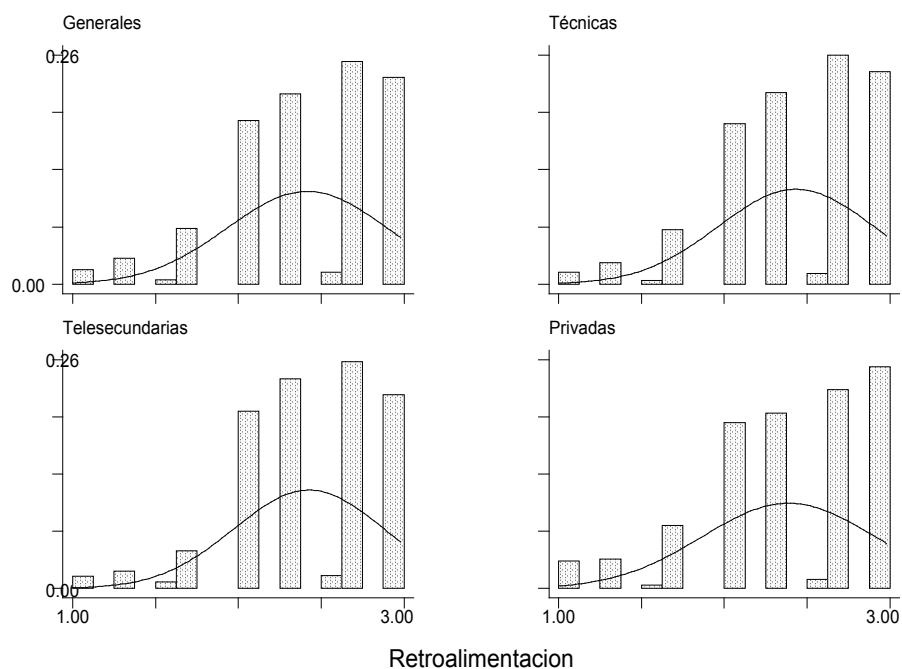


GRÁFICA 8. DISTRIBUCIÓN DE AMBIENTE POR TIPO DE ESCUELA

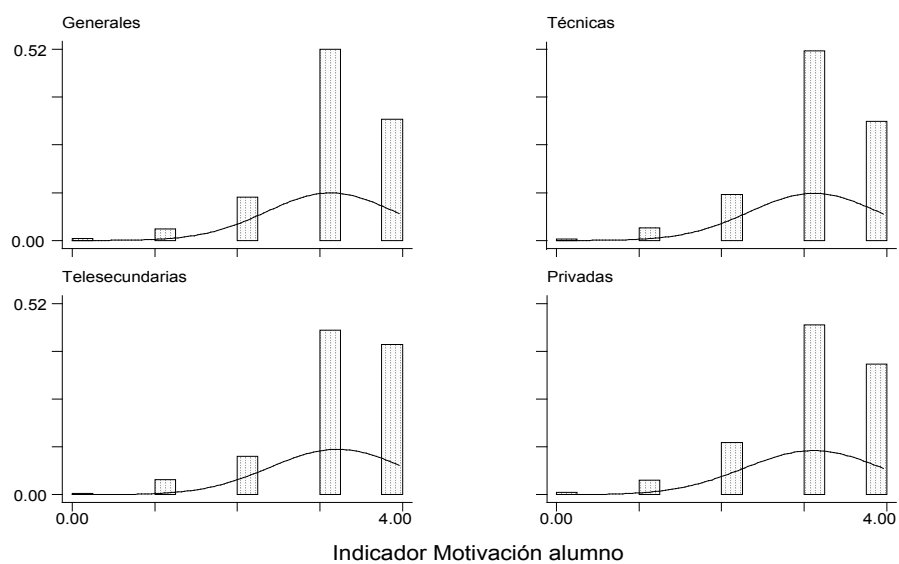




GRÁFICA 9. DISTRIBUCIÓN DE RETROALIMENTACIÓN POR TIPO DE ESCUELA



GRÁFICA 10. DISTRIBUCIÓN DE MOTIVACIÓN POR TIPO DE ESCUELA





APÉNDICE 4

Distribución de los predictores dicotómicos y ordinales

TABLA C. ESCUELAS GENERALES: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN SEXO (CON PESOS MUESTRALES)

		Sexo			
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	Mujeres	581	51.3	51.3	51.3
	Hombres	551	48.7	48.7	100.0
	Total	1131	100.0	100.0	
Perdidos por el sistema		0	.0		
Total		1131	100.0		

TABLA D. ESCUELAS GENERALES: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN GRADO ESCOLAR (CON PESOS MUESTRALES)

		Grado escolar			
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	Primer grado	375	33.2	33.2	33.2
	Segundo grado	377	33.3	33.3	66.5
	Tercer grado	379	33.5	33.5	100.0
	Total	1131	100.0	100.0	

TABLA E. ESCUELAS GENERALES: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN REPROBACIÓN (CON PESOS MUESTRALES)

Reprobó materias					
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	No reprobó	596	52.7	56.4	56.4
	Reprobó	460	40.7	43.6	100.0
	Total	1057	93.4	100.0	
Perdidos por el sistema		75	6.6		
Total		1131	100.0		

TABLA F. ESCUELAS GENERALES: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES QUE CAMBIARON DE ESCUELA (CON PESOS MUESTRALES)

Cambió Escuela					
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	No cambié escuela	928	82.0	87.6	87.6
	Cambié escuela	131	11.6	12.4	100.0
	Total	1059	93.6	100.0	
Perdidos por el sistema		73	6.4		
Total		1131	100.0		

TABLA G. ESCUELAS TÉCNICAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN SEXO (CON PESOS MUESTRALES)

Sexo					
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	Mujeres	350	50.1	50.1	50.1
	Hombres	349	49.9	49.9	100.0
	Total	699	100.0	100.0	
Perdidos por el sistema		0	.0		
Total		699	100.0		



TABLA H. ESCUELAS TÉCNICAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN GRADO ESCOLAR (CON PESOS MUESTRALES)

Grado escolar				
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos Primer grado	235	33.6	33.6	33.6
Segundo grado	234	33.5	33.5	67.1
Tercer grado	230	32.9	32.9	100.0
Perdidos por el sistema	699	100.0	100.0	

TABLA I. ESCUELAS TÉCNICAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN REPROBACIÓN DE MATERIAS (CON PESOS MUESTRALES)

Reprobó materias				
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos No reprobó	398	56.9	60.7	60.7
Reprobó	258	36.9	39.3	100.0
Total	656	93.8	100.0	
Perdidos por el sistema	43	6.2		
Total	699	100.0		

TABLA J. ESCUELAS TÉCNICAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES QUE CAMBIARON DE ESCUELA (CON PESOS MUESTRALES)

Cambió Escuela				
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos No cambié escuela	583	83.3	88.8	88.8
Cambié escuela	73	10.5	11.2	100.0
Total	656	93.8	100.0	
Perdidos por el sistema	43	6.2		
Total	699	100.0		

TABLA K. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN SEXO (CON PESOS MUESTRALES)

Sexo				
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos Mujeres	257	49.2	49.2	49.2
Hombres	265	50.8	50.8	100.0
Total	521	100.0	100.0	

TABLA L. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN GRADO (CON PESOS MUESTRALES)

Grado escolar				
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos Primer grado	176	33.8	33.8	33.8
Segundo grado	173	33.2	33.2	67.0
Tercer grado	172	33.0	33.0	100.0
Total	521	100.0	100.0	

TABLA M. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN REPROBACIÓN DE MATERIAS (CON PESOS MUESTRALES)

Reprobó materias				
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos No reprobó	251	48.1	51.4	51.4
Reprobó	237	45.5	48.6	100.0
Total	488	93.5	100.0	
Perdidos por el sistema	34	6.5		
Total	521	100.0		



TABLA N. ESCUELAS TELESECUNDARIAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES QUE CAMBIARON DE ESCUELA (CON PESOS MUESTRALES)

		Cambié Escuela			
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	No Cambié escuela	415	79.6	84.7	84.7
	Cambié escuela	75	14.4	15.3	100.0
	Total	490	94.0	100.0	
Perdidos por el sistema		31	6.0		
Total		521	100.0		

TABLA Ñ. ESCUELAS PRIVADAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN SEXO (CON PESOS MUESTRALES)

		Sexo			
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	Mujeres	80	49.3	49.4	49.4
	Hombres	82	50.6	50.6	100.0
	Total	163	100.0	100.0	
Perdidos por el sistema		0	.0		
Total		163	100.0		

TABLA O. ESCUELAS PRIVADAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN GRADO (CON PESOS MUESTRALES)

		Grado escolar			
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	Primer grado	51	31.6	31.6	31.6
	Segundo grado	54	33.3	33.3	64.9
	Tercer grado	57	35.1	35.1	100.0
Perdidos por el sistema		163	100.0	100.0	

TABLA P. ESCUELAS PRIVADAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN SI REPROBÓ MATERIAS (CON PESOS MUESTRALES)

Reprobó materias					
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	No reprobó	74	45.4	47.9	47.9
	Reprobó	80	49.4	52.1	100.0
	Total	154	94.8	100.0	
Perdidos por el sistema		8	5.2		
Total		163	100.0		

TABLA Q. ESCUELAS PRIVADAS: DISTRIBUCIÓN DE LOS ESTUDIANTES QUE CAMBIARON DE ESCUELA (CON PESOS MUESTRALES)

Cambió Escuela					
		Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válidos	No cambié escuela	136	83.5	88.2	88.2
	Cambié escuela	18	11.1	11.8	100.0
	Total	154	94.7	100.0	
Perdidos por el sistema		9	5.3		
Total		163	100.0		