

Septiembre de 2014

# Análisis multinivel de los resultados de las pruebas PISA 2012 de Matemática

EN LA CIUDAD AUTÓNOMA DE BUENOS AIRES

**Valeria Dabenigno, Rosario Austral, Luisa Iñigo y Silvina Larripa**

Gerencia Operativa de Investigación y Estadística (GOIyE)  
Dirección General de Evaluación de la Calidad Educativa (DGECE)  
Ministerio de Educación de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

[buenosaires.gob.ar/educacion](http://buenosaires.gob.ar/educacion)   /educacionBA



Buenos Aires Ciudad

EN TODO ESTÁS VOS

Jefe de Gobierno  
**Mauricio Macri**

Ministro de Educación  
**Esteban Bullrich**

Jefe de Gabinete  
**Diego Fernández**

Subsecretaria de Gestión Educativa  
y Coordinación Pedagógica  
**Ana María Ravaglia**

Subsecretario de Gestión Económico Financiera  
y Administración de Recursos  
**Carlos Javier Regazzoni**

Subsecretario de Políticas Educativas  
y Carrera Docente  
**Alejandro Finocchiaro**

Subsecretaria de Inclusión Escolar  
y Comunidad Educativa  
**María Soledad Acuña**

Directora General de Evaluación  
de la Calidad Educativa  
**Silvia Montoya**

Gerente Operativa de  
Investigación y Estadística  
**Silvia Lépole**

## ÍNDICE

1. Características generales PISA.....	8
2. Diseño metodológico.....	12
3. Descripción de las variables independientes y su relación con el desempeño en Matemáticas.....	19
4. Variabilidad de los puntajes de Matemática “entre” y “dentro” de las escuelas.....	31
4.1. Análisis de varianzas intra- e interescuela en un modelo “vacío” .....	31
4.2. Análisis multinivel con variables de estatus socioeconómico y cultural .....	36
4.3. Hacia un modelo multinivel con ocho variables .....	39
5. Consideraciones finales .....	44
6. Bibliografía.....	47
7. Anexo metodológico .....	50
8. Anexo estadístico.....	58

## Introducción

Este documento analiza la variabilidad entre y dentro de las escuelas de los puntajes obtenidos en pruebas de Matemática entre estudiantes secundarios de 15 años de la Ciudad de Buenos Aires en 2012<sup>1</sup>. El análisis considera atributos individuales y contextuales de diferente nivel de agregación y permite establecer su incidencia relativa sobre las variaciones en los puntajes obtenidos. En el nivel individual se consideran la trayectoria educativa, el perfil social y demográfico de los estudiantes, y en el nivel de las características contextuales o colectivas, la oferta educativa y el perfil socioeconómico y educativo del alumnado. Como fuentes de datos se utilizan las bases disponibles de estudiantes y escuelas correspondientes al último relevamiento del Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes (en adelante PISA<sup>2</sup>) realizado en 2012, año en el cual la Ciudad de Buenos Aires contó con una muestra propia para lograr la representatividad estadística de los resultados y reportes.

El diseño metodológico de este trabajo consiste en un modelo de análisis multinivel, entendiendo que resulta la técnica multivariada más apropiada para comparar cuánto varían los puntajes entre estudiantes dentro de las escuelas y cuánto varían los puntajes promedios entre las escuelas al ir incorporando un conjunto de variables con distinto nivel de agregación (OCDE 2009; Raudenbush y Bryk 1986). Se trata así de un modelo que mide la varianza intra- e interesuelas y permite establecer qué variables de nivel individual y contextual o colectivo tienen mayor potencia explicativa sobre la varianza de los puntajes obtenidos en la prueba de Matemática, principal área de conocimiento examinada por PISA 2012.

En Argentina hay varios análisis recientes con datos de este mismo relevamiento que serán debidamente considerados y puestos en diálogo con los datos propios (DGECE 2014 Boletines 1 a 7; Ganimian 2014; Kruger 2011; Krüger y Formichella 2012; Rivas 2013a y 2013b). La mayoría de ellos -a excepción de los trabajos de Kruger que utiliza análisis de conglomerados y modelos multinivel- presentan análisis descriptivos bivariados.

En cuanto a los resultados, entre 2000 y 2012 Argentina ha mantenido una posición estable, bajando levemente en comprensión lectora, mejorando en Ciencias y manteniéndose en Matemáticas (DGECE 2014a; Rivas 2013a). Al analizar cambios interanuales, se observa un estrecho correlato con la situación económica y social del país (de 2000 a 2006 Argentina bajó su puntaje promedio en concomitancia con la crisis social; de 2006 a 2009 mejoró mucho; y de 2009 a 2012 evidenció estancamiento) (Rivas 2013a). Respecto de las variaciones interesuelas, Krüger (2011) constata la vigencia de una gran segmentación evidente en la alta variación de los resultados entre escuelas en Argentina y el fuerte impacto del contexto socioeconómico en los mismos,

---

<sup>1</sup> Este documento ha sido producido por tres investigadoras del equipo de secundaria y una integrante del área de Estadística de la GOIyE, a partir de un pedido de la Dirección General de Evaluación de la Calidad Educativa.

<sup>2</sup> El nombre en inglés es *Programme for International Student Assessment*, conformando la denominación más conocida de la sigla PISA.

cuestión que este trabajo podrá retomar para analizar los resultados específicos de la Ciudad de Buenos Aires.

Los análisis sobre PISA no solo se han hecho desde ámbitos gubernamentales, académicos e instituciones abocadas a lo educativo. Los medios de comunicación han sido actores centrales en la instalación y diseminación de la discusión sobre los resultados de las evaluaciones de PISA. La preocupación instalada es acerca del bajo rendimiento y descenso de Argentina en el ranking de naciones que participan del programa (varias noticias aparecieron en *La Nación* y *Clarín* durante los primeros días de diciembre de 2013), aún cuando se contraargumente y reconozca –en columnas y editoriales de esos mismos medios- que la muestra está “sesgada” hacia arriba pues solo hay un puñado de países fuera de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos OCDE (y que, entonces, los valores promedio tomados como puntos de comparación están influenciados por los mejores rendimientos de los países miembros) o que, asimismo, se diga que es difícil establecer justas comparaciones entre naciones cuando lo que se está comparando son sistemas educativos que enseñan en línea con estos exámenes y otros que no (Rivas 2013b).

Específicamente, para la jurisdicción de CABA se hallan disponibles algunos informes descriptivos en la página oficial de la DGECE sobre cómo se posiciona la Ciudad en comparación con los totales nacionales y otros países y ciudades en los niveles de rendimientos, analizados de acuerdo a algunas variables tales como el sector de la escuela y el incentivo de los padres (Boletines 1 a 7 de la DGECE, publicados durante los primeros meses de 2014). Ganimian (2013, 2014) también ha aportado algunas lecturas referidas a esta jurisdicción. Algunos datos oficiales de PISA sobre varianza inter- e intraescuela para la CABA –publicados en los volúmenes de resultados publicados por la OCDE (2013)- se cotejarán como parte del análisis de este documento.

Un antecedente central en el campo de la investigación local han sido los trabajos de Cervini (2001, 2003a, 2003b y 2005) sobre factores asociados al rendimiento educativo que utilizan modelos multinivel (con bases de datos del Operativo Nacional de Evaluación y de evaluaciones del último año de la secundaria realizadas a nivel nacional). Aún cuando algunos de ellos trabajan con otras fuentes y niveles educativos, han sido de gran utilidad para el diseño de los modelos aquí propuestos, para comparar algunas de las decisiones de “proceso” que se fueron tomando y para comparar e interpretar algunos de los resultados de este documento. Asimismo, se recuperarán otros estudios con análisis multinivel realizados con esta misma fuente para otras ciudades y/o países. Entre otros, Sun, Bradley y Akers (2012) examinan los datos de PISA 2006 para Hong Kong; y Thorpe (2006) los del PISA 2000 para el Reino Unido.

También son prolíficos la bibliografía y el debate acerca de los alcances y limitaciones, los supuestos epistemológicos y las implicancias y prescripciones de política educativa asociadas a este dispositivo internacional nacido en los países de la OCDE hace más de una década (entre otros trabajos recientes que discuten estas cuestiones, pueden mencionarse: Pereyra, Kotthoff y Cowen 2013, 2011; Ammermueller 2013; Hardy y Boyle 2011; Kell y Kell 2010; Dolin y Krogh 2010; Lau 2009; Doyle 2008). Sin duda, el “shock” que genera la publicación de resultados de PISA en cada uno de los países

participantes, ha generado cambios de las políticas educativas locales (Finlandia y Alemania son tan solo dos ejemplos analizados respectivamente por Dolin y Krogh 2010 y Kotthoff y Pereyra 2009), dando cuenta de procesos de creciente incidencia de organismos internacionales en el gobierno de la educación (Pereyra y otros 2013). Toda esta discusión -más fuerte en el campo internacional que en el local- es apenas expuesta en el cuerpo de este trabajo, aunque no puede dejar de mencionarse en tanto se vincula de manera directa con el objetivo analítico. Tal como se anticipó, este trabajo apunta a explicar cómo inciden los anclajes sociales, escolares e individuales en la variación de resultados entre y dentro de las escuelas de la CABA y, en tal sentido, reconoce y prioriza el aporte de los datos de PISA para realizar análisis comparados de la disparidad de resultados de los estudiantes (Doyle 2008), por encima de otros usos habituales de los resultados de PISA. En tal sentido, no se pretende aquí predicar sobre los niveles de aprendizaje de los jóvenes de 15 años en la escuela secundaria de la CABA ni sobre la calidad de la enseñanza, en tanto se considera que el rendimiento medido por las pruebas PISA no necesariamente se corresponde con los contenidos de los diseños curriculares locales (cuestión poco investigada en Argentina) sino con definiciones teórico-metodológicas propuestas desde los países de OCDE. También se ha argumentado que las pruebas PISA no miden otras dimensiones de los aprendizajes que no son expresables “en papel y lápiz” tales como el desempeño al trabajar con otros, en un laboratorio, la formación ciudadana, entre otros aspectos (Dolin y Krogh 2010) y que hay sistemas más proclives a enseñar para los estándares que mide PISA que, por tanto, obtendrían mejores resultados. En tal sentido, como alerta Rivas (2013a) PISA no sería “un espejo de los sistemas educativos”, pero sí una herramienta potente para iluminar algunas cuentas pendientes y realizar análisis comparados y de factores asociados a las diferencias de rendimiento.

Para la interpretación de los resultados presentados en las diferentes etapas del análisis de los modelos multinivel en este documento se proponen tres claves de lectura. La primera, conjetura la persistencia de una segmentación entre escuelas secundarias ya anticipada por otros estudios cualitativos y cuantitativos (Cervini 2003b, Kessler 2002, Kruger 2011, Krüger y Formichella 2012, Tiramonti 2004). Esta segmentación tiene centralmente que ver con el nivel socioeconómico de las poblaciones escolares, el cual define “circuitos educativos de calidad diferenciada” (Filmus 2001, Tenti Fanfani 2002). La segunda clave de lectura, propone analizar cuánto de la variabilidad inter- e intraescuela se atribuye a variables de diferente nivel de agregación y cuánto se va “ganando” en la explicación de ambos tipos de variabilidad cuando se incorporan paulatinamente variables individuales y colectivas o contextuales. Y finalmente, interesa analizar cuáles son las variables del modelo final con mayor aporte explicativo en los resultados de Matemática entre jóvenes con diferentes anclajes sociales, educativos y escolares.

Se espera que los análisis expuestos en las páginas siguientes, contribuyan a fortalecer la discusión acerca de qué aporta la escuela y qué los anclajes individuales de los estudiantes para explicar las diferencias de rendimiento en Matemática, asignatura clave en la formación secundaria e inserción social futura de los jóvenes.

De aquí en más el documento se organiza en una primera sección introductoria sobre PISA (los expertos podrán obviar su lectura); un segundo apartado metodológico y un

cuerpo central de presentación de resultados. Este último abarca un capítulo descriptivo introductorio de las variables independientes y otro explicativo dividido en tres partes: a) la descripción de la variabilidad inter- e intraescuelas en los puntajes de las pruebas; b) el análisis de un modelo multinivel simple (con solo dos variables independientes) que prueba la incidencia del estatus socioeconómico y cultural medido a nivel individual y agregado para la escuela; y c) la presentación secuencial de modelos multinivel más complejos que incorporan variables individuales y contextuales en varios pasos hasta llegar a un modelo final de ocho predictores. Finalmente, se sistematizan los principales hallazgos.

## 1. Características generales PISA

El Programa para la Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA) es una iniciativa desarrollada por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Esta organización concentra entre sus miembros a los países de mayor riqueza por habitante del mundo.

El programa se orienta a conocer en qué medida los estudiantes de quince años de edad (población que se considera próxima a concluir la educación básica<sup>3</sup>) son capaces de utilizar conocimientos y habilidades relacionados con las áreas de Lectura, Matemática y Ciencias (Naturales), para resolver diversas situaciones relacionadas con la vida cotidiana y social (Ministerio de Educación de Perú2013).

La primera aplicación de PISA tuvo lugar en 2000 para los países miembros de la OCDE, y en 2001 para un grupo de países no miembros de la OCDE que expresaron interés en participar del estudio. La extensión del programa a los países no miembros se denominó PISA Plus. Argentina formó parte de esta primera edición de PISA a través de la Dirección de Información y Evaluación de la Calidad Educativa (DiNIECE), dependencia del Ministerio de Educación nacional que desde entonces y hasta la actualidad tiene a su cargo la ejecución del programa en el país<sup>4</sup>.

Con respecto a la periodicidad de este estudio, cabe señalar que PISA está organizado en ciclos evaluativos de tres años cada uno. En cada ciclo se estudia con mayor profundidad una de las tres áreas evaluadas que se incluyen en cada administración del programa: Lectura, Matemática y Ciencias. Así, en 2000, el foco se colocó en Lectura, en 2003, en Matemática y en 2006, en Ciencias. En 2009, volvió a iniciarse un nuevo ciclo.

El foco supone que en cada aplicación se incluye un mayor número de preguntas o ítems de la competencia privilegiada en relación con las otras dos. Ello permite reportar resultados de manera más exhaustiva, en términos de subescalas (habilidades o áreas específicas dentro de la competencia mayor) o adicionando ítems que permiten un estudio más pormenorizado de factores asociados al aprendizaje en esa área de

---

<sup>3</sup> PISA fue originalmente concebido a finales de la década de 1990 en el marco de crecientes preocupaciones y el surgimiento de evidencia acerca de que, si bien la mayor parte de los países de la OCDE garantizaban la universalidad de la educación obligatoria, estos niveles de acceso no se traducían necesariamente en aprendizajes claves para el funcionamiento de las personas en su vida adulta. De esta manera, PISA fue pensado como un estudio que daría cuenta de las competencias básicas de la población de quince años en su conjunto. Debido a que en la mayor parte de los países de la OCDE esa población se encontraba escolarizada, era posible pensar en una estrategia de investigación que se aproximara a ellos en las escuelas secundarias. Sin embargo, en algunos países de la OCDE (como México) y otros que se sumaron al estudio, esto no era así. Por ello, actualmente es posible decir que el objetivo del estudio se redefinió parcialmente, de forma tal que PISA es hoy concebida como una iniciativa que da cuenta de las competencias básicas de las personas de 15 años matriculadas en algún programa educativo.

<sup>4</sup> Los informes de resultados 2001, 2006 y 2009 se hallan disponibles en el sitio web de DiNIECE: <http://portales.educacion.gov.ar/diniece/documentos/>



competencia. Cabe señalar que este diseño no resigna la posibilidad de contar con resultados generales de las tres áreas en cada aplicación que resultan comparables en el tiempo.

La participación inicial de Argentina en la evaluación PISA de 2001 se vio interrumpida en 2003 y se reinició en 2006, para continuar en 2009 y 2012. En este último año, la Ciudad Autónoma de Buenos Aires solicitó un reporte propio de resultados (DGECE2014a).

### Principales aspectos evaluados por el programa

Las competencias consideradas por PISA en las áreas de Lectura, Matemática y Ciencias han sido seleccionadas por grupos de expertos en las diferentes áreas que participan de las instituciones u organizaciones que forman parte del consorcio PISA. Para la selección de los aspectos a evaluar se han tomado como referencia “estudios y tendencias mundiales sobre el tipo de habilidades que se espera sean requeridas en las siguientes décadas”. Las pruebas para evaluar estas competencias son construidas de modo centralizado por estos equipos de expertos. Una vez que se cuenta con una versión matriz de las pruebas, los distintos equipos nacionales (en cada país participante) desarrollan un trabajo de traducción y adaptación de estos instrumentos. Se busca con ello asegurar una “deseable pertinencia cultural” de las pruebas, y “garantizar su equivalencia” para todos los países<sup>5</sup>. Las diferentes versiones traducidas y adaptadas atraviesan un control de calidad (a cargo de un organismo independiente), para hacerlas compatibles de modo tal que midan las mismas habilidades, en contextos equivalentes y con similar grado de dificultad<sup>6</sup>.

El “modelo cognitivo” de “competencias para la vida” en el que se sustenta este proceso de elaboración de instrumentos de evaluación transnacionales no ha estado, sin embargo, exento de críticas. Algunos investigadores consideran que la concepción de competencia basada en “criterios reguladores objetivos, científicamente investigados con mayor o menor sofisticación y presentados de manera fácilmente accesible (a través del uso de herramientas útiles en la resolución de los diversos problemas y cuestiones)” merece un debate más profundo, aún pendiente en muchos países (Bieber y Martens 2011, en Pereyra y otros 2013, 8).

Entendiendo que los conocimientos y habilidades en estas áreas de competencia no son ajenos a diversas circunstancias personales y familiares, así como sociales y culturales, dentro y fuera del contexto escolar, PISA busca aproximarse a dichas situaciones recogiendo información a través de cuestionarios aplicados directamente a los actores escolares, y utiliza, también, otras fuentes secundarias disponibles.

---

<sup>5</sup> Estos aspectos se describen, entre otras fuentes posibles de consulta en español, en el informe sobre PISA 2012 elaborado por el Ministerio de Educación de Perú (2013).

<sup>6</sup> Este proceso se presenta con detalle en Dept, Ferrari & Wäyrynen (2010) en el marco de desarrollos acerca de la validez intercultural referida al contenido de las pruebas internacionales (Sireci, Patsula y Hambleton 2005; Hambleton 2002).

Con este conjunto de datos, PISA busca aportar información relevante sobre los sistemas educativos para la formulación y discusión de políticas educativas.

No obstante, y más allá de su valor como dispositivo de generación de evidencias sobre un número importante de factores vinculados con el desempeño de los estudiantes, PISA es un estudio complejo que no está ajeno a la controversia. La Sociedad Europea de Educación Comparada (CESE) condujo un importante simposio en 2009 destinado a discutir las características, el potencial y las limitaciones de PISA (véase Pereyra y otros 2011). Principalmente, se discute la creciente influencia de los organismos internacionales sobre la escolarización y educación a través de este programa.

Asimismo, existen otras producciones con reflexiones relacionadas con el uso de situaciones que se presentan como parte de la vida diaria en una prueba de desempeño (Cooper y Dunne 2000), no siempre alineada a los marcos curriculares nacionales, así como con otros aspectos políticos e ideológicos de este tipo de estudios (Hamilton y Barton 2000).

### **Países y jurisdicciones participantes en PISA 2012**

En la aplicación de PISA 2012 participaron estudiantes de 65 países, territorios o ciudades: 34 de países miembros, y 31 de países no miembros. En la edición de 2012 participaron los siguientes países latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, México, Perú y Uruguay. Argentina, como ya se mencionó, participó como país y también se sumó la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Cada país, territorio o ciudad aporta una muestra de estudiantes que resulta representativa de ese universo. Para ser elegibles para la evaluación, los jóvenes deben cumplir con un criterio de edad (por ejemplo, para la evaluación de 2012, debían tener entre 15 años y tres meses y 16 años y 2 meses al inicio del período de evaluación (más o menos un mes de variación), además de estar matriculados en una institución educativa en el año 7 de educación (o en uno superior a este) (OCDE 2013). En cada establecimiento se sortea un total de 35 estudiantes, que son los que resultan seleccionados para participar del estudio.

Se trata de muestras polietápicas de dos niveles. La primera etapa consiste en una selección de escuelas donde los jóvenes de 15 años puedan estar estudiando. En esta fase, se hace muestreo sistemático con probabilidades proporcionales al tamaño del universo, siendo el tamaño una función del número estimado de estudiantes de 15 elegibles. Se eligió un mínimo de 150 escuelas por país. En la segunda etapa del proceso de elección se conforma la muestra de estudiantes dentro de escuelas preseleccionadas. Una vez que la escuela es elegida, se prepara una lista de todos los estudiantes de 15 años escolarizados en la institución. De esta lista, se eligen 35 estudiantes con igual probabilidad. El número de estudiantes a elegir mediante muestra por cada escuela puede desviarse de 35 pero no puede ser menos que 20.

## El foco en Matemática en la última aplicación de PISA

Como se expuso, en cada administración de las pruebas PISA se hace foco en un área. En 2012 el foco se colocó en Matemática. La Tabla 1.1 presenta la descripción de las competencias y dominios evaluados en PISA 2012 en el área de Matemática analizada en este documento.

**Tabla 1.1. Competencias evaluadas en Matemática en PISA 2012**

La capacidad de la persona para formular, emplear e interpretar la matemática en una variedad de contextos. Esto incluye el poder razonar matemáticamente y usar los conceptos matemáticos, procedimientos, hechos y herramientas para describir, explicar y predecir fenómenos. Ayuda a la persona a reconocer el rol que la Matemática juega en el mundo y elaborar juicios bien fundamentados y decisiones que se necesitan tomar como ciudadano comprometido y reflexivo.	Definición
La competencia matemática se evalúa con relación a cuatro categorías de contenido interrelacionados entre sí: <ul style="list-style-type: none"> <li>- Cantidad</li> <li>- Espacio y forma</li> <li>- Cambio y relaciones</li> <li>- Incertidumbre y datos</li> </ul>	Dominio de contenido
<ul style="list-style-type: none"> <li>- Formular situaciones matemáticamente</li> <li>- Emplear conceptos, hechos, procedimientos y razonamientos matemáticos</li> <li>- Interpretar, aplicar y evaluar resultados matemáticos</li> </ul>	Dominio de proceso
La competencia matemática evalúa considerando situaciones que simulan la vida real y que están asociadas a los siguientes contextos: <ul style="list-style-type: none"> <li>- Personal</li> <li>- Educacional</li> <li>- Social</li> <li>- Científico</li> </ul>	Dominio de contexto

**Fuente:** Basado en OCDE, 2013.

## Implementación de las pruebas y de los cuestionarios

Las pruebas propiamente dichas comprenden un conjunto muy amplio de preguntas que se distribuyen por bloques entre los estudiantes evaluados. El diseño responde a un esquema matricial que asegura la mayor cobertura de contenidos, sin que cada estudiante tenga que responder la totalidad de las preguntas de la prueba. De esta manera, cada estudiante recibe bloques de preguntas que deben ser respondidos en un tiempo máximo de dos horas.

Dado que se usa un conjunto amplio de bloques y que diversos estudiantes responden a diversos bloques, la muestra total permite cubrir más preguntas de las que un estudiante en particular recibe. Esto es importante, porque PISA no otorga una “nota” a cada estudiante (ni a los países en su conjunto), sino que hace una estimación de las habilidades que los estudiantes presentan. Para ello, se emplea un conjunto de técnicas estadísticas y psicométricas, en el marco de la denominada Teoría de respuesta al Ítem (TRI) que son detalladas en los informes técnicos del estudio (OCDE 2003, 2012). Los resultados de logro académico se expresan en una escala con una media fijada en 500 puntos, que corresponde con el promedio alcanzado por los alumnos de los países

miembros de la OCDE a partir de la primera administración de las pruebas. Cada prueba está conformada por cuatro bloques, los cuales se presentan de diversas formas en los distintos cuadernillos o pruebas. La cantidad de bloques por competencia varía según el énfasis que tenga la ronda de PISA. La Tabla 1.2 muestra la cantidad de bloques y preguntas por competencia.

**Tabla 1.2. Tipos y cantidad preguntas para Matemática, PISA 2012.**

7	Bloques de preguntas
109	Cantidad total de preguntas (todos los bloques)
45	Preguntas de opción múltiple simple y compleja
64	Preguntas de respuesta abierta simple y compleja
41	Porcentaje de preguntas de opción múltiple
59	Porcentaje de preguntas de respuesta abierta

**Fuente:** OCDE (2013).

Como puede observarse, la prueba del ciclo 2012 muestra una mayor cantidad de preguntas de la competencia matemática, precisamente, porque esta era el área de énfasis. Asimismo, esta aplicación incluyó, por primera vez, una sesión de evaluación en línea, de 40 minutos de duración, destinada a evaluar la habilidad de los alumnos para resolver problemas.

Con relación a los cuestionarios para relevar factores asociados al aprendizaje, una innovación importante en PISA 2012 es el diseño con formas rotadas del cuestionario del alumno. Una de las principales razones para un diseño rotativo, que anteriormente se había aplicado para la evaluación cognitiva, fue la de extender la cobertura de contenido del cuestionario del alumno.

## 2. Diseño metodológico

En este apartado se describen aspectos técnicos de la fuente de datos, la clasificación utilizada para distinguir a las variables según niveles de agregación y, finalmente, se caracteriza y fundamenta el modelo multinivel propuesto para el análisis. Otras decisiones metodológicas acerca de la depuración de bases y variables se presentan en el Anexo Metodológico.

### *- Tipología de variables individuales y colectivas*

El modelo de análisis multinivel a realizar contempla, en sus fundamentos y en la secuencia de incorporación de variables al modelo final (órdenes de inclusión), variables individuales y colectivas (Baranger 2009, Lazarsfeld y Menzel 1985, Diez Roux 2002). Cabe diferenciar dentro de estas últimas, a aquellas cuya unidad de registro es la propia escuela de aquellas otras que se registran originalmente a nivel individual y

luego se agregan a nivel colectivo (véanse ejemplos y procedimientos de construcción en el Anexo Metodológico).

Lazarsfeld y Menzel (1985) fueron pioneros -mucho antes de que se difundieran y usaran los análisis multinivel tal como en la actualidad- en diferenciar el nivel de agregación de las variables y la unidad a la que aplican (véase su tipología en la Tabla 2.1) y en alertar acerca de las falacias que podrían producirse al extrapolar conclusiones emergentes de un nivel de análisis al otro (del individual al colectivo y viceversa)<sup>7</sup>.

**Tabla 2.1. La tipología de Lazarsfeld y Menzel**

Propiedades Individuales	Análítica: operación matemática a partir de atributo de miembros
	Estructural: operación sobre relación de un miembro con otros o con todos los miembros
	Global: No se basan en información relevada para miembros
	Absoluta: todo atributo individual sin referencia al colectivo ni a relaciones entre miembros.
Propiedades Colectivas	Relacional: relaciona a un miembro con otros.
	Comparativa: relaciona a un miembro con el valor o distribución para el colectivo o conjunto de miembros.
	Contextual: describen a un miembro por la propiedad de su colectivo

**Fuente:** Baranger (2009).

De acuerdo a la tipología que proponen estos autores, los dos tipos de variables colectivas de este documento serían variables contextuales (Baranger 2009, Lazarsfeld y Menzel 1985). Por un lado, habrá variables globales (en base a datos recabados para la unidad de análisis colectiva; por ejemplo, sector de gestión de la escuela) y, a la vez se considerarán algunas variables construidas a partir de atributos analíticos (se arma la variable a nivel escuela a partir de datos recabados para el estudiante; por ejemplo, el promedio de nivel económico, social y cultural del alumnado). A lo largo del trabajo, las primeras se denominan variables “contextuales-globales” y las segundas, “contextuales-agregadas”; o bien, cuando no se busca distinguir el origen global o analítico, como variables de nivel escuela o colectivas, para distinguirlas de las variables de nivel estudiantes o individuales.

*- Acceso y familiarización con bases PISA 2012*

<sup>7</sup> Un análisis sobre los recaudos a la hora de interpretar el comportamiento de variables que, aunque similares en su información de base, difieren en el nivel de agregación se ha realizado en un trabajo previo de Austral y Dabenigno (2014). Allí se discuten algunos peligros de leer los indicadores educativos -como los de repetición o abandono- desde modelos teóricos aplicables a un nivel (individual) para interpretar los resultados hallados a otro nivel (el de las escuelas).

El primer paso del trabajo fue acceder a bases de datos disponibles en la página oficial de PISA, de gran tamaño y complejidad (siendo ésta la primera experiencia del equipo en su procesamiento). Las bases utilizadas para este documento fueron dos: la de estudiantes y la de escuelas. La primera es la base principal y contiene 634 variables y 485.490 registros de las 65 naciones donde se realizó el relevamiento de 2012; el tamaño de la muestra en Argentina es de 5.908 estudiantes y el de la CABA, de 1.336 casos (que al ser expandidos de acuerdo al ponderador global disponible suman 32.985 estudiantes de esta ciudad). Por su parte, la base de escuelas presenta información declarada mediante un cuestionario respondido por los directivos de las instituciones seleccionadas de la muestra y cuenta con 291 variables y 18.139 registros. De éstos, 226 corresponden a escuelas argentinas y 39 corresponden a CABA<sup>8</sup>.

*- Variables individuales y colectivas elegidas*

El análisis de cabalidad, o nivel de respuesta, de las variables primeramente elegidas correspondiente a cada uno de los dos niveles (individual y colectivo) definió la eliminación de una gran cantidad de factores (véase Anexo Metodológico). De ese listado original, sobrevivieron al análisis de cabalidad las siguientes ocho variables consideradas en los modelos del capítulo 4:

- Variables individuales (definidas en el nivel “estudiantes”):
  - a) Características sociodemográficas: sexo e índice ESCS\_individual<sup>9</sup> (recentrado en la media para la CABA).
  - b) Características educacionales: condición de rezago escolar y ausentismo en días de clase.
- Variables contextuales-globales (relativas a la oferta educativa y definidas en el nivel “escuelas”):
  - c) Sector de gestión
  - d) Tipo de plan de estudios
- Variables contextuales agregadas o colectivas (construidas por agregación de atributos individuales y definidas en el nivel “escuelas”):
  - e) Promedio del índice de ESCS del alumnado de cada escuela (ESCS\_escuela, recentrado en la media de CABA).
  - f) Porcentaje de alumnos de 15 años con trayectorias rezagadas.

La **Tabla 2.2** brinda precisiones sobre el tipo de variables, el cuestionario y preguntas de origen y las categorías correspondientes a estos ocho predictores.

---

<sup>8</sup> En el Anexo metodológico se detallan las dimensiones de las variables contenidas en ambas bases de datos.

<sup>9</sup> Se conserva la sigla original en inglés ESCS que significa “*economic, social and cultural status*” (estatus económico, social y cultural).

**Tabla 2.2. Descripción de las variables independientes. PISA 2012**

Tipo de Variable	Nombre de variable	Pregunta	Instrumento	Categorías – Nivel de Medición
Individual-Analítica	Sexo	¿Eres mujer o varón?	Cuestionario estudiantil	Mujer= 0 - Varón=1 (Dicotómica)
Individual-Analítica	Rezago escolar	Elaboración propia: hay rezago cuando cursa un año de estudio menor al teórico. Datos: año internacional	Cuestionario estudiantil	Sin rezago=0 - con rezago= 1 (Dicotómica)
Individual-Global	Índice ESCS	Elaborado por PISA ( <i>ver glosario</i> )	Cuestionario estudiantil	Continua de nivel intervalar
Individual-Analítica	Ausentismo en días de clase	En las dos últimas semanas completas de clase, ¿cuántas veces faltaste sin autorización a todo un día de clase?	Cuestionario estudiantil	Nunca=0, 1 o 2 veces=1, 3 o 4 veces=2, 5 o más veces= 3
Contextual-institucional	Sector	Elaborado por PISA	Cuestionario escuela	(Dicotómica) Público=0, Privado=1
Contextual-institucional	Plan de estudios	Elaborado por PISA	Cuestionario escuela	(Dicotómica) No vocacional (formación general) =0 - Vocacional)= 1
Contextual-agregada	Porcentaje de alumnos con rezago escolar	Elaboración propia	Cuestionario estudiantil	0 a 100
Contextual-agregada	Promedio de ESCS en escuela	Índice ESCS elaborado por PISA ( <i>ver glosario</i> )	Cuestionario estudiantil	Continua de nivel intervalar

Aunque en el cuerpo del documento se trabajó con las variables sin normalizar, es decir, con la escala de medición original (variable en rangos y unidades de medida); se normalizaron las variables para hacer correr los mismos modelos presentados en este documento con variables normalizadas (solo se exceptuaron las variables dicotómicas o *dummies*). Las variables se estandarizaron de manera tal que tuvieran media igual a 0 y desvío estándar igual a 1. Los modelos con variables estandarizadas permiten establecer el aporte relativo de las variables independientes en la explicación de la varianza inter- e intraescuela. Cuando las variables no se estandarizan y miden a diferentes escalas no es posible utilizar los coeficientes para comparar qué variable/s implica/n grados mayores de diferenciación en los logros en Matemática (Sun *et al.*2012). De este modo, las estimaciones de los efectos resultan comparables entre sí, y los coeficientes expresan la cuantía de la variación en la variable dependiente por cada unidad adicional de desvío estándar en la variable independiente (Cervini 2005). Por el contrario, los modelos realizados con valores sin normalizar permiten predecir cuánto impactará en los puntajes en Matemática una variación de un punto en una de las variables independientes intervalares.

- *Fundamentos, usos y pasos del diseño multinivel*

Como se adelantó, el presente informe se apoya en la estimación de modelos multinivel para el análisis de la variabilidad de los resultados de las pruebas PISA 2012 en la CABA.

También se aludió a que hacer inferencias acerca de los casos de un nivel a partir de una correlación detectada en otro (por ejemplo, inferencias sobre la situación de un estudiante en particular a partir de una correlación encontrada en datos relevados por escuela, o a la inversa), implicaría incurrir en una falacia, ya sea ecológica o atomística (Diez Roux 2002; Lazarsfeld y Menzel1985; Tranmer y Elliot 2007). Por añadidura, trabajar con datos individuales ignorando la estructura de la población, probablemente arrojaría resultados sesgados (Diez Roux 2002; Lazarsfeld y Menzel1985; Tranmer y Elliot2007).

Como refieren Albright y Marinova (2010), los métodos para el tratamiento de datos de estructura jerárquica son un caso especial de los modelos de efectos *mixtos*, es decir, que combinan predictores cuyos valores se mantienen *fijos* de muestra en muestra con otros *aleatorios* que se espera presenten variación muestral<sup>10</sup>.

Su peculiaridad reside en que parten del reconocimiento de que los individuos singulares se encuentran agrupados en unidades mayores, que existe cierto grado de similitud en el comportamiento de los individuos que pertenecen a cada una de estas unidades y que, en la misma medida, ellos se diferencian relativamente de los pertenecientes a las otras. Así, parten de modelar la relación entre una variable predicha y las características de los individuos que se supone son sus predictores, para luego hacer depender los parámetros que surgen de aquel modelo (la constante, las pendientes o ambos) de características propias de las unidades de mayor agregación. Así, lo que se estima es el efecto de estas variables de segundo nivel sobre las relaciones estructurales internas a las unidades más agregadas (Raudenbrush y Bryk 1986).

El abordaje convencional de regresión en circunstancias en que se espera que los individuos se encuentren agrupados en unidades mayores que condicionan su comportamiento (es decir, cuando los datos presentan una estructura jerárquica), resulta imposibilitado en la medida en que los residuos de los miembros del mismo grupo tenderán a parecerse o presentarán *autocorrelación* (Albright y Marinova 2010). Esta consiste en que los residuos de los individuos se encuentran relacionados a través de alguna variable; en este caso, su pertenencia común a un grupo. Esta circunstancia viola las condiciones de los datos en que es posible estimar ecuaciones de regresión de manera eficiente (esto es, con intervalos de confianza mínimos de los coeficientes de regresión).

Por otra parte, mientras que la técnica de ANOVA requiere de diseños balanceados y predictores discretos para ser plenamente aplicable y la regresión lineal convencional

---

<sup>10</sup> Tomando un ejemplo de nuestro modelo, el sexo de los alumnos funciona como factor fijo, puesto que se espera que los valores “mujer” y “varón” se repitan en todas las muestras posibles; en cambio, el ESCS sería un factor aleatorio, en tanto los valores obtenidos podrían diferir de una muestra a otra.



resulta inadecuada para modelar efectos aleatorios, los modelos jerárquicos combinan las ventajas de ambos (Raudenbush 1993).

Lo que permiten las técnicas de modelado multinivel es, en definitiva, dar cuenta de la variación de una variable dependiente en varios *niveles de agrupamiento* a la vez y discriminar entre la variación presente entre los individuos y la presente entre los agregados, saldando, por otra parte, los inconvenientes que presentan el ANOVA y la regresión convencional para el tratamiento de datos no experimentales que incluya efectos aleatorios (Tranmer y Elliot 2007).

Tomando como ejemplo el análisis de los puntajes obtenidos en una prueba por estudiantes de una selección muestral de escuelas, se puede representar simbólicamente lo antedicho en un modelo tal que:

- 1)  $Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}$
- 2)  $\beta_{0j} = \gamma_{00} + U_{0j}$

donde  $Y_{ij}$  representa el puntaje para el individuo o estudiante  $i$  en la escuela  $j$ ,  $\beta_{0j}$  la ordenada al origen para la escuela  $j$  y  $\varepsilon_{ij}$  la varianza no explicada del puntaje obtenido por cada estudiante con respecto al puntaje promedio en la escuela a la que asiste. A su vez  $\beta_{0j}$  (es decir, el intercepto de la escuela  $j$ ) se compone mediante  $\gamma_{00}$  (el intercepto general) y que es la distancia del puntaje promedio obtenido por los alumnos de una escuela con respecto a aquél. Esto equivale a decir que los puntajes individuales son predichos a partir de los puntajes promedio de la escuela a la que asisten y los puntajes promedio de las escuelas a partir del promedio global.

La ecuación 1 extendida según lo expresado en 2 resulta en:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + U_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

conocido habitualmente como “modelo vacío”, puesto que discrimina exclusivamente entre la variabilidad ligada al individuo y la relacionada con las unidades de mayor nivel de agregación.

Si llamamos  $\sigma^2$  a la varianza de  $\varepsilon_{ij}$  y  $\tau_0^2$  a la de  $U_{0j}$ , el coeficiente de correlación intraclase, esto es, la proporción de variación observada en la variable dependiente atribuible a características de la escuela será igual a

$$\rho = \frac{\tau_0^2}{\tau_0^2 + \sigma^2}$$

La proporción de varianza explicada por características del estudiante será, simplemente,  $1 - \rho$ . Rho ( $\rho$ ) puede variar entre 0 (si no hubiera variabilidad *inter*) y 1 (si no hubiera variabilidad *intra*), o entre 0 y 100 si se lo expresara como porcentaje.

A partir de aquí, pueden incorporarse variables propias de ambos niveles (por ejemplo, sector de la escuela, nivel económico promedio en una escuela, nivel económico individual de los alumnos) y efectos por las interacciones entre las variables de uno y otro nivel.

Tal fue el procedimiento que se llevó adelante, cuyos resultados se presentan en próximos apartados. En la sección 4.1 se aporta información acerca de la variabilidad dentro y entre escuelas, tal como se explicó en párrafos previos. Luego, en la sección 4.2 se presenta un modelo multinivel “simple” con dos variables independientes: primero se incorpora el ESCS individual y luego el ESCS medio de la escuela para compararlos con las publicaciones oficiales de PISA. Por último, en la sección 4.3 se presentan tres modelos sucesivos con: a) variables individuales, b) individuales y contextuales-globales y c) individuales, contextuales-globales y agregadas. Este formulación secuencial retoma y refina así la propuesta de Sun *et al.*(2012) de incluir primero los factores de nivel individual y luego los colectivos para poder examinar cómo las características del contexto escolar inciden en la relación entre las variables individuales y los puntajes obtenidos (Sun *et al.* 2012). La distinción adicional propia de este documento, es que diferenciamos además el orden de introducción de las variables colectivas, incorporando primero las contextuales-globales y luego las contextuales-agregadas. Esta diferenciación permite ir explicando secuencialmente cómo cada “tipo” de variables -según la clasificación vista en el primer ítem de este apartado- incide en el rendimiento en Matemática y cómo algunas de las incorporadas en los pasos a y b van ganando o perdiendo poder explicativo de la variabilidad inter- e intraescuelas cuando se integran al análisis las variables contextuales agregadas.

### 3. Descripción de las variables independientes y su relación con el desempeño en Matemáticas

La inclusión de variables predictoras involucra hipótesis específicas sobre su relación con el rendimiento en Matemática de los estudiantes de 15 años de la Ciudad. Como se anticipó, este trabajo incluye en sus modelos finales ocho variables de diferente nivel de agregación (véase Tabla 2.1 del Apartado Metodológico), las cuales tienen aceptables niveles de respuesta (con un mínimo de 90% de cabalidad).

A continuación, se realiza una primera descripción de cada una de ellas y de su relación con la variable dependiente bajo análisis. Sobre ésta última cabe recordar que en la CABA el puntaje fue de 418 en 2012, superando en 30 puntos al valor correspondiente a Argentina (DGECE2014b)<sup>11</sup>. En cuanto a la evolución de los guarismos a nivel nacional, el rendimiento en Matemática a nivel país se ha mantenido estable desde los inicios de la aplicación de PISA (388 puntos entre 2000 y 2012) (DGECE2014a).

#### 3.1. Sexo

Las diferencias de rendimiento entre varones y mujeres varían según cuál sea el área de conocimiento evaluada. En trabajos que analizan datos para otras latitudes, se afirma que las estudiantes rinden mejor en Lectura (Kell y Kell 2001) y los varones, en Matemática (Thorpe 2006) y Ciencias (Sun *et al.* 2012). En Argentina y Ciudad de Buenos Aires, se confirma el mejor desempeño masculino en Matemática, aunque con una estrecha brecha de género (en comparación con otros países, Ganimian 2014).

La muestra de la CABA tiene una distribución pareja de varones y mujeres (ellas representan un 53%). Se confirma que la población estudiantil masculina tiene un leve mejor desempeño que la femenina (432 y 415 puntos respectivamente, que da cuenta de una brecha de 17 puntos)<sup>12</sup>, a la vez que es algo más heterogénea al interior (pues su desvío típico y su rango son superiores a los valores de las estudiantes) (Gráfico 3.1)<sup>13</sup>. Esa pequeña diferencia entre las medias de ambos grupos, conjugada con alta dispersión, se traduce en un “tamaño de efecto” reducido del sexo sobre los puntajes, con un coeficiente de apenas 0,17 (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico)<sup>14</sup>.

---

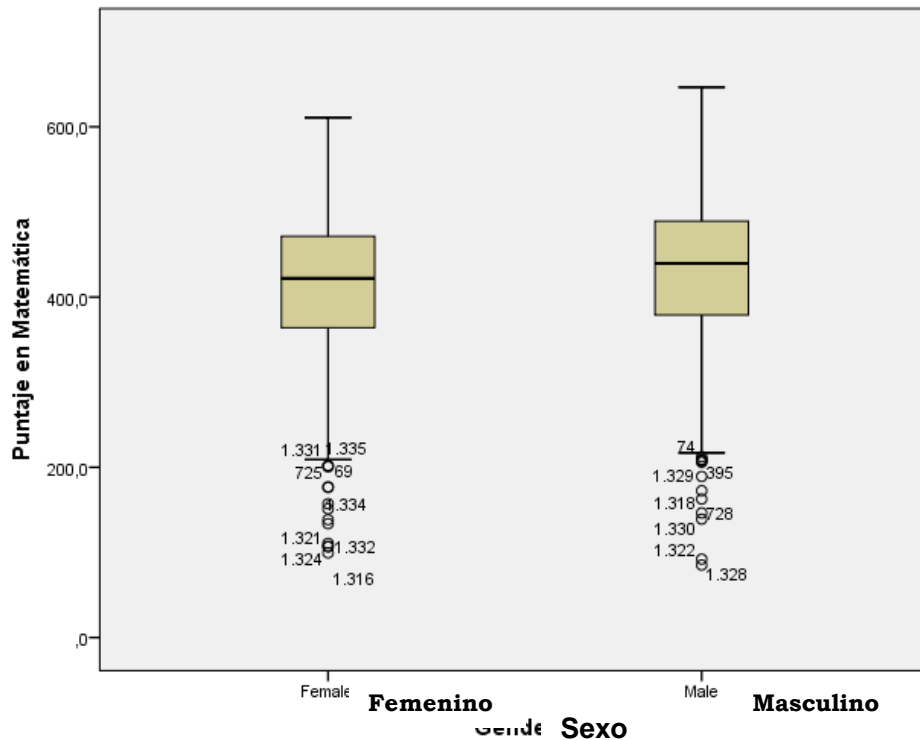
<sup>11</sup>En perspectiva comparada, la CABA se sitúa entre las ciudades de la región con mejor rendimiento en Matemática, junto con Brasilia y México D.F. (DGECE 2014c). El promedio de los países de la OCDE es de 494 y el de países de América Latina (sin incluir a Argentina) es 399 (calculado en base a Tabla I.2.3a, PISA 2012).

<sup>12</sup>Los descriptivos de todas las variables analizadas en este capítulo constan en la Tabla A.1 del Anexo Estadístico.

<sup>13</sup> En el cuerpo del trabajo se presentan gráficos de cajas y en el Anexo Estadístico, las tablas con estadísticos descriptivos que se recuperan en este análisis.

<sup>14</sup>El tamaño del efecto es una medida de la intensidad de la relación entre dos variables. La expresión matemática del tamaño del efecto es la siguiente:  $\frac{\hat{\mu}_1 + \hat{\mu}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{2}}}$  donde  $\hat{\mu}_1$  y  $\hat{\mu}_2$  son las medias estimadas para los grupos 1 y 2 y  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$  son sus varianzas.

**Gráfico 3.1. Puntaje en Matemática por sexo. Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012. CABA**



Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

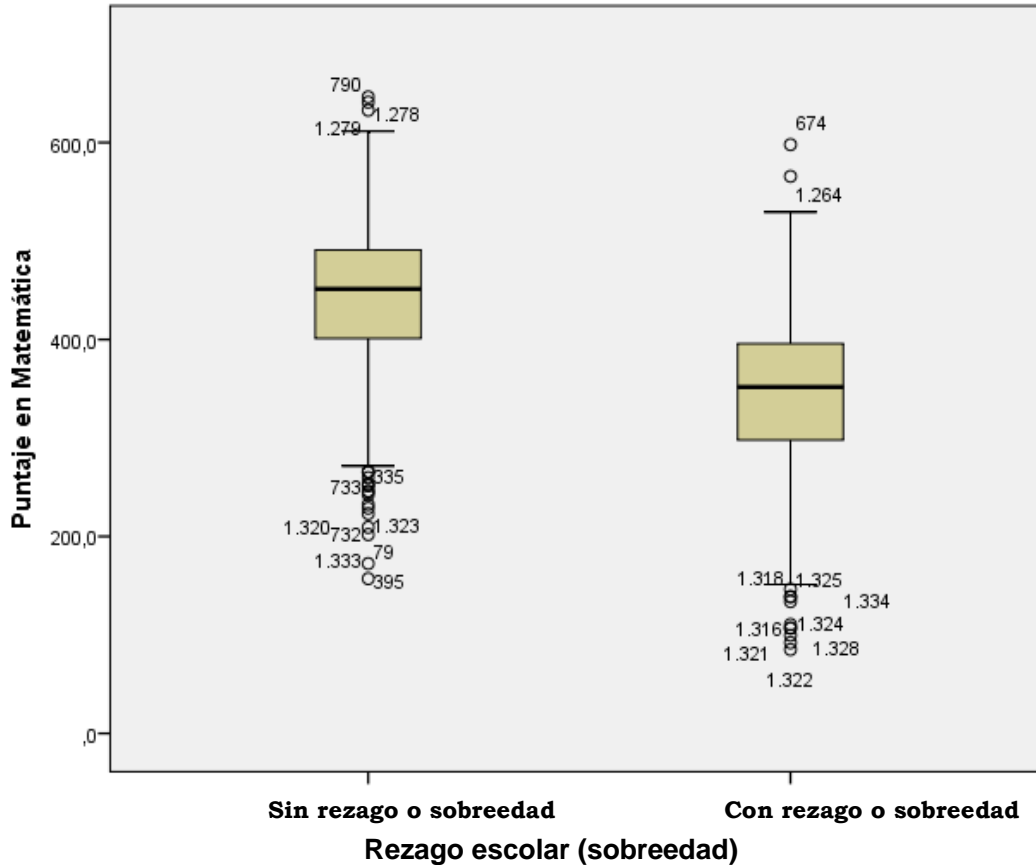
### 3.2. Rezago escolar

Haciendo acopio de conclusiones acumuladas por décadas sobre el mejor desempeño educativo de quienes atraviesan su trayectoria escolar en edades teóricas, se puede esperar razonablemente que exista asociación entre el rezago escolar y el rendimiento en las evaluaciones de PISA.

El cálculo de rezago escolar indica que cerca de uno de cuatro jóvenes de 15 años evaluados por PISA estaba cursando un año de estudio por debajo del año teórico (definido en el décimo año de estudio).

La brecha de puntajes entre los estudiantes con y sin rezago es destacable y asciende a 105 puntos a favor de los que cursan en edades teóricas (quienes obtienen 447 puntos frente a los 342 de los que cursan con rezago). Esta desventaja se expresa claramente en el Gráfico 3.2 donde la caja con los dos cuartiles centrales de los jóvenes sin rezago está muy por encima de la correspondiente a los que presentan rezago. La importancia del rezago sobre los puntajes también se ve reflejada al estandarizar esta relación a partir del cálculo del “tamaño de efecto”, el cual es de 1,35 (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico).

**Gráfico 3.2. Puntaje en Matemática por condición de rezago escolar (sobriedad).  
Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012. CABA**



Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

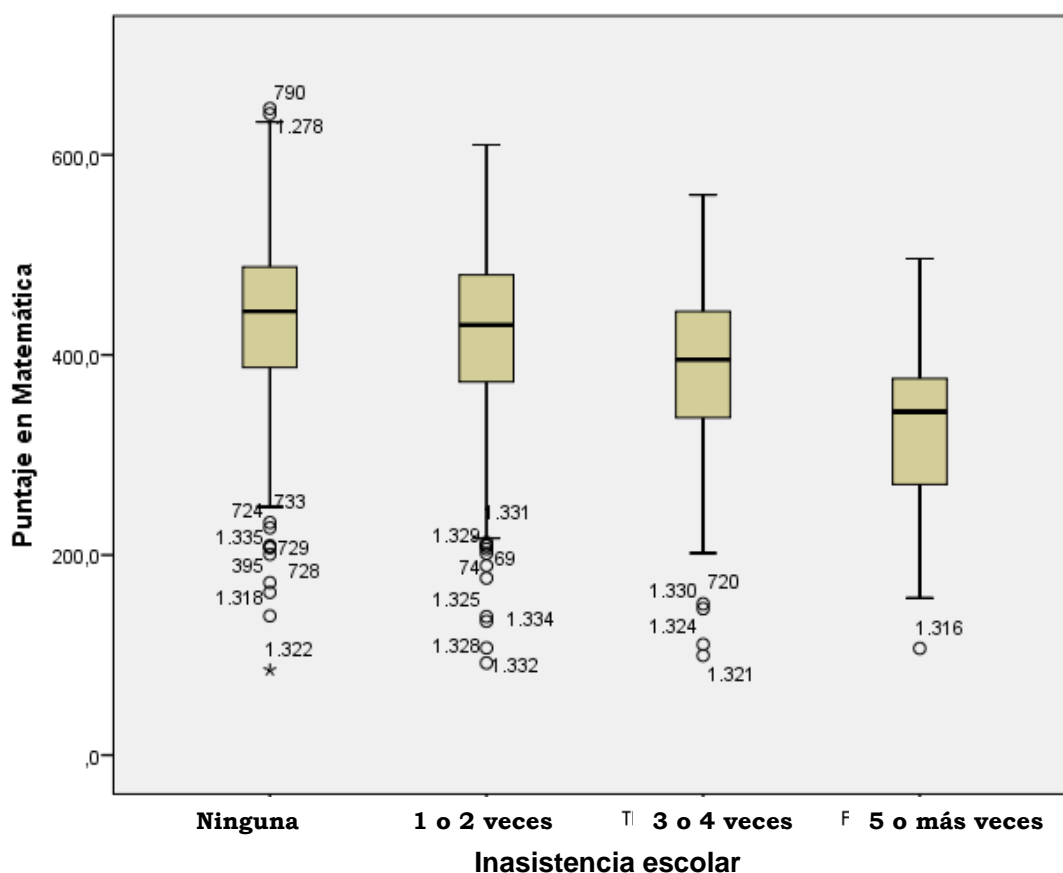
### 3.3. Inasistencia escolar (de días completos)

La mitad de los estudiantes evaluados no ha faltado voluntariamente a clase en las últimas dos semanas; aunque resulta preocupante que un 40% haya faltado una o dos veces en las últimas dos semanas.

El debate sobre el efecto beneficioso de la cantidad de instrucción sobre los resultados de las evaluaciones ha sido probado en diversos estudios y es objeto de políticas educativas locales y globales. Mucho se dice sobre la necesidad de sostener cierto umbral de cantidad de días y horas de clase por año. Por tanto, los estudiantes que “pierden” horas de clases por inasistencias (sin autorización), estarían en peores condiciones de lograr buenos resultados en las evaluaciones, cualquiera sea la materia en cuestión. Esta hipótesis se puede probar al observar el Gráfico 3.3.

El gráfico muestra la relación lineal y negativa entre ambas variables expresada en una escalera de cajas: a mayor cantidad de inasistencias, menor resulta el rendimiento de los estudiantes en Matemática. La brecha de puntajes en Matemática entre los estudiantes sin inasistencias en los últimos quince días y los que faltaron 1 o 2 veces es de 16 puntos a favor de los que no faltaron a clase (con 438 puntos y 422 puntos respectivamente), y esa misma brecha asciende a 55 puntos cuando se compara al primer grupo con los que inasistieron 3 o 4 veces en las últimas dos semanas (383 puntos).

**Gráfico 3.3. Puntaje en Matemática por cantidad de inasistencias de la última quincena. Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012. CABA**



Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

Finalmente, al dicotomizar la variable y comparar los grupos de alumnos que no se han ausentado versus el resto, se observa una diferencia de casi 36 puntos entre las medias (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico). Se trata de una diferencia moderada que se corresponde con un “tamaño de efecto” del orden del 0,40.

### 3.4. El nivel socioeconómico y cultural de los estudiantes (ESCS\_individual)

Sin duda es sobre el sector y el nivel socioeconómico de la población sobre lo que más se ha escrito al comparar rendimientos entre países participantes de las pruebas PISA.

Se ha constatado en diferentes operativos de evaluación la fuerza del origen socioeconómico de los estudiantes en los resultados de las evaluaciones, cualquiera sea el área de conocimiento implicada.

La Ciudad de Buenos Aires no es la excepción: mientras estudiantes con bajísimo ESCS<sup>15</sup> (-2,35) obtienen un puntaje de 344, los jóvenes de familias con mayor ESCS (2,82) obtienen 478 puntos, demarcando un diferencial de 134 puntos.

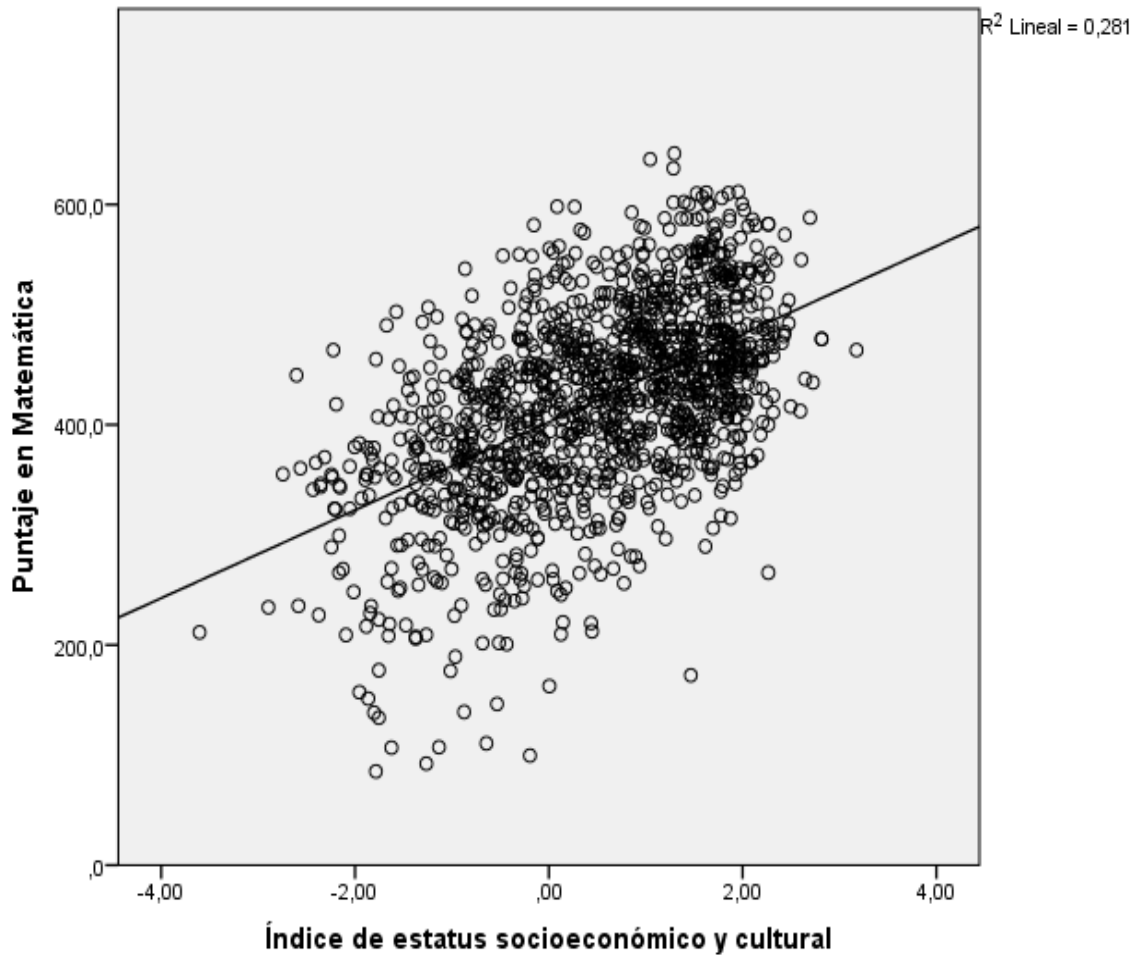
La nube de puntos que presenta el Gráfico 3.4. muestra la fuerza de esta relación lineal y positiva entre ESCS individual y rendimiento en Matemática: la pendiente de la recta es pronunciada y el coeficiente de correlación ( $R^2$ ) es de 0,28, lo que implica que el origen social medido a través del ESCS explica el 28% de los puntajes en esta asignatura.

Al dicotomizar la variable a partir de la mediana de la distribución, se observa una diferencia de casi 88 puntos en los puntajes promedio de ambos grupos, lo que junto con un alta homogeneidad de los puntajes del grupo cuyos ESCS individuales superan a la mediana, se traduce en un “tamaño de efecto” del ESCS sobre los puntajes de 1,09 (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico).

---

<sup>15</sup> Como se mencionó anteriormente, esta sigla en inglés hace referencia al estatus económico, social y cultural.

**Gráfico 3.4. Puntaje en Matemática por ESCS del estudiante. Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012. CABA**



**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

### **3.5. Sector de gestión de la escuela**

Se ha señalado y constatado vía múltiples estudios que el sector privado presenta mejor desempeño que el público a nivel internacional y en Argentina (DGECE2014a, Krüger y Formichella 2012, Ganimian 2014). Krüger y Formichella (2012) han argumentado que tanto los factores de demanda –alumnos de hogares con recursos que favorecen el estudio, tales como el nivel ocupacional y educativo de los progenitores-- como los de oferta –capital humano, físico y social de las instituciones educativas- dan cuenta de las ventajas del sector privado.

No obstante, otros trabajos que consideran conjuntamente el sector y el origen social, han mostrado que la incidencia del primero se relativiza (o bien desaparece) al integrar y controlar el nivel socioeconómico, habida cuenta del reclutamiento de población de niveles socioeconómicos más elevados en el sector privado (Cervini2003b). La



inclusión simultánea de ambos atributos en los modelos a estimar en el siguiente apartado permitirá reforzar o rebatir esta constatación.

Por el momento cabe decir que en valores promedio también en la Ciudad se confirma esa tendencia: el promedio de puntaje en Matemática del sector privado es de 460 puntos y el del público de 381, con una brecha de 79 puntos<sup>16</sup>.

No obstante, antes de pasar al gráfico de cajas, vale rescatar algunos otros resultados para una cabal descripción de esta relación bivariada, central para los especialistas y, fundamentalmente, para quienes están próximos a la toma de decisiones en materia de políticas educativas.

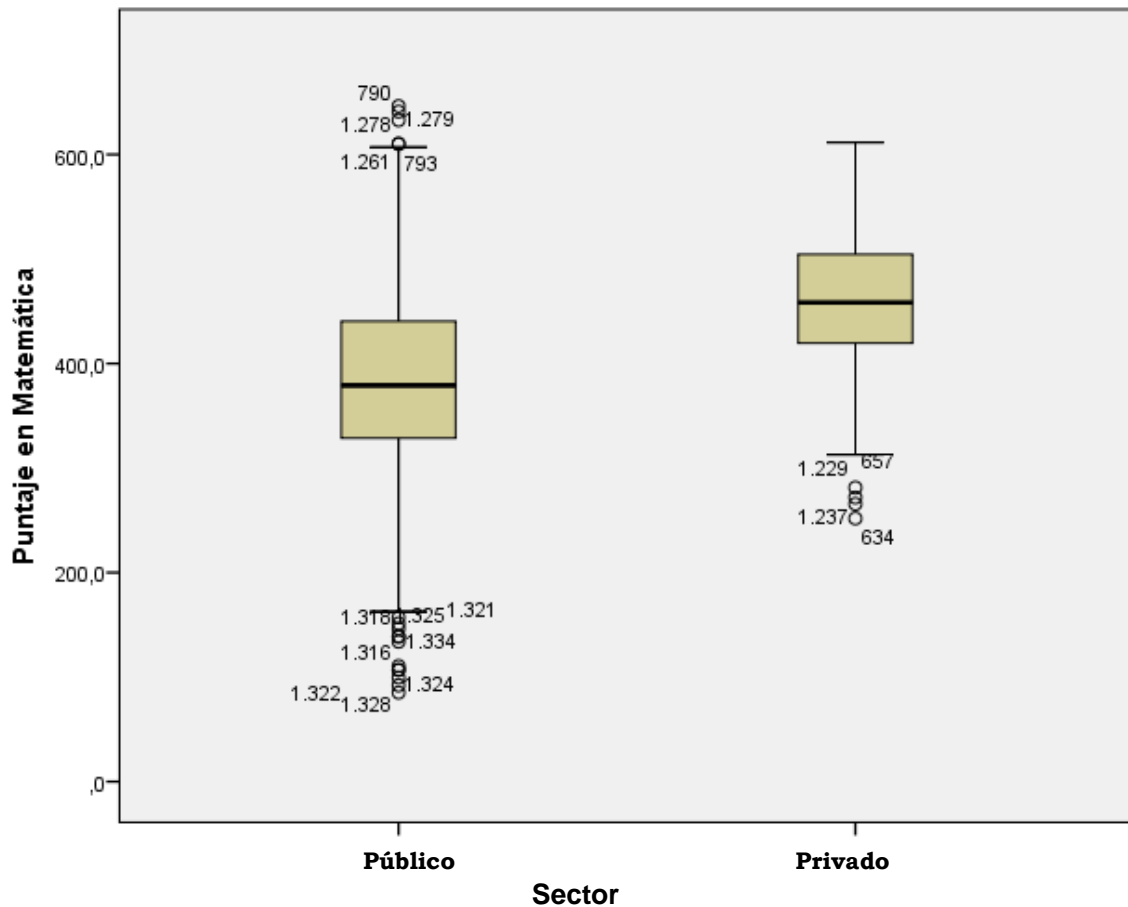
La dispersión de puntajes es considerablemente mayor en el sector público (con un desvío estándar de 92 frente a 62 en privado); tendencia también evidente al ver otros estadísticos resumen, tales como el rango (que resulta de 360 puntos en privado y 561 en el estatal) y la amplitud intercuartílica (112,5 en público y 85.6 en el privado). Todo esto queda sumamente claro al observar el Gráfico 3.5: la correspondiente al sector estatal es un rectángulo más alto que ancho mientras lo inverso pasa en la correspondiente al privado y la brecha de puntajes es mayor dentro del sector público (incluso cabe apuntar que hay estudiantes de la escuela pública posicionados en el extremo superior de la distribución con puntajes altísimos, incluso superiores a los del sector privado, aún cuando se trata de casos “*outliers*”).

El “tamaño de efecto” del sector sobre los puntajes de Matemática es elevado: 0,99 (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico). En este caso, también se observan discrepancias entre las varianzas de los puntajes de estudiantes que asisten a establecimientos de distinto sector de gestión. No obstante, la cuantía de este efecto resultará matizada una vez controladas las variables explicativas restantes en el análisis multinivel del apartado 4.3.

---

<sup>16</sup>En cuanto a la composición por sector de gestión de la muestra, los alumnos evaluados de 15 años presentan una distribución pareja entre los sectores público y privado, que respeta la estructura del total de la población escolar de esa edad en la CABA.

**Gráfico 3.5. Puntaje en Matemática por sector de gestión de la escuela. Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012. CABA.**



Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

### 3.6. Plan de estudios

El tipo de programa educativo que PISA releva, distingue planes con orientación académica o generalista y planes vocacionales<sup>17</sup>. Los planes se clasifican usando el nomenclador ISCED (OCDE 1999 cit. en OCDE 2012), y se distinguen cuatro orientaciones: (1) general o académica; (2) pre-vocacional; (3) vocacional; y (4) programas mixtos o modulares [*modular programmes*] que combinan cualquiera de las orientaciones previas. En el caso de Argentina y Ciudad de Buenos Aires solo aplican las categorías 1 y 3, definidas operacionalmente como “no vocacional” y “vocacional”.

<sup>17</sup> Al momento de escribir este documento, no se contó con información respecto de qué ofertas educativas de CABA quedaban incluidas en cada categoría. Es presumible que el alumnado que cursa planes de educación técnica y comercial haya sido inscripto en el grupo de planes vocacionales; y que quienes cursan bachilleratos formen parte de los programas no vocacionales o académicos. No obstante, restan dudas por la escasa proporción de estudiantes en planes vocacionales hallada en la muestra de PISA 2012 (solo un 20% aparece inscripto en estos planes).



### 3.7 Promedio ESCS de la escuela

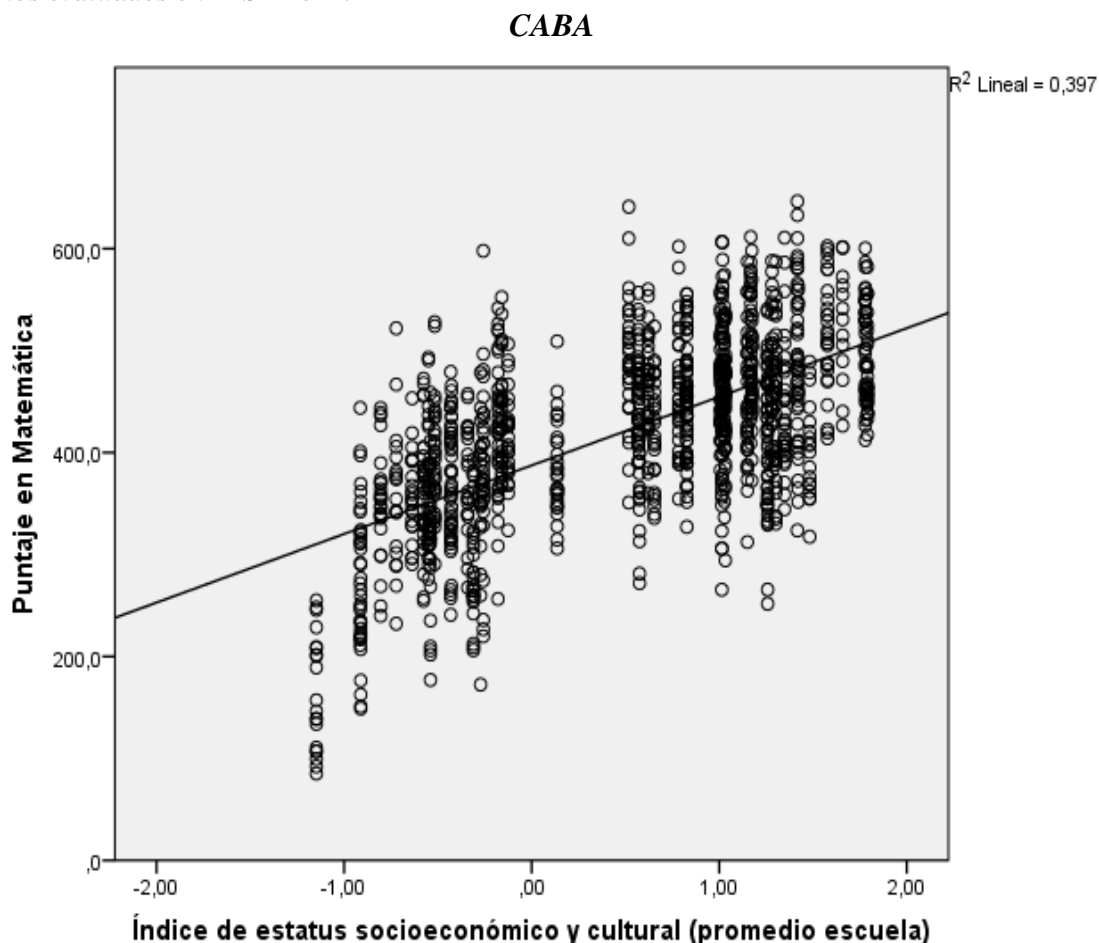
La incidencia del nivel socioeconómico ya vista a nivel individual se vuelve a evidenciar en el nivel agregado: las escuelas con bajo ESCS promedio (-1.03) tienen un puntaje medio de 160 puntos mientras que, las escuelas con alumnado de mayor ESCS (1.61) obtienen un puntaje de 478 puntos. No se ha visto en todas las variables independientes analizadas por sí solas una de mayor incidencia que la composición socioeconómica y cultural de la población escolar: la brecha de puntajes es de 318 puntos entre los jóvenes de hogares en los polos de la escala social.

Para ilustrar el total de la distribución, cabe observar la nube de puntos del Gráfico 3.7; la cual es, a primera vista, sorprendente por el alineamiento vertical coincidente entre diferentes casos. Cabe aclarar que esto se debe a que todos los estudiantes de una misma escuela tienen el mismo valor en la variable agregada (es decir, es una “constante” a nivel escuela).

En cuanto a la fuerza de la asociación, el gráfico anterior permite observar una pendiente pronunciada –como se señaló en la versión individual del ESCS- y un alto coeficiente de determinación, que es incluso mayor al del ESCS individual (Gráfico 3.7), pues en este caso el promedio de ESCS de la escuela explica casi el 40% de los puntajes.

Esta variable, en su versión dicotomizada en base a la mediana de la distribución, presenta una diferencia de casi 91 puntos en los puntajes promedio de ambos grupos, lo cual, al combinarse con una mayor homogeneidad en los puntajes estudiantes que concurren a escuelas cuyos ESCS promedio se ubican por encima de la mediana, se traduce en un “tamaño de efecto” de 1,15 (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico).

Gráfico 3.7. Puntaje en Matemática por promedio de ESCS de la escuela. Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012.



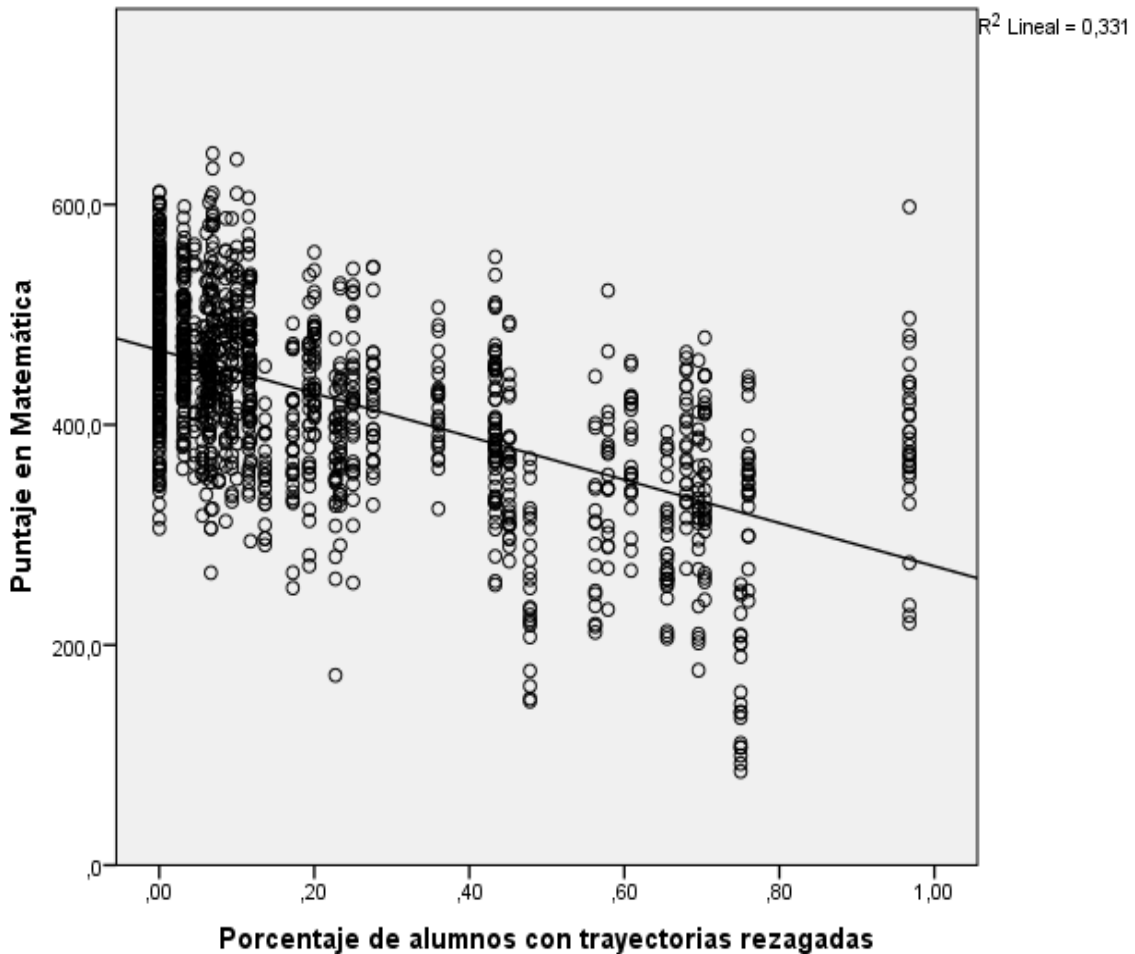
Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

### 3.8. Porcentaje de alumnos con trayectorias rezagadas

La alta concentración de estudiantes con trayectorias “no ideales” en el nivel institucional también muestra relación con el rendimiento de sus alumnos en Matemática.

Aunque la variable sea continua, cabe ejemplificar afirmando que mientras las escuelas con un 70% de alumnos rezagados obtienen un puntaje promedio de 313; en el otro polo, las escuelas sin ningún estudiante con rezago alcanzan 478 puntos, siendo esta una de las mayores brechas halladas en las relaciones bivariadas analizadas (165 puntos), aunque sensiblemente menor a la relacionada con la composición social de los alumnos de la escuela, a la cual se hizo referencia anteriormente (en el punto 3.7).

**Gráfico 3.8. Puntaje en Matemática por porcentaje de estudiantes con trayectorias rezagadas. Estudiantes de 15 años evaluados en PISA 2012. CABA**



**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

El Gráfico 3.8 muestra la relación negativa entre el porcentaje de rezago escolar y el rendimiento en Matemática. Como en el caso de la otra variable contextual agregada (el promedio de ESCS de la escuela), también aquí se alinean verticalmente los estudiantes de cada institución, en tanto comparten el promedio de rezago escolar en la escuela. La pendiente decreciente indica una correlación fuerte y negativa entre promedio de rezago escolar y rendimiento en Matemática. El coeficiente de determinación  $R^2$  indica que el tipo de trayectoria escolar del alumnado explica el 33% de los puntajes.

Si se dicotomiza la variable con base en la mediana de la distribución, se obtiene una diferencia de casi 95 puntos entre las medias de ambos grupos. En este caso, el grupo de estudiantes que asisten a escuelas con menor proporción de alumnos con rezago presenta mayor homogeneidad de los puntajes, reflejada en un “tamaño del efecto” de 1,21 (ver Tabla A.2 del Anexo Estadístico).

## 4. Variabilidad de los puntajes de Matemática “entre” y “dentro” de las escuelas

Los modelos multinivel pueden ser utilizados en el análisis de los resultados de las pruebas PISA, considerando la variabilidad de puntajes entre estudiantes al interior de las escuelas (varianza intraescuelas) y entre promedios de puntajes para las escuelas (varianza interesuelas).

El principal objetivo de este apartado es analizar la variabilidad de los puntajes de Matemática “entre” y “dentro” de las escuelas y explorar algunos modelos multinivel sobre los mismos. En la sección 4.1 se analizan las varianzas intra- e interesuela en un modelo “vacío” sin variables predictoras. Luego, en la sección 4.2, se exponen resultados de un modelo multinivel simple (con solo dos variables) acerca del alcance explicativo del índice de estatus socioeconómico y cultural en la variabilidad de los puntajes, considerando dos variantes del mismo: el ESCS\_individual (como variable en el nivel “estudiantes”) y el ESCS\_escuela (como variable en el nivel “escuelas” que considera el promedio del ESCS en cada institución). El propósito de estos dos primeros ejercicios es componer una mirada general acerca de la posición de la Ciudad de Buenos Aires con respecto al país en su conjunto, y a la vez cotejarlas propias cifras con aquellas publicadas en el volumen II de Resultados PISA 2012 (OCDE 2013)<sup>18</sup>. Por último, en la sección 4.3 se exploran tres modelos multinivel sucesivos con variables individuales (Modelo I), individuales y contextuales-globales (Modelo II) e individuales, contextuales-globales y agregadas (Modelo III). De este modo se busca examinar cómo cada “tipo” de variable incide en el rendimiento en Matemática, así como el alcance explicativo –en cada instancia- de cada una de las mismas sobre la variabilidad inter- e intraescuela.

Entre las variables consideradas se cuentan algunas correspondientes a los estudiantes (sexo, estatus socioeconómico y cultural y condición de rezago escolar en la trayectoria educativa) y otras correspondientes a las escuelas, contemplando en este segundo caso, tanto variables “contextuales-globales” (sector de gestión y tipo de oferta educativa) como “contextuales-agregadas” (como promedio de estatus socioeconómico y cultural de los estudiantes de la escuela, porcentaje de alumnos con trayectorias rezagadas) (Ver Anexo Metodológico).

### 4.1. Análisis de varianzas intra- e interesuela en un modelo “vacío”

En este apartado se examina la variabilidad intra- e interesuelas de los puntajes en Matemática en un modelo “vacío” sin variables predictoras, el cual servirá como referencia para cotejar luego la incidencia de las versiones individual y colectiva del ESCS.

---

<sup>18</sup>Los procesamientos se realizan con el paquete estadístico SPSS. Cabe aclarar que, tal como se especifica en el manual de análisis de las prueba PISA con SPSS (OCDE 2009), dicho programa no provee resultados insesgados por no admitir pesos de muestreo fraccionales. De ahí que se observen leves diferencias con los datos publicados, los cuales fueron obtenidos con el programa SAS (OCDE 2013).

Como paso preliminar se eliminan los casos con datos faltantes en la variable predictora ESCS (89 registros en la base de Argentina y 22 dentro del subuniverso de la Ciudad). Luego se normalizan los pesos de muestreo para un total de 5.819 estudiantes en la muestra de Argentina y de 1.313 en la CABA, obteniéndose sendas reponderaciones para los universos analizados<sup>19</sup>.

A modo de caracterización general de ambos universos, se presentan las estimaciones de las medias de los puntajes en Matemática: 419 puntos en promedio para el universo de la Ciudad de Buenos Aires y 390 puntos para Argentina (ver Cuadro 4.1)<sup>20</sup>. La diferencia entre ambas medias es de 29 puntos a favor de la Ciudad<sup>21</sup> y, si se consideran los intervalos de confianza de las estimaciones, la diferencia es de por lo menos 22 puntos, correspondiente a la distancia entre el límite superior del intervalo para Argentina y el límite inferior del intervalo para la Ciudad.

---

<sup>19</sup> La base PISA de estudiantes cuenta con datos de resultados (puntajes) para todos los individuos. No obstante, algunas otras variables pueden presentar datos inválidos o de no respuesta. La eliminación de los casos que carezcan de respuestas válidas en alguna de aquellas variables que entrarán como predictoras en alguno de los modelos y la normalización de los pesos de muestreo –que asegura que la suma de los pesos de muestreo sea igual a la cantidad de casos en el universo de análisis- son condiciones necesarias para la comparabilidad entre modelos.

<sup>20</sup> Estos resultados resultan similares a los publicados en el Volumen II de Resultados PISA 2012 (OCDE 2013): promedio de 388 puntos en Matemática para el total de estudiantes de Argentina (ver Tabla II.A en pág. 15) y de 418 puntos para el total de la CABA (ver Cuadro B2.II.5 en pág. 292).

<sup>21</sup>No obstante, cabe señalar que el promedio de la CABA se halla por debajo del puntaje promedio de los países que participaron de la prueba PISA y que no integran la OCDE.



#### Cuadro 4.1. Puntajes en Matemática

	Media (intervalo de confianza)	Error estándar
CABA	<b>419 [414; 424]</b>	<b>(2,5)</b>
Argentina	<b>390 [388; 392]</b>	<b>(0,9)</b>

**Nota:** cálculos efectuados para el universo con datos válidos en el índice ESCS.

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

La mayor amplitud del intervalo de confianza de la estimación en el caso de CABA frente a Argentina se explica porque el error estándar en la estimación de la media de los puntajes en la CABA casi triplica al obtenido para el total del país. Por lo tanto, si bien la CABA presenta un promedio más alto que el país, la distribución de los puntajes resulta más heterogénea.

Como paso previo al análisis multinivel se descompone la varianza de los puntajes de Matemática en dos partes: la varianza interescuela o variabilidad de los promedios por escuela en torno a la media general y un residuo que representa la varianza interna a las escuelas, esto es, la variabilidad de los individuos en torno a la media de la escuela a la que asisten<sup>22</sup>. Esta descomposición de la varianza corresponde a un “modelo vacío” sin variables predictoras<sup>23</sup>. Como se detalló en el apartado metodológico, el análisis de la magnitud relativa de la varianza interescuela con respecto a la varianza total permite establecer en qué medida la variabilidad de los puntajes se debe al efecto de las escuelas. Si el peso de la varianza interescuela es mayor al 50% significa que la variabilidad de puntajes entre escuelas es mayor que la variabilidad al interior de las instituciones.

En el Cuadro 4.2 se puede observar la descomposición de las varianzas totales de los puntajes en las pruebas PISA 2012 de Matemática, para los universos CABA y total de Argentina con disponibilidad de datos en el índice ESCS.

---

<sup>22</sup>Las ecuaciones se presentan en el apartado metodológico.

<sup>23</sup>Al no incluirse variables predictoras, las varianzas residuales de las ecuaciones son equivalentes a las varianzas intra e inter totales, respectivamente.

**Cuadro 4.2. Descomposición de la varianza del puntaje de Matemática en el “modelo vacío”**

	Varianza			Coeficiente $\rho * 100$ (% de varianza inter sobre varianza total) $\rho = \tau_0^2 / (\tau_0^2 + \sigma^2)$
	Total	Interescuela $\tau_0^2$	Intraescuela $\sigma^2$	
CABA	8.525	5.234	3.291	61
Argentina	5.834	3.096	2.738	53

**Nota:** cálculos efectuados para el universo con datos válidos en el índice ESCS.

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

Se observa que la varianza total resulta mayor en la Ciudad de Buenos Aires<sup>24</sup>. Por otra parte, el 61% de la variabilidad de sus puntajes (valor de  $\rho * 100$ ) se debe principalmente a la dispersión de puntajes entre escuelas. En el caso del total país, y aunque también es algo mayor la variabilidad inter que intraescuela, la varianza atribuible a las escuelas es más baja que en la CABA, en torno al 53%. Podría decirse entonces que, aún cuando el promedio de puntajes en Matemática resulta mayor en la CABA con respecto al total del país, el mayor peso de la variabilidad inter-institucional en la ciudad estaría expresando una mayor segmentación educativa en la jurisdicción.

De todos modos, en perspectiva comparada, tanto en CABA como en Argentina hay una alta dispersión institucional de resultados en las pruebas de Matemática. Esto puede concluirse al comparar los valores de sus  $\rho$  (de 61% y 53% respectivamente) con el  $\rho$  promedio del 36% entre los países de la OCDE (OCDE, 2013, p. 196). En estos países, las diferencias entre instituciones resultan muy inferiores y pesan mucho menos en la varianza total (allí la variabilidad intra sería mayor que la inter). El Cuadro 4.3 presenta los valores de la varianza interescuela en algunos países, evidenciando que el caso de la CABA es el de mayores disparidades entre instituciones.

Cabe notar que en países como Finlandia, por ejemplo, con menores niveles de desigualdad (Ginide ingresos igual a 0,254)<sup>25</sup> se observa un escaso peso de la varianza interescuela (de solo 8%), lo cual se puede deber en gran medida a que la composición socioeconómica de las poblaciones estudiantiles es más semejante entre instituciones. En cambio, en los países latinoamericanos los niveles de varianza interescuela son considerablemente próximos –y con valores altos, que son más del quíntuple que los de Finlandia–, sin que se establezca entre ellos el mismo tipo de patrón respecto de la desigualdad que se señaló para el caso finlandés (entre los tres países seleccionados, Brasil presenta mayor desigualdad y menor Uruguay, mientras Argentina se ubica en

<sup>24</sup> Este dato resulta consonante con la mayor cuantía observada inicialmente en el error estándar de la estimación de la media del puntaje de Matemática en la CABA.

<sup>25</sup> El coeficiente de Gini permite medir la desigualdad en la distribución de los ingresos de la población de todo el país. El mismo puede variar entre 0 (igualdad absoluta) y 1 (máxima desigualdad).

una posición intermedia aunque con valores muy próximos). En base a la relación positiva postulada entre el coeficiente Gini y la varianza interesuola para Finlandia, hubiera sido esperable que Brasil presentara mayor variabilidad entre escuelas que Argentina, pero no es así según los datos del Cuadro 4.3. Habrá que indagar en futuros análisis si este corrimiento respecto de la hipótesis tiene relación con diferentes niveles de cobertura de la educación secundaria en ambos países<sup>26</sup> o con otro tipo de factores institucionales que van más allá del nivel socioeconómico de la población (por ejemplo, la diversidad-homogeneidad de planes, de composición cultural, étnica, el tipo de proyecto institucional, etc.)

**Cuadro 4.3. Porcentaje de la varianza interesuola sobre varianza total (coeficiente  $\rho * 100$ ) en las pruebas de Matemática PISA 2012 y coeficiente de Gini del ingreso de las personas en países seleccionados**

Países	$\rho * 100^{a(*)}$	Coficiente de Gini (2012)
Finlandia	8	0,254 <sup>b</sup>
OCDE	36	-
Uruguay	42	0,379 <sup>c</sup>
Brasil	43	0,567 <sup>c</sup>
Argentina	44	0,475 <sup>c(**)</sup>
CABA	57	-

(\*) Calculado sobre el total del universo con puntajes válidos en las pruebas.

(\*\*) Calculado para 31 aglomerados urbanos.

Fuentes: <sup>a</sup> OCDE (2013), <sup>b</sup> base de datos on-line Eurostat y <sup>c</sup> CEPAL (2013).

Como se detalló en el apartado metodológico, cuanto más alta es la variabilidad explicada por las unidades de mayor nivel de agregación (“nivel 2”, correspondiente a las escuelas) mayor es el riesgo de violación de los supuestos de la regresión lineal y mayor la importancia de que el efecto aleatorio de las escuelas se encuentre representado en el modelo. La constatación de la importancia relativa del efecto escuela refuerza la pertinencia metodológica de una regresión multinivel, que tenga en cuenta la estructura jerárquica de los datos. Esto arrojará resultados diferentes a los que se obtendrían con una regresión lineal común (OCDE 2009, 205). De este modo, se podrá considerar en las explicaciones tanto la variabilidad de resultados al interior de las escuelas como entre las mismas.

<sup>26</sup>En Argentina la tasa neta de escolarización secundaria era del 84,45 en 2011, 9 puntos por encima de los niveles que asumía ese mismo indicador en Brasil (76,6) y Uruguay (75,92), según datos procesados al consultar la base de SITEAL-IIPE. Podría decirse que niveles de escolarización dispares dificultan la comparación entre países. Dicho de otro modo, es más esperable esperar que un coeficiente de desigualdad socioeconómica (como el Gini) medido para el total de la población tenga efecto en un subconjunto (el escolarizado) en países con altas tasas de escolarización secundaria, que en otros con menores niveles de cobertura de la educación secundaria.

## 4.2. Análisis multinivel con variables de estatus socioeconómico y cultural

En esta sección se analiza la varianza intra- e interescuelas en los puntajes de Matemática considerando como variables explicativas el índice de estatus socioeconómico y cultural (ESCS) en dos versiones: en el nivel “estudiantes” (como valor individual del índice) y en el nivel “escuelas” (como promedio del índice en cada institución)<sup>27</sup>. Si los resultados mostraran la primacía del nivel socioeconómico individual como variable explicativa en el modelo final, significará que el “escalafón social” del hogar del individuo sería la principal fuente de variabilidad de los puntajes, independientemente del tipo de escuela en cuanto a la composición social del alumnado. En cambio, la prevalencia explicativa de la composición socioeconómica de la población de la escuela a la que asiste cada estudiante sobre el rendimiento en Matemática sería indicativa de un correlato entre segmentación “social” y “académica” entre las instituciones.

**Cuadro 4.4. Varianzas y porcentajes de varianzas explicadas en modelos multinivel vacío, A (con ESCS\_individual) y B (con ambas variables ESCS). CABA y Argentina**

	Nivel	Varianzas en el modelo vacío	Modelo A		Modelo B	
			(ESCS_individual)		(ESCS_individual + ESCS_escuela)	
			Residuos	% de varianza explicada	Residuos	% de varianza explicada
			(% con respecto al modelo vacío)		(% con respecto al modelo vacío)	
CABA	Total	8.525 100	6.902 81	<b>19</b>	4.613 54	<b>46</b>
	Inter-	5.234 100	3.754 72	<b>28</b>	1.474 28	<b>72</b>
	Intra-	3.291 100	3.148 96	<b>4</b>	3.139 95	<b>5</b>
Argentina	Total	5.834 100	5.123 88	<b>12</b>	3.721 64	<b>36</b>
	Inter-	3.096 100	2.476 80	<b>20</b>	1.075 35	<b>65</b>
	Intra-	2.738 100	2.647 97	<b>3</b>	2.646 97	<b>3</b>

**Nota:** cálculos efectuados para el universo con datos válidos en el índice ESCS.

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

Con este objetivo de dilucidar la incidencia de estas dos versiones del ESCS, el Cuadro 4.4 presenta los resultados de dos modelos de análisis multinivel sobre el puntaje en Matemática: el modelo A introduce como única variable explicativa el índice ESCS\_individual, mientras que el modelo B contempla esta variable individual junto

<sup>27</sup>A los efectos de cotejarlos resultados, se utiliza el índice ESCS centrado en la media de los países miembros de la OCDE, tal cual es presentado en publicaciones recientes. Los datos publicados por PISA (2013) cuentan con tabulados de varianza inter- e intraescuela de acuerdo a estas dos variables, que son recuperados como cifras de control de las estimaciones y procesamientos propios.

con el ESCS\_escuela. La adición del factor de nivel colectivo en segunda instancia permite examinar cómo las características del contexto escolar inciden en la relación (expresada en el Modelo A) entre la variable individual y los puntajes (Sun *et al.* 2012).

A continuación se analizan los cambios en las varianzas inter- e intraescuela en los sucesivos modelos multinivel. Tanto en la Ciudad como en el total del país, la introducción del ESCS\_individual como variable predictora en el Modelo A produce importantes reducciones de la varianza interesescuela. En la CABA, por ejemplo, dicha varianza pasa de 5.234 en el modelo vacío a 3.754 en el modelo A, lo que representa un 72% de la varianza inicial. Esto equivale a decir que la incorporación de esta variable predictora aumentó en un 28% la varianza explicada<sup>28</sup>. En el total del país, en cambio, el aumento de la varianza interesescuela explicada es menor al introducir el ESCS individual, ubicándose en torno al 20%.

En cuanto a la capacidad explicativa del ESCS\_individual sobre los puntajes de Matemática al interior de las escuelas (varianza intraescuela), la misma es mucho más acotada, en el orden del 4% y 3% para ambos universos.

El hecho de que la introducción de una variable explicativa del nivel “estudiantes” produzca un aumento en la explicación de la variabilidad de los puntajes en el nivel “escuelas” es ya un indicio de la segregación del ESCS entre instituciones. Como plantea Cervini, si bien se espera que las variables afecten principalmente a la varianza del nivel en el que están definidas, “cuando los grupos difieren entre sí en cuanto a la composición en términos de las variables explicativas individuales, se produce también una caída de la varianza en el nivel de esos grupos” (Cervini 2005, 84).

Cabe destacar que los resultados obtenidos resultan muy similares a los publicados en el Volumen II de Resultados PISA 2012 (OCDE, 2013), tanto para la CABA (Tabla B2.II.6, p. 294) como para el total de Argentina (Tabla II, 2.9a; 200)<sup>29</sup>.

Para examinar con mayor precisión cómo opera la composición social de la población escolar (que, como se conjeturó, resulta segmentada entre instituciones), el modelo B incluye, además del ESCS\_individual, el ESCS\_escuela medido como promedio para la institución. Esto significa que incluye una variable predictora en el nivel “estudiantes” (ESCS\_individual) y una variable predictora en el nivel “escuelas” (ESCS\_ escuela).

Con este segundo modelo se logra explicar en la CABA el 72% de la varianza interesescuela (ver Tabla 4.4), sin que se avance sobre la explicación de la variabilidad al interior de las escuelas (algo lógico puesto que el promedio ESCS en cada escuela es constante para todos los estudiantes de esa institución). En el total del país, el avance en la explicación de la varianza entre escuelas resulta menor, en el orden del 65%. Esto abona la hipótesis de una mayor segmentación socioeconómica del sistema educativo de la Ciudad de Buenos Aires en relación con el país en su totalidad.

---

<sup>28</sup> El porcentaje de varianza explicada por la introducción de la variables ESCS individual en la CABA se calcula del siguiente modo:  $(1 - (3.754 / 5.234)) * 100 = 28\%$  de la varianza interesescuela; y  $(1 - (3.148 / 3.291)) * 100 = 4\%$  de la varianza intraescuela.

<sup>29</sup> Los mismos se presentan en la Tabla B del Anexo estadístico.

Los modelos A y B difieren en el ESCS\_escuela en cuanto a las variables explicativas consideradas. De esto se deduce que la ganancia en la explicación de la varianza interesescuela del modelo B con respecto al A -se observa un incremento del 28% al 72%- se debe fundamentalmente a dicha variable. Esto se ve corroborado, además, al observar los coeficientes de regresión para ambas variables, mucho más alto cuando se trata del ESCS\_escuela. En el Cuadro 4.5 se pueden observar las estimaciones de los coeficientes para el modelo B en la CABA: 57 para el ESCS escuela (el intervalo de estimación es [42,6; 70,7]) y 13 para el ESCS individual [9; 17,7]<sup>30</sup>.

**Cuadro 4.5. Estimación de coeficientes de regresión para las variables ESCS individual y ESCS escuela. CABA**

Parámetro	Estimación	Error estándar	df	t	Sig.	Intervalo de confianza del 95%	
						Límite inferior	Límite superior
Intersección	434	6,1	45,2	71,6	,000	421,8	446,2
ESCS_individual	13	2,1	43,6	6,2	,000	9,0	17,7
ESCS_escuela	57	7,0	53,7	8,1	,000	42,6	70,7

**Nota:** cálculos efectuados para el universo con datos válidos en el índice ESCS.

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

El coeficiente de regresión obtenido para el ESCS\_escuela resulta significativo en presencia del ESCS\_individual como predictora. Se espera entonces que dos estudiantes con similares orígenes sociales que concurren a escuelas que difieran en un punto en su promedio ESCS, obtengan una diferencia de 57 puntos en los puntajes de Matemática. En cambio, por cada unidad de incremento del ESCS\_individual –estando controlado el efecto de la composición socioeconómica de la escuela- habrá un aumento de 13 puntos en los resultados de Matemática<sup>31</sup>.

Sin dudas, el origen social explica gran parte de la variabilidad de los puntajes obtenidos en las pruebas de Matemática. Es principalmente la composición social de la escuela la que abona una dispersión de resultados que se produce más “entre” las instituciones que “dentro” de las mismas.

<sup>30</sup>La mayor amplitud del intervalo de estimación del coeficiente correspondientes al ESCS\_escuela responde a la mayor cuantía el error estándar (7 vs. 2,1 para el ESCS\_individual).

<sup>31</sup> Estos resultados resultan coincidentes con los publicados para la CABA en la Tabla B2.II.6 del Volumen II de Resultados PISA 2012: 56 para ESCS\_escuela (con error estándar igual a 9,2) y 13 para ESCS\_individual (con error estándar de 2,4) (OCDE 2013, 294).

### 4.3. Hacia un modelo multinivel con ocho variables

En este apartado se explora, finalmente, una secuencia de modelos de análisis multinivel sobre los puntajes en Matemática considerando dos conjuntos de variables explicativas. A un modelo “vacío” inicial-calculado para el universo de casos con datos válidos en todas las variables implicadas-se le adiciona un conjunto de cuatro variables explicativas definidas en el nivel “individual” que refieren a características sociodemográficas y educacionales de los estudiantes (Modelo I). Luego, en una segunda instancia se ensaya un modelo que adiciona al Modelo I otras dos variables contextuales-globales (Modelo II). Por último, el Modelo III abarca también otras dos variables contextuales-agregadas o analíticas referidas a la composición de la población de las escuelas.

Las ocho variables consideradas en los sucesivos modelos son las siguientes<sup>32</sup>:

Variables definidas en el nivel “individual”:

- a) Características sociodemográficas: sexo e índice ESCS (índice de estatus socioeconómico y cultural elaborado por PISA, recentrado en la media para la CABA<sup>33</sup>).
- b) Características educacionales: rezago en la trayectoria escolar y ausentismo referido a días de clase.

Variables definidas en el nivel “escuelas”:

- a) Contextuales-globales: sector de gestión y tipo de plan de estudios (que diferencia planes vocacionales y no vocacionales o generalistas).
- b) Contextuales-agregadas o analíticas: ESCS\_escuela (promedio del índice ESCS de cada escuela recentrado en la media de la CABA) y porcentaje de alumnos (evaluados) de 15 años con trayectorias escolares rezagadas en la escuela.

Aquí se presentan los resultados de los sucesivos modelos multinivel calculados en base a las variables sin estandarizar, de modo tal de poder establecer para cada unidad de variación de cada una de ellas, la diferencia esperada en términos del puntaje en Matemática. Las tablas B y C del Anexo Estadístico presentan los resultados de los modelos en los cuales, con excepción de las variables dicotómicas, se utilizan variables predictoras estandarizadas<sup>34</sup>.

---

<sup>32</sup> En el apartado metodológico se presentan más detalles acerca de las variables.

<sup>33</sup> El cambio de escala de las variables predictoras (a excepción de las dicotómicas) consistente en recentrarlas en su media, se efectuó con el objeto de unificar la métrica de las variables consideradas y poder, en consecuencia, comparar sus coeficientes de regresión.

<sup>34</sup> Las Tablas B y C del Anexo Estadístico estandarizan todas las variables de manera tal que tengan media igual a 0 y desvío estándar igual a 1 con el propósito de comparar el aporte relativo de las variables independientes en la explicación de la varianza inter- e intraescuela. De este modo resultan comparables las estimaciones de los efectos, dado que los coeficientes expresan la cuantía de la variación en “la variable dependiente por cada unidad adicional de desvío estándar en la variable independiente” (Cervini 2005, 78). Cuando las variables no se estandarizan y miden a diferentes escalas no es posible utilizar el coeficiente  $\beta$  para comparar  $\frac{\text{variable}}{\text{denota/n}}$  el más alto grado de diferenciación en los logros en Matemática (Sun *et al.* 2012). Por tanto, en el cuerpo del trabajo se irán recuperando los resultados de los

**Cuadro 4.6. Varianzas y porcentajes de varianzas explicadas en modelos multinivel vacío, I, II y III. CABA**

Nivel	Modelo vacío	Modelo I		Modelo II		Modelo III	
		Con variables individuales		(Modelo I + variables contextuales-globales)		(Modelo II + variables contextuales-agregadas)	
		Residuos	% de varianza explicada	Residuos	% de varianza explicada	Residuos	% de varianza explicada
		(% con respecto al modelo vacío)		(% con respecto al modelo vacío)		(% con respecto al modelo vacío)	
Inter-	5.245 100	2.746 52	48	1.955 37	63	1.274 24	76
Intra-	3.294 100	2.694 82	18	2.685 82	18	2.693 82	18

**Nota:** cálculos efectuados para el universo con datos válidos en el índice ESCS y en las ocho variables predictoras.

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

En el Cuadro 4.6 se observan los alcances de cada uno de los modelos en la explicación de las varianzas inter- e intraescuela de los puntajes en Matemática. Al incorporar las variables predictoras individuales (sexo, ESCS\_individual, rezago\_individual y ausentismo) se logra explicar casi la mitad (el 48%) de la varianza interesescuela inicial y el 18% de la varianza intraescuela. Al adicionar luego las variables colectivas-globales (sector de gestión y oferta), se alcanza a explicar el 63% de la varianza interesescuela, sin observarse variaciones en la varianza intraescuela<sup>35</sup>. Finalmente, al incorporar el tercer conjunto de variables colectivas-agregadas o analíticas (ESCS\_escuela y rezago\_escuela) a los dos primeros conjuntos de variables individuales y globales, se alcanza a explicar el 76% de la varianza interesescuela (nuevamente sin cambios de la varianza dentro de las escuelas).

Dos datos a destacar de la lectura del Cuadro 4.6 en el Modelo III –de mayor poder explicativo- el porcentaje de varianza explicada entre escuelas es más del cuádruple que el porcentaje de varianza explicada intraescuela; 2) en el pasaje del Modelo I al III se va ganando primero 15 puntos porcentuales (entre el Modelo I y el II) y luego 13 puntos (del II al III) más en la explicación de la varianza entre escuelas (reiterando que esta es la única que varía entre los tres modelos).

---

modelos estandarizados cuando el objetivo sea comparar qué variables independientes tienen mayor incidencia en los puntajes.

<sup>35</sup>Ya se ha señalado que la introducción de variables agregadas no tiene efectos en la explicación de la variabilidad al interior de las instituciones, puesto que las mismas son constantes para los individuos que las componen.



**Cuadro 4.7. Resultados de los modelos multinivel. Coeficientes y niveles de significancia. CABA**

Nivel de análisis	Variables explicativas	Modelos multinivel					
		I		II		III	
Individual	Sexo	19,5	***	19,5	***	19,6	***
	ESCS_individual	12,1	***	11,4	***	10,4	***
	Rezago_individual	-48,2	***	-47,5	***	-46,2	***
	Ausentismo	-12,4	***	-12,3	***	-12,4	***
Contextual-global	Sector			58,1	***	-3,7	
	Plan de estudios			18,2		16,6	
Contextual-agregado o analítico	ESCS_escuela					47,7	**
	Rezago_escuela					-20,9	

**Nota 1:** niveles de significancia estadística: \*\*\*  $p \leq 0,001$ ; \*\*  $p \leq 0,01$

**Nota 2:** las salidas completas de los modelos se presentan en la Tabla D del Anexo Estadístico.

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

Para examinar el aporte o incidencia relativa de las variables, el Cuadro 4.7 presenta los coeficientes estimados al aplicar los tres modelos de análisis. En la Tabla D del Anexo Estadístico se presentan las salidas completas de los modelos multinivel, las cuales incluyen las estimaciones de los parámetros, los errores estándar de las mismas, los cálculos de los niveles de significancia estadística y los intervalos de estimación de los parámetros. En el siguiente cuadro, los niveles aceptables de significancia se hallan expresados con asteriscos y señalan aquellos intervalos de estimación que no incluyen al 0 como valor posible de cada parámetro estimado.

En el Modelo I, es el rezago escolar individual la variable “con mayor peso explicativo: los alumnos con rezago obtienen 48 puntos menos que los alumnos sin rezago<sup>36</sup>. En orden decreciente de incidencia, aparece el sexo, mostrando que los varones obtienen casi 20 puntos más que las mujeres. En cambio, el peso explicativo del ESCS\_individual y del ausentismo resulta menor: un incremento de un punto en el índice ESCS se traduce en 12 puntos más en los resultados, a la vez que cuando hay ausentismo, el puntaje predicho es 12 puntos inferior.

En el Modelo II, la incorporación de variables colectivas-globales provoca una muy leve caída en el aporte explicativo de las variables ESCS\_individual (de 12,1 a 11,4 puntos por cada unidad de variación del índice en esta versión no estandarizada de la

<sup>36</sup> La comparación de los pesos relativos en cuanto a la potencia explicativa de las variables se fundamenta principalmente en los resultados estandarizados de la Tabla C del Anexo estadístico. En el cuerpo del texto se presentan y analizan los coeficientes obtenidos para las versiones no estandarizadas de las variables, de modo de poder dimensionar las variaciones de los puntajes considerando la escala de medición original de las variables predictoras.

variable) y del rezago escolar individual (en valores absolutos, de 48,2 a 47,5). El sexo y el ausentismo, en cambio, conservan prácticamente el mismo poder predictivo que en el Modelo I. En cuanto a las variables de nivel escuela, el tipo de plan de estudios no resulta significativo –tal como anticipó el análisis bivariado (ver Gráfico3.6)-y sólo aparece como factor significativamente asociado a los resultados del sector de gestión: los estudiantes que asisten a establecimientos del sector privado, obtienen en la prueba de Matemática 58 puntos más que aquellos que concurren a instituciones educativas estatales.

No obstante, al observar el Modelo III, se constata que el sector de gestión pierde potencia explicativa cuando se introduce el ESCS\_escuela. En este modelo con variables no estandarizadas, el ESCS\_escuela es el factor que explica la mayor variabilidad absoluta de los puntajes: las calificaciones en las pruebas se incrementan en casi 48 puntos por cada punto de variación en el promedio ESCS de la escuela<sup>37</sup>. El estatus socioeconómico y cultural promedio de la población de la escuela adquiere fuerza explicativa indicando la espureidad de la relación entre sector de gestión y resultados en las pruebas de Matemática<sup>38</sup>. Esto es un indicio más de la segmentación socioeconómica del sistema educativo de la Ciudad de Buenos Aires: si bien esta conclusión ha sido hallada por otros estudios (Cervini2003b) se trata de un dato novedoso para la CABA, jurisdicción para la cual estos datos resultan inéditos.

En cambio, la variable contextual-agregada porcentaje de rezago escolar por institución no resultó significativa en el Modelo III, por lo cual no resulta pertinente la lectura del valor del coeficiente obtenido (-20,9)<sup>39</sup>.

Más allá de estas variables contextuales, las individuales mantienen su potencia explicativa. Entre ellas, el rezago escolar es el factor que se destaca (quienes no cursan en las edades teóricas obtienen 46 puntos menos).

Cabe notar que la única diferencia entre estos resultados y los estandarizados –véase Tabla C del Anexo estadístico- es que en estos últimos pierde incidencia el

---

<sup>37</sup>Cabe notar que si bien en este caso, el nivel de significancia de la estimación resulta un poco más reducido que en el resto de las estimaciones (con dos asteriscos en lugar de tres), el mismo continúa siendo aceptable, con un p-valor inferior a 0,01. Esto significa que a pesar de que el error estándar sea un poco más alto y genere un intervalo de estimación más ancho, el mismo continúa excluyendo al 0 como posible valor del parámetro estimado en el 99% de las muestras posibles.

<sup>38</sup> La Tabla C del Anexo estadístico muestra que el coeficiente obtenido para el ESCS\_escuela estandarizado es del 34,3. También en la versión “normalizada” del Modelo, la introducción de esta variable pone de manifiesto la espureidad de la relación entre sector y puntaje en las pruebas. En este caso, también se ve reducida la significancia aunque tampoco sobrepasa el umbral de p igual a 0,01. Con un error estándar de 10,8 se obtiene un intervalo que, si bien es un poco más amplio, no incluye la posibilidad de valor nulo del parámetro en cuestión en el 99% de las muestras posibles. En esta versión normalizada de la variable ESCS\_escuela -la cual posibilita la comparación de efectos relativos de los predictores- se obtiene una variación de 34 puntos en las pruebas por cada unidad de desvío estándar de dicha variable.

<sup>39</sup> En este caso resulta elevado el error estándar (36,3) y el intervalo de estimación incluye al 0 como valor posible del parámetro, siendo -93,8 su límite inferior y 52,0 el superior.

ESCS\_escuela (34,3 frente a 46,3, en valores absolutos), siendo así superado por la potencia explicativa del rezago escolar individual (que, por ser dicotómica, no varía entre ambas versiones con y sin estandarización).

En suma, en el Modelo completo (III) los coeficientes resultan significativos para cinco de las ocho variables. Las cuatro variables individuales tienen potencia explicativa y la única variable contextual explicativa resulta ser el nivel socioeconómico de la población de la escuela. De este modo, se descartan asociaciones espurias entre el sector y el rendimiento en Matemática que surgirían si hubiéramos detenido este análisis en el Modelo II (donde, cabe recordar, el sector aparecía como el factor explicativo principal). Las otras dos variables de plan y rezago a nivel escuela en ningún modelo resultaron significativas.

## 5. Consideraciones finales

En este documento se analizaron los puntajes de las pruebas de Matemática tomadas en 2012 en el marco del Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes (PISA). El foco analítico estuvo puesto en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA), realizándose algunas comparaciones con el total del país. El trabajo se propuso ensayar una caracterización de la dispersión de resultados en el sistema educativo contrastando su variabilidad dentro y entre escuelas, sin ánimo de predicar acerca de los aprendizajes de los alumnos. Seguidamente, el análisis de la variabilidad inter- e intraescuela se complejizó incorporando variables independientes individuales y contextuales de forma tal de establecer su incidencia relativa sobre las variaciones en los puntajes obtenidos.

Para el desarrollo del análisis fue necesario definir y depurar, en primer lugar, los subuniversos de estudiantes que disponían de datos en el índice de estatus socioeconómico y cultural (ESCS), los cuales representaban el 98% del total de casos de la CABA y de Argentina. En la Ciudad de Buenos Aires, el puntaje promedio obtenido en Matemática fue de 419 puntos, por encima de los 390 puntos a nivel nacional. No obstante, aún cuando la jurisdicción resulta mejor posicionada en su puntaje promedio, presenta una alta dispersión de resultados, mayor a la de Argentina en su conjunto.

La composición de la variabilidad de los puntajes fue el principal objeto de análisis en este documento. Al respecto, se constató que en un modelo vacío (es decir, sin considerar variable independiente alguna) la variabilidad de los resultados radica principalmente en las diferencias constatadas “entre” escuelas (varianza interescuela), más que en las diferencias “dentro” de las mismas (varianza intraescuela). En este sentido, el trabajo aportó nuevos indicios acerca de la segmentación educativa ya señalada en otras investigaciones cuantitativas y cualitativas realizadas en esta y otras jurisdicciones (Cervini 2003b, Krüger y Formichella 2012, Krüger 2011, Tiramonti 2004, Kessler 2002, Tenti Fanfani 2002, Filmus 2001). En la distribución de puntajes la segmentación “académica” se expresa en términos de una alta heterogeneidad interinstitucional (ya señalada por Krüger y Formichella 2012) que resulta destacada frente a la relativa homogeneidad interna de las escuelas.

Seguidamente, a través de la técnica de análisis multinivel se cuantificó en qué medida los predictores seleccionados permitían “explicar” cada tipo de varianza. Este tipo de análisis considera de manera intrínseca la estructura jerárquica de los datos, no solo al discriminar entre varianzas de distintos niveles (en este caso, entre “escuelas” y entre “estudiantes al interior de las escuelas”) sino también al despejar los niveles de agregación en que se hallan construidas las variables seleccionadas como explicativas o predictoras. Esto posibilita la prevención de las falacias ecológica y atomística que consisten en la extrapolación lineal de conclusiones entre niveles de análisis.

En los modelos multinivel explorados, la primacía de la varianza “inter” por sobre la “intra” puede interpretarse como una disparidad en cuanto a la capacidad igualadora de las instituciones frente a los factores de inequidad (Cervini 2005) como el origen social o la trayectoria escolar, entre otros.

En una primera instancia (sección 4.2), al incorporar en la ecuación de un modelo simple el estatus socioeconómico y cultural como variable predictora de nivel “individual” sobre los puntajes de Matemática en la Ciudad, se alcanzó a explicar cerca del 30% de la varianza interes escuela, siendo mínimo el avance en la explicación de la varianza intra escuela del modelo “vacío” inicial (sección 4.1). En el caso de la varianza interes escuela, esto significa que cerca de un 30% de los puntajes “observados” coincidieron con los “esperados” en el modelo, quedando una porción “residual” mayoritaria aún sin explicar. En suma, los resultados de este primer modelo reafirmaron la segmentación “académica” (con una primacía de la varianza “inter”) así como la segmentación “socioeconómica” del sistema (dada la correlación entre el estatus socioeconómico y cultural y los puntajes, la cual se evidencia en el alcance explicativo que adquiere esta variable “individual” sobre la varianza entre “escuelas”).

Al sumar como variable predictora el estatus socioeconómico y cultural promedio de los alumnos de la escuela (sección 4.2) se observaron cambios mínimos en la varianza intra (pauta esperable, por tratarse de un “promedio-escuela” con valores constantes para los estudiantes de una misma institución). En cambio, el impacto de dicha variable resultó muy significativo en tanto explica el 72% de la varianza “inter” del modelo vacío de partida. De este modo, se constató que la composición del alumnado de la escuela en términos de estatus socioeconómico y cultural de origen pesa más que el estatus individual socioeconómico y cultural de cada estudiante. De acuerdo con el modelo multinivel calculado para la CABA, por ejemplo, las diferencias esperadas en Matemática serán de solo 13 puntos entre dos estudiantes de una misma escuela que difieran en un punto en el estatus socioeconómico y cultural. En cambio, la diferencia será de 57 puntos entre dos estudiantes con igual estatus que concurren a escuelas que difieran en un punto en el estatus promedio. De esto se deduce que la composición socioeconómica de la población escolar gravita fuertemente como atributo institucional en la predicción del rendimiento, por encima del origen social individual.

Otra conclusión de la sección 4.2 es que el alcance explicativo del estatus socioeconómico y cultural en sus versiones individual y agregada resultó más significativo en la Ciudad de Buenos Aires en comparación con el total país.

En una segunda instancia (sección 4.3) se llevó a cabo una modelización con ocho variables en tres modelos sucesivos: modelo I (con variables predictoras individuales de tipo sociodemográfico y educacional), modelo II (con el añadido de variables contextuales-globales referidas a la oferta educativa) y modelo III (con la incorporación de la versión contextual-agregada de algunos atributos individuales incluidos en el primer modelo).

Con la introducción inicial de las variables predictoras individuales se alcanzó a explicar cerca de la mitad de la varianza “inter” y casi la quinta parte de la varianza “intra”. Es decir que al adicionar al estatus socioeconómico y cultural otras variables como el tipo de trayectoria escolar, el sexo o el ausentismo, se obtuvo un modelo con mejor ajuste a los datos observados. Con la introducción de las variables contextuales globales y agregadas del modelo III se logró un ajuste aún mayor, alcanzando a explicar el 76% de la varianza interes escuela (como se señaló, sin cambios en la varianza intra escuela).

Una pauta sostenida en los resultados de los tres modelos multinivel es el aporte significativo de las variables predictoras individuales, principalmente del tipo de trayectoria escolar del estudiante. En este sentido, se espera que un joven que ha cursado sus estudios en los tiempos teóricos estipulados obtenga alrededor de 47 puntos más que otro estudiante con rezago. A la vez, los varones obtienen puntajes más altos que las mujeres y los puntajes se incrementan cuanto menos frecuentes sean las inasistencias a la escuela.

La comparación entre los resultados de los Modelos II y III permite despejar y evidenciar la relación aparente entre sector de gestión y rendimiento en Matemática. Pues, en el Modelo II que solo adiciona factores contextuales-globales, el sector de gestión se destaca como variable explicativa: un estudiante que concurre a una escuela privada obtendría 58 puntos más que un estudiante de una escuela estatal. No obstante, la fuerza de esta asociación se diluye en el Modelo III que incorpora –entre las variables contextuales-agregadas- la composición socioeconómica de la escuela. De este modo, en el modelo final se evidenció la espureidad de la relación entre sector y rendimiento al controlarla por la composición socioeconómica de la población escolar. De haberse detenido el análisis en el Modelo II, el sector hubiera prevalecido como factor explicativo principal. Esto confirma –de modo inédito para la Ciudad de Buenos Aires- hallazgos previos acerca de la dilución del sector de gestión como factor explicativo cuando se lo controla por el nivel socioeconómico, habida cuenta del reclutamiento de población de niveles socioeconómicos más elevados en el sector privado (Cervini 2003b).

En el modelo final, además, las mayores incidencias explicativas correspondieron a una variable individual (rezago escolar) y otra contextual-agregada (ESCS\_escuela). En cambio, en ese modelo se diluyeron los aportes explicativos de las dos variables contextuales globales (plan de estudios y sector de gestión). Al observar los resultados obtenidos a partir de las variables normalizadas (necesarios para una justa comparación de su potencia explicativa), fue la trayectoria escolar individual la variable de mayor impacto, seguida por el promedio de estatus socioeconómico de la escuela.

Se espera que la utilización de datos cuantitativos agregados a diferentes niveles realizada en este trabajo, contribuya a matizar las interpretaciones monocausales del rendimiento de los estudiantes. De estos resultados se desprende que la gran disparidad de puntajes entre escuelas fundamenta la consideración de múltiples factores explicativos que funcionan a diferente nivel de agregación.

## 6. Bibliografía

- Albright, J. J. y Marinova, D. M. (2010). *Estimating multilevel models using SPSS, Stata, SAS and R*. Recuperado de: <http://www.iub.edu/~statmath/stat/all/hlm/hlm.pdf>
- Ammermueller, A. (2013). Institutional Features of Schooling Systems and Educational Inequality: Cross Country Evidence from PIRLS and PISA. *German Economic Review*, 14(2), 190-213.
- Austral, R. y Dabenigno, V. (2014). Construcción de una tipología de escuelas secundarias a través del uso de indicadores de repetición y abandono escolar, *IV Encuentro Latinoamericano de Metodología de las Ciencias Sociales (ELMeCS)*, 27 al 29 de agosto, Heredia, Costa Rica.
- Baranger, D. (2009). *Construcción y Análisis de Datos. Introducción al uso de técnicas cuantitativas en la investigación social*. Misiones: Ed. Universitaria.
- CEPAL (2013). *Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- Cervini, R. (2001). El efecto de la oportunidad de sobre el logro en matemática en la educación básica argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, Vol. 3, No. 2, 7 (1), 1-22.
- Cervini, R. (2003a). Relaciones entre composición estudiantil, proceso escolar y el logro en matemáticas en la educación secundaria en Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, Vol. 5(1), 1-27.
- Cervini, R. (2003b). Diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos entre estudiantes de escuelas públicas y privadas en la educación secundaria de Argentina: Un análisis multinivel. *Education Policy Analysis Archives*, 11(5). Recuperado de: <http://epaa.asu.edu/epaa/v11n6/>
- Cervini, R. (2005). Variación de la equidad en resultados cognitivos y no cognitivos de la educación media de Argentina. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 7 (1).
- Cooper, B. y Dunne, M. (2000). *Assessing children's mathematical knowledge: social class, sex and problem-solving*. McGraw-Hill International.
- Dabenigno, V.; Iñigo, L.; Skoumal, G. (2005): Inserción laboral y educativa de jóvenes egresados de la modalidad comercial en la ciudad de Buenos Aires. Publicación en CD del 7º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo, organizado por la Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo, Agosto de 2005. Buenos Aires. Páginas 1-32.
- Dept, S., Ferrari, A., & Wäyrynen, L. (2010). Developments in translation verification procedures in three multilingual assessments: A plea for an integrated translation and adaptation monitoring tool, en J. Harkness, M. Braun, B. Edwards, T. Johnson, L. Lyberg, P. Ph. Mohler, B.-E. Pennell, & T. Smith (Eds.), *Survey methods in multinational, multiregional, and multicultural contexts*. Wiley Series in Survey Methodology. New Jersey: Wiley.
- Diez Roux, A (2002). A glossary for multilevel analysis. *Journal of epidemiology and community health*, (56), 588-594.
- Dirección General de Evaluación de la Calidad Educativa [DGECE] (2014a). *Boletín 1: PISA 2012 - Evolución de resultados de Argentina*. Buenos Aires: Ministerio de Educación de GCABA.
- Dirección General de Evaluación de la Calidad Educativa [DGECE] (2014b). *Boletín 2: PISA 2012 - Resultados 2012 para Argentina y la CABA*. Buenos Aires: Ministerio de Educación de GCABA.

- Dirección General de Evaluación de la Calidad Educativa [DGECE] (2014c). *Boletín 3: PISA 2012 - Comparación de resultados entre ciudades*. Buenos Aires: Ministerio de Educación de GCABA.
- Dolin, J. y Krogh, L. B. (2010). The relevance and consequences of PISA science in a danish context, *International Journal of Science and Mathematics Education* 8, 565-592.
- Doyle, Ann (2008). Educational performance or educational inequality: what can we learn from PISA about France and England? *UK Compare*, Vol. 38 (2), 205–217.
- Ganimian, A. J. (2013) *No logramos mejorar. Informe sobre el desempeño de Argentina en el Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) 2012*. Ciudad de Buenos Aires, Argentina: Proyecto Educar 2050.
- Ganimian, A. J. (2014). *Pistas para mejorar ¿Qué hicieron los países, escuelas y estudiantes con mejor desempeño en el Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) 2012?* Ciudad de Buenos Aires, Argentina: Proyecto Educar 2050.
- Hambleton, R. (2002). Adapting achievement tests into multiple languages for international assessments, en A. C. Porter y A. Gamoran (Eds.), *Methodological advances in cross-national surveys of educational achievement*. Washington: National Academy Press.
- Hamilton, M. y Barton, D. (2000). The International Adult Literacy Survey: what does it really measure? *International review of education*, 46(5), 377-389.
- Hardy, I. y Boyle, C. (2011). My School? Critiquing the abstraction and quantification of education. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 39(3), 211-222.
- Kell, M. y Kell, P. (2010). International Testing: Measuring Global Standards or Reinforcing Inequalities. *The International Journal of Learning*, Volume 17 (9), 485-501.
- Krüger, N. S. (2011). La segmentación educativa en Argentina: exploración empírica en base a PISA 2009. *Investigaciones de Economía de la Educación*, Vol. 6, 135-155.
- Krüger, N. y Formichella, M. M. (2012). Escuela pública y privada en Argentina: una comparación de las condiciones de escolarización en el nivel medio. *Perspectivas*, 6 (1), 113-144.
- Lau, K. C. (2009). A critical examination of PISA's assessment on scientific literacy. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 7(6), 1061-1088.
- Lazarsfeld, P. y Menzel, H. (1985). Sobre las relaciones entre propiedades individuales y propiedades colectivas, en R. Boudon y P. Lazarsfeld, *Metodología de las ciencias sociales. Conceptos e índices*. Barcelona: Laia.
- Ministerio de Educación de Perú (2013). *PISA 2012: Primeros resultados. Informe Nacional del Perú*.
- OCDE (2009). *PISA Data Analysis Manual SPSS* (segunda edición), PISA, OCDE.
- OCDE (2013). *PISA 2012 Results: What Students Know and Can Do – Student Performance in Mathematics, Reading and Science (Volume I)*, PISA, OCDE.
- Pereyra, M. A. y Kotthoff, H.-G. (2009). La experiencia del PISA en Alemania. Recepción, reformas recientes y reflexiones sobre un sistema educativo en cambio. *Profesorado. Revista de currículum y formación del profesorado*, vol. 13, No. 2. Recuperado de: <http://www.ugr.es/~recfpro/rev132edres.pdf>
- Pereyra, M. A., Kotthoff, H.-G. y Cowen, R. (2013). PISA a examen: cambiando el conocimiento, cambiando las pruebas y cambiando las escuelas. Introducción al monográfico. *Profesorado. Revista de currículum y formación del profesorado*, Vol. 17, No. 2, abril-mayo 2013. Recuperado de: <http://digibug.ugr.es/handle/10481/30004>



- Pereyra, M; Kotthoff, H-G y Cowen, R. (Eds.) (2011). *PISA Under Examination. Changing Knowledge, Changing Tests, and Changing Schools*, CESE-Sense Publishers.
- Raudenbush, S.W. (1993). Hierarchical linear models as generalizations of certain common experimental design models, en L. Edwards (Ed.), *Applied Analysis of Variance in Behavioral Science* (pp. 459-496, Capítulo 13). Nueva York: Marcell Decker.
- Rivas, A. (2013). Detrás de PISA, en *Clarín*, 07/12/2013.
- Rivas, A. (2013). Qué nos dicen la pruebas PISA, en *Clarín*, 3/12/2013.
- Sireci, S., Patsula, L. & Hambleton, R. (2005). Statistical methods for identifying flaws in the test adaptation process. En Hambleton, Ronald K., Merenda, Peter F. and Spielberger, Charles D. (eds) *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 93-115, Capítulo 23). NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stephen Raudenbrush y Anthony S. Bryk (1986). A hierarchical model for studying school effects. *Sociology of Education*, Vol. 59 (1), 1-17.
- Sun, L., Bradley, K. y Akers, K. (2012). School Students: PISA Hong Kong Sample, *International Journal of Science Education*, Vol. 34, No. 14, 2107–2125.
- Tranmer, M. y Elliot, M. (2007) *Multilevel modeling coursebook*, CCSR Teaching Paper 2007-03, Cathie Marsh Centre for Census and Survey Research, University of Manchester.

## 7. Anexo metodológico

Este anexo dará cuenta de los pasos y decisiones relativos al recorte poblacional y diseño de variables intervinientes y bases de datos correspondientes a los modelos desarrollados y analizados en el cuerpo de este documento.

Para ordenar la presentación se distinguen los siguientes puntos, correspondientes a diferentes etapas de construcción y análisis de los datos:

1. Construcción y consolidación de bases de datos con variables individuales y colectivas para el análisis multinivel.
2. Elección y estandarización de variables predictoras.
3. Glosario.

### 1. Construcción y consolidación de bases de datos con variables individuales y colectivas para el análisis multinivel

El objetivo de este documento es examinar la incidencia relativa y conjunta de los factores asociados con las calificaciones obtenidas en Matemática por los estudiantes de la CABA en el relevamiento de PISA 2012, factores que pueden distinguirse según su pertenencia a diferentes niveles de análisis de la problemática educativa: el correspondiente al tipo de oferta (como el sector), a la escuela (como el porcentaje de estudiantes rezagados) y al individuo (como el sexo). Para ello, se propuso un diseño multinivel (debidamente fundamentado y desarrollado en el cuerpo del trabajo) que requirió operaciones específicas de armado, evaluación y consistencia de los datos que se describirán paso a paso.

Cabe detallar el tipo de variables que contiene cada base antes de examinar la cobertura y selección final de variables del documento. Como es de esperar, la base de estudiantes tiene pocos datos globales sobre la escuela (sector de gestión de la escuela y el tipo de oferta educativa), un solo dato de la división o curso (su tamaño, sin posibilidad de identificar a los alumnos de un mismo curso/aula/sección<sup>40</sup>) y mucha información de los estudiantes relativa a dimensiones diversas, entre las que se destacan: su trayectoria y motivaciones e intereses educativos, el rendimiento en pruebas PISA 2012, la composición y recursos del hogar y datos demográficos y del origen social, que procederemos a detallar mínimamente. Entre los atributos demográficos básicos, se cuenta con información sobre edad y sexo. Respecto de la trayectoria educativa, la base dispone de diferentes medidas sobre el año en curso, la repetición en diferentes niveles de enseñanza y las experiencias de abandono, entre otros indicadores. En cuanto al origen social, existen datos desagregados y variados sobre características laborales y educativas de los progenitores y composición y posesiones materiales y culturales de sus hogares, así como varios índices sumatorios sobre recursos del hogar, niveles socioeconómicos, educativos, riqueza y posesiones culturales, entre otros. Existe cuantiosa información para cada estudiante sobre motivaciones instrumentales e intereses y abordajes en áreas de conocimiento específicas (con foco en Matemática -

---

<sup>40</sup> Esto imposibilita realizar análisis multinivel que incorporen factores relativos al aula, tales como se han examinado en estudios de este tipo con otras bases de datos (como ha hecho el trabajo de Cervini (2005) que analiza el Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario de 1998).

pues esa fue el área de conocimiento en la que se centró el relevamiento de 2012 según ya se apuntó en el documento- tales como normas subjetivas y éticas, percepciones sobre la autoeficacia, autoconcepto y ansiedad en la materia y comportamiento e intenciones a futuro vinculadas con la Matemática). Asimismo, en la base de estudiantes aparecen otras variables psicológicas y psicosociales sobre autoimagen, percepción de control y atribuciones causales al fracaso. En cuanto a lo estrictamente escolar, un grupo extenso de variables apunta a medir sus estrategias de aprendizaje, actitudes hacia la escuela, percepciones sobre sus docentes y la enseñanza y sus relaciones con ellos así como otras tantas indagan aspectos relativos a la pertenencia institucional. La base también presenta diferentes variables sobre el uso de TICs dentro y fuera de escuela, las orientaciones de futuro y el reconocimiento de habilidades aprendidas en escuela.

Las bases por escuela, por su parte, presentan información declarada mediante un cuestionario respondido por los directivos de las instituciones seleccionadas en la muestra relativa a: la oferta educativa (sector, financiamiento, ubicación, matrícula), recursos humanos (cantidad de docentes por diferentes tipos de calificación y títulos – también aquí, con foco en los de Matemática), infraestructura (computadoras, conectividad, calefacción e iluminación, materiales en biblioteca, entre otros aspectos) y muchas variables que miden percepciones y opiniones del directivo sobre: a) escasez de docentes (total y para la materia objeto de la evaluación) y recursos educativos en la escuela (equipamiento de laboratorio, escasez de materiales para esas tres materias, de PCs, *softwares* y conectividad necesarias para la instrucción); b) la posición relativa de la escuela en evaluaciones y logros; c) obstáculos para el aprendizaje en su escuela; d) presión y participación de los padres en su escuela; e) sobre los docentes, apuntando a aspectos morales, intencionales y formas de monitorear su tarea en la escuela, y f) sobre el liderazgo en la escuela. Otra batería de indicadores apunta a la atribución de responsabilidades del directivo a diferentes actores en la definición de micropolíticas institucionales y a la educación futura. En la base también aparecen varios índices conformados a partir de algunos de estos indicadores acerca de la atribución de responsabilidad de la escuela en el currículo y la evaluación por parte del directivo, de responsabilidad de la escuela para la asignación de recursos, etc. Por último, cabe mencionar que existe información sobre los proyectos e iniciativas institucionales (talleres artísticos, competencias, voluntariado, etc.) y aspectos “duros” como la ratio docentes-alumnos.

En vista del método estadístico privilegiado en este trabajo que requería usar variables contextuales (estrictamente institucionales o bien agregadas desde el nivel individual, también llamadas analíticas) e individuales, se enfrentaron algunos inconvenientes ante los cuales se tomaron decisiones específicas, a saber:

i) Se hallaron menos casos (registros) en la base de escuelas que en la base de estudiantes: en la primera había 39 y en la segunda, 49 escuelas de CABA. Esto resulta un problema de importancia, pues al pegar cualquiera de las variables de esta base a la de estudiantes se pierden desde el inicio 10 escuelas (sin datos institucionales), lo que reduce el nivel de respuesta en esas variables. En el apartado siguiente se detalla cómo afectó este inconveniente los niveles de respuesta de cada una de las variables elegibles y finalmente elegidas.

ii) Pese a que la muestra de PISA 2012 seleccionaba 35 estudiantes por escuela, había cinco casos donde, a partir de la cantidad de respondentes de la base de estudiantes, eran menos de 20 los estudiantes por escuela. Solo se decidió eliminar de la base un caso extremo, pues se trataba de una escuela donde había un solo alumno evaluado (las otras cuatro escuelas se dejaron en la base, a los efectos de no quitar más casos institucionales de antemano y limitar las posibilidades del modelo; éstas eran 4 escuelas con 13, 16, 18 y 19 estudiantes evaluados).

Habiendo afrontado estos inconvenientes, se procedió a construir las variables a incluir en el modelo que no estaban definidas en las bases originales.

- *La construcción de nuevas variables individuales, agregadas y globales*

Cada base cuenta con una gran diversidad de variables individuales y colectivas para realizar un diseño multinivel. No obstante, hubo casos donde resultó necesario definir nuevas variables, que se detallan a continuación según sean individuales, contextuales-institucionales o contextuales-agregadas/analíticas.

### **Variables individuales:**

- *Puntajes finales en Matemáticas, Ciencias y Lectura.*

Las variables dependientes de este trabajo son los puntajes finales de cada asignatura. Las bases originales no contaban con una sola variable sintética del puntaje por asignatura sino que presentaban 6 niveles de plausibilidad. Cabe recordar que los 13 cuadernillos de PISA para cada materia evalúan diferentes aspectos en diferentes subgrupos de estudiantes; esta partición de la muestra y diversificación de cuestionarios tiene el propósito de cubrir todos los temas relevantes sin alargar excesivamente la toma (pues cada uno de los 13 cuestionarios se pueden resolver teóricamente en solo 40 minutos). Luego, PISA realiza imputaciones de puntajes en base a las probabilidades de respuesta en todos los ítems no evaluados (es decir, que no fueron tomados en el cuestionario que le tocó a cada estudiante) a partir del puntaje obtenido en los ítems sí evaluados en su cuestionario.

Según se explica en los manuales de PISA (traducción propia):

"La forma más sencilla de describir los valores plausibles es decir que los valores plausibles son una representación del rango de habilidades que un estudiante puede tener razonablemente. (...). En vez de estimar directamente la capacidad  $Q$  de un estudiante, se estima una distribución de probabilidad para  $Q$  de un estudiante. Es decir, en lugar de obtener un punto estimación para  $Q$  (...), se calcula un rango de posibles valores para  $Q$  de un estudiante, con una probabilidad asociada para cada uno de ellos" (Wu y Adams, 2002, cit. en PISA 2009, 43).

Para este documento se calcularon los puntajes considerando la suma de valores plausibles de cada estudiante y se controlaron con los resultados publicados y con otros obtenidos a partir de la base interactiva de la página oficial de PISA. Asimismo, los datos de CABA se cotejaron con una serie de publicaciones descriptivas realizadas en febrero de 2014 desde DGECE (DGECE Boletín 1 a 7, 2014) y posteriormente, con

algunos tabulados publicados por PISA (OCDE 2013). En todos los recortes geográficos, hubo plena coincidencia en los resultados procesados.

*- Rezago escolar*

Se construyó al relacionar las variables edad y año de estudio (estandarizado como “año internacional” para habilitar la comparación entre países con sistemas de diferente duración). El año teórico para la población de 15 años de edad es el décimo; por tanto, los estudiantes que asisten a años de estudio inferiores son alumnos con sobreedad, es decir, cursando con rezago su escolaridad secundaria.

**VARIABLES CONTEXTUALES-AGREGADAS:**

Las variables contextuales analíticas se construyeron por el procedimiento de agregación de datos individuales desde la base de estudiantes; así se conformó una nueva base agregada a nivel escuela partiendo de datos individuales, construyendo las siguientes variables colectivas:

*- Proporción de estudiantes evaluados con repetición en los primeros años de secundaria.*

En base al dato individual de repetición en el ciclo básico de la secundaria, se calculó el porcentaje de alumnos con repetición sobre el total de la matrícula escolar para cada institución.

*- Promedio de estatus socioeconómico y cultural de los estudiantes de la escuela*

Pese a que inicialmente se ensayó la construcción de variables analíticas por escuela usando cuartiles y desvíos (para analizar la dispersión), luego se consideró conveniente el uso de promedios a nivel escuela. Si bien considerar cuartiles, promedios y desvíos podría brindar una mirada más completa del perfil socioeconómico y cultural de la población escolar, no se evaluó conveniente incluir todas estas variables al modelo sino trabajar con una de ellas; se usó la media porque permitió la necesaria comparación con datos publicados. Así se construyó la variable de promedio de estatus socioeconómico y cultural (ESCS\_escuela) por escuela (ver definiciones en Glosario).

*- Porcentaje de estudiantes evaluados con madres y padres con nivel educativo alto*

En base a los datos individuales de niveles educativos más altos de padres y madres, se pudo armar la variable agregada de proporción de estudiantes con padres de alto nivel educativo por escuela. Se consideró alto nivel educativo a los que tenían más que secundario completo (universitario, terciario o más, completos o no).

### **VARIABLES CONTEXTUALES-GLOBALES:**

#### *- Proporción de computadoras por alumno*

Se armó con las variables cantidad de estudiantes por escuela y cantidad de computadoras.

#### *- Proporción de docentes a tiempo completo*

Se armó la variable total de docentes en la escuela y luego se calculó la proporción de los que estaban a tiempo completo (dato que sí estaba disponible en base original).

#### *- Proporción de estudiantes evaluados con rezago escolar (sobreedad) en escuela*

Se calculó el total de estudiantes con rezago en la escuela como proporción del total de estudiantes evaluados.

#### *c) Armado de base final con datos globales, analíticos e individuales*

Como primer paso hacia la conformación de base final de estudiantes con datos contextuales, se armó una base final de escuelas integrando variables de la base original de escuelas y atributos contextuales armados por el equipo (según detalló el punto anterior). Así, en una misma matriz se contó con toda la información a nivel escuela (datos contextuales institucionales y contextuales agregados/analíticos), preparada para integrar –como paso siguiente- a la base de estudiantes.

La base de estudiantes definitiva con datos contextuales solo incorporó, de la lista inicial de variables contextuales “potenciales” para el modelo, aquellas que soportaron el análisis de cobertura y nivel de respuesta que describe la siguiente sección.

## **2. Elección y estandarización de variables predictoras**

La primera selección de variables se fundó en el interés analítico. Se pretendía recuperar algunas variables contextuales que generan intensa discusión en el campo y son muy utilizadas como variables de corte de muchos análisis sobre los resultados de PISA, tales como el nivel socioeconómico y educativo de los hogares de los estudiantes o el sector de gestión de la escuela donde asisten.

Las variables se fueron clasificando en cada uno de los siguientes tres tipos: variables individuales, contextuales-institucionales y contextuales-agregadas, en vistas a su posterior inclusión diferentes versiones y pasos del modelo multinivel final. Posteriormente se descartaron las que tuvieran un nivel de no respuesta superior al 10%, pues la pérdida de casos iba a repercutir fuertemente en el modelo multinivel.

Un problema adicional que incrementó el nivel de no respuesta de algunas variables contextuales-globales provenientes de la base escuelas, fue la contabilización de una menor cantidad de instituciones en dicha base (39) *vis à vis* la base de estudiantes (con 49 escuelas). De ahí que solo se consideraran finalmente el sector de gestión y el plan de estudios como variables contextuales-globales, con alto nivel de respuesta.

Dado que las publicaciones oficiales y artículos sobre PISA han usado sólidamente el índice ESCS, se priorizó esta variable por las posibilidades que ofrecía a la comparación con datos publicados.

Las variables consideradas como predictoras en los modelos multinivel fueron:

1. Sexo
2. Índice de estatus económico, social y cultural del hogar del estudiante
3. Rezago escolar (sobreedad)
4. Ausentismo en días completos de clase
5. Sector de gestión de la escuela
6. Plan de estudios (tipo de programa de estudios nacional)
7. Promedio del Índice de estatus económico, social y cultural de la escuela
8. Porcentaje de estudiantes (evaluados) de 15 años con rezago escolar en la institución

#### *- Estandarización de las variables del modelo*

Con la finalidad de garantizar la comparabilidad entre los diferentes modelos examinados, una vez seleccionadas las 8 variables y antes de correr las sintaxis correspondiente, se eliminaron de la base de 1.335 casos los 30 estudiantes con datos faltantes en alguna de esas ocho predictoras y se normalizaron los pesos de muestreo (asegurando que la suma de los pesos de muestreo sea igual a la cantidad de casos en el universo de análisis); así se delimitó un universo de trabajo de 1.305 casos.

Además, dado que el índice ESCS (individual) y el promedio de ESCS de la escuela estaban centrados para la media de países OCDE, se recentraron para la media de la Ciudad de Buenos Aires. Por último, se normalizaron las 4 variables intervalares continuas (no las dummies) para poder calcular los modelos con valores con y sin normalización. En el cuerpo del trabajo constan los modelos con variables medidas en su escala y en el Anexo Estadístico los mismos modelos estandarizados (Tablas B y C).

### **3. Glosario**

A continuación constan las definiciones de las principales variables utilizadas según el Volumen de Resultados de PISA 2012 (OCDE 2013).

- **Edad**

La variable edad se calcula como la diferencia entre el mes y medio año en el que se evaluaron los estudiantes y su mes y año de nacimiento, expresado en años y meses.

- **Ausentismo**

Se refiere a las ausencias no justificadas durante las últimas dos semanas de clases.

- **Plan de estudios**

En PISA 2012, los programas de estudio disponibles para los alumnos de 15 años de edad en cada país se recogieron tanto a través del seguimiento de los estudiantes

formulario y el cuestionario del alumno (ST02). Todos los programas de estudio se clasificaron utilizando CINE (OCDE, 1999). En el PISA internacional base de datos, todos los programas nacionales se indican en una variable (progn) donde los primeros seis dígitos se refieren al código de centro nacional y los dos últimos dígitos del código nacional del programa de estudio.

Los siguientes índices comparables a nivel internacional se derivan de los datos sobre los programas de estudio:

- El nivel de Programa (ISCEDL) indica si los estudiantes son (1) el nivel de educación primaria (CINE 1); (2) Nivel de educación secundaria; o (3) el nivel de educación secundaria superior.
- Designación de programas (ISCEDD) indica la denominación del programa de estudios: (1) "A" (programas generales destinados a dar el acceso al siguiente nivel del programa); (2) "B" (programas diseñados para dar acceso a los estudios de formación profesional en el siguiente nivel del programa); (3) "C" (programas diseñados para permitir el acceso directo al mercado de trabajo); o (4) "M" (programas modulares que combinan uno o todas estas características).
- Orientación del programa (ISCEDO) indica si el contenido curricular del programa es (1) general; (2) pre-profesional; (3) profesional; o (4) programas modulares que combinan una o todas de estas características.

- **ESCS: índice de estatus económico, social y cultural del estudiante**

El índice PISA de estatus económico, social y cultural (ESCS) se derivó de los tres índices siguientes: el más alto estatus ocupacional de los padres (HISEI), el más alto nivel de educación de los padres en los años de educación de acuerdo a la CINE (PARED), y las posesiones del hogar (HOMEPOS). El índice de los bienes de origen (HOMEPOS) comprende todos los artículos en los índices de riqueza, CULTPOSS y HEDRES, como también el número de libros en el hogar recodificado en una variable categórica de cuatro niveles (0-10 libros, 11-25 o 26-100 libros, 101-200 o 201-500 libros, más de 500 libros).

El índice PISA de estatus económico, social y cultural (ESCS) se deriva de un análisis de componentes principales de las variables estandarizadas (cada variable tiene una media de la OCDE de cero y una desviación estándar de uno).

Un análisis de componentes principales también se realizó para cada país o economía participante para determinar en qué medida los componentes del índice de operar de manera similar en todos los países o economía. El análisis reveló que los patrones de factor de carga fueron muy similares entre los países, con los tres componentes que contribuyen en un grado similar al índice (para más detalles sobre la fiabilidad y cargas de factor, véase el Informe PISA 2012 Técnica (OCDE, en prensa).

La imputación de los componentes para los estudiantes con datos faltantes en uno de los componentes se realiza sobre la base de una regresión en las otras dos variables, con un componente de error aleatorio adicional. Los valores finales en el índice PISA de estatus económico, social y cultural (ESCS) para el año 2012 tendrá un promedio de la OCDE de 0 y una desviación estándar de uno.



- **Tipo de escuela (sector de gestión)**

Las escuelas se clasifican ya sea pública o privada, según se trate de una entidad privada o una agencia pública que tiene la potestad final de tomar decisiones sobre sus asuntos (SC01). Esta información se combina con SC02, que proporciona información sobre el porcentaje de la financiación total que proviene de fuentes del gobierno para crear el índice de tipo de escuela (SCHLTYPE). Este índice tiene tres categorías: (1) las escuelas privadas independientes del gobierno controlado por una organización no gubernamental o con una junta de gobierno no elegido por una agencia del gobierno que reciben menos del 50% de su financiación básica de las agencias gubernamentales, (2) dependiente del gobierno privado escuelas controladas por una organización no gubernamental o con una junta de gobierno no elegido por una agencia del gobierno que reciben más del 50% de su financiación básica de las agencias del gobierno, y (3) las escuelas públicas controladas y manejadas por una educación pública autoridad u organismo.

## 8. Anexo estadístico

**Tabla A.1 Descriptivos de 5 variables independientes categóricas: sexo, rezago escolar, ausentismo (en días de clase enteros), sector de gestión de escuela y tipo de plan (oferta educativa) (se excluyen las tres variables intervalares continuas sin agrupar de los modelos). CABA**

SEXO DEL/LA ESTUDIANTE		Estadístico		
Puntaje en Matemática	Media	415,224		
	Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	408,89	
		Límite superior	421,558	
	Media recortada al 5%	418,348		
	Mujeres	Mediana	421,802	
		Varianza	7232,698	
		Desv. típ.	85,0453	
		Mínimo	99,6	
		Máximo	610,9	
		Rango	511,3	
		Amplitud intercuartil	107,2	
		Asimetría	-0,591	
		Curtosis	0,869	
		Media	432,041	
	Varones	Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	424,892
			Límite superior	439,19
		Media recortada al 5%	435,115	
		Mediana	439,523	
		Varianza	8083,851	
		Desv. típ.	89,9102	
Mínimo		85,1		
Máximo		646,4		
Rango		561,2		
Amplitud intercuartil		110,6		
Asimetría	-0,539			
Curtosis	0,619			

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

REZAGO ESCOLAR (sobriedad en variable armada para SPSS)			Estadístico	
Puntaje en Matemática	Sin Rezago (sin sobriedad)	Media	447,459	
		Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	442,95
			Límite superior	451,968
		Media recortada al 5%	448,719	
		Mediana	451,207	
		Varianza	5291,035	
		Desv. típ.	72,7395	
		Mínimo	157,1	
		Máximo	646,4	
		Rango	489,3	
	Amplitud intercuartil	89,7		
	Asimetría	-0,282		
	Curtosis	0,442		
	Media	342,481		
	Con Rezago (con sobriedad)	Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	332,889
			Límite superior	352,074
		Media recortada al 5%	344,922	
		Mediana	351,62	
		Varianza	7199,501	
		Desv. típ.	84,8499	
Mínimo		85,1		
Máximo		597,9		
Rango		512,8		
Amplitud intercuartil		98,6		
Asimetría	-0,459			
Curtosis	0,694			

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

AUSENTISMO (días de clase)		Estadístico		
Puntaje en Matemática	Nunca	Media	438,581	
		Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	432,096
			Límite superior	445,065
		Media recortada al 5%	440,546	
		Mediana	443,418	
		Varianza	7001,057	
		Desv. típ.	83,6723	
		Mínimo	85,1	
		Máximo	646,4	
		Rango	561,2	
		Amplitud intercuartil	100,7	
		Asimetría	-0,405	
		Curtosis	0,612	
		Media	422,16	
		Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	414,938
			Límite superior	429,381
		Media recortada al 5%	426,011	
		1 o 2 veces	Mediana	429,981
			Varianza	6945,242
Desv. típ.	83,3381			
Mínimo	92,2			
Máximo	610,1			
Rango	517,9			
Amplitud intercuartil	107,3			
Asimetría	-0,698			
Curtosis	0,957			
Media	382,911			
Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	362,312		
	Límite superior	403,511		
3 o 4 veces	Media recortada al 5%	387,621		
	Mediana	395,396		
	Varianza	9121,172		
	Desv. típ.	95,5048		
	Mínimo	99,6		
	Máximo	560		
	Rango	460,4		

publicorprivate		
	Media	380,686
	Intervalo de confianza	Límite inferior

OFERTA O TIPO DE PLAN			Estadístico	
Puntaje en Matemática	No vocacional	Media	423,8	
		Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	418,361
			Límite superior	429,238
		Media recortada al 5%	427,547	
		Mediana	434,967	
		Varianza	8011,818	
		Desv. típ.	89,5088	
		Mínimo	85,1	
		Máximo	646,4	
	Rango	561,2		
	Amplitud intercuartil	111		
	Asimetría	-0,655		
	Curtosis	0,863		
	Media	420,24		
	Vocacional	Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	410,47
			Límite superior	430,01
		Media recortada al 5%	419,974	
		Mediana	417,44	
		Varianza	6450,062	
Desv. típ.		80,3123		
Mínimo		219,8		
Máximo		641,1		
Rango		421,2		
Amplitud intercuartil	117,7			
Asimetría	0,073			
Curtosis	-0,159			

Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

SECTOR DE GESTIÓN DE LA ESCUELA			Estadístico	
Puntaje en Matemática	Estatal	Media	380,686	
		Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	373,331
			Límite superior	388,04
		Media recortada al 5%	381,897	
		Mediana	379,117	
		Varianza	8569,14	
		Desv. típ.	92,5696	
		Mínimo	85,1	
		Máximo	646,4	
	Rango	561,2		
	Privado	Amplitud intercuartil	112,5	
		Asimetría	-0,217	
		Curtosis	0,505	
		Media	460,413	
		Intervalo de confianza para la media al 95%	Límite inferior	455,725
			Límite superior	465,101
		Media recortada al 5%	460,455	
		Mediana	458,451	
		Varianza	3956,48	
Desv. típ.		62,9006		
Mínimo	251,8			
Máximo	611,5			
Rango	359,7			
Amplitud intercuartil	85,6			
Asimetría	-0,013			
Curtosis	-0,187			

Fuente: Base estudiantes PISA 2012.

**Tabla A.2 Media, varianza y cálculo del tamaño del efecto de variables independientes dicotomizadas sobre los puntajes de Matemática. CABA**

Variable independiente		Puntaje en Matemática		Diferencia de medias	Tamaño del efecto
		Media	Varianza		
Sexo	Varón	427,1	8697,0	15,1	0,17
	Mujer	412,0	7951,0		
ESCS individual	> mediana	463,0	4623,4	87,7	1,09
	< mediana	375,3	8225,2		
Rezago individual	Sin rezago	447,8	5281,4	110,3	1,35
	Con rezago	337,5	8060,4		
Ausentismo	Nunca	437,6	7516,8	35,9	0,40
	1 o más veces	401,7	8516,7		
Sector	Privado	460,3	4020,8	80,6	0,99
	Público	379,8	9311,3		
Plan de estudios	Vocacional	423,1	6639,8	5,0	0,06
	No vocacional	418,1	8745,9		
ESCS_escuela	> mediana	464,9	4276,5	90,7	1,15
	< mediana	374,2	8273,4		
Rezago_escuela	< mediana	467,1	4176,2	94,6	1,21
	> mediana	372,4	7996,0		

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

**Tabla B. Porcentajes de varianzas explicadas en modelos multinivel vacío, A (con ESCS\_individual) y B (con ambas variables ESCS). CABA y Argentina**

	Nivel	Modelo vacío	Modelo A	Modelo B
			(ESCS_individual)	(ESCS_individual + ESCS_escuela)
CABA	Inter-	100	28,6	70,6
	Intra-	100	4,2	4,3
Argentina	Inter-	100	22,4	62,1
	Intra-	100	2,4	2,4

**Nota:** Resultados publicados en el Volumen II de Resultados PISA 2012 (OCDE, 2013, pp. 200 y 294).

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

**Tabla C. Coeficientes y niveles de significancia en los modelos multinivel con variables normalizadas. CABA**

Nivel de análisis	Variables explicativas	Modelos multinivel					
		I		II		III	
Individual	Sexo	19,6	***	19,6	***	19,7	***
	zESCS_individual	13,4	***	12,6	***	11,6	***
	Rezago_individual	-48,3	***	-47,7	***	-46,3	***
	zAusentismo	-10,1	***	-9,9	***	-10,0	***
Contextual-institucional	Sector			58,2	***	-3,1	
	Plan de estudios			18,5		17,1	
Contextual-colectivo	zESCS_escuela					34,3	**
	zRezago_escuela					-6,5	

**Nota 1:** niveles de significancia estadística: \*\*\*  $p \leq 0,001$ ; \*\*  $p \leq 0,01$

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.



**Tabla D. Resultados de los modelos multinivel I, II y III (sin normalización de predictores). CABA**

**MODELO I.**

Predictor	Estimación	Error estándar	df	t	Sig.	Intervalo de confianza del 95%	
						Límite inferior	Límite superior
Intersección	422,5	8,1	53,0	52,3	,000	406,3	438,8
Sexo	19,5	3,2	55,8	6,2	,000	13,2	25,9
ESCS_individual	12,1	1,8	1298,2	6,9	,000	8,6	15,5
Rezago_individual	-48,2	4,2	1277,3	-11,5	,000	-56,5	-40,0
Ausentismo	-12,4	2,2	37,6	-5,7	,000	-16,8	-8,0

**MODELO II.**

Intersección	389,7	10,7	55,6	36,4	,000	368,3	411,2
Sexo	19,5	3,2	53,0	6,1	,000	13,1	25,9
ESCS_individual	11,4	1,8	39,8	6,2	,000	7,6	15,1
Rezago_individual	-47,5	4,3	29,8	-11,1	,000	-56,3	-38,8
Ausentismo	-12,3	2,2	36,7	-5,7	,000	-16,7	-8,0
Sector	58,1	13,9	48,7	4,2	,000	30,2	86,0
Plan de estudios	18,2	13,7	111,7	1,3	,187	-9,0	45,5

**MODELO III.**

Intersección	406,6	15,7	47,6	26,0	,000	375,1	438,1
Sexo	19,6	3,2	57,9	6,1	,000	13,2	26,0
ESCS_individual	10,4	1,8	40,4	5,8	,000	6,8	14,1
Rezago_individual	-46,2	4,3	30,6	-10,8	,000	-54,9	-37,5
Ausentismo	-12,4	2,1	38,0	-5,8	,000	-16,7	-8,0
Sector	-3,7	16,9	43,7	-,2	,825	-37,8	30,3
Oferta	16,6	12,2	92,6	1,4	,177	-7,6	40,8
ESCS_escuela	47,7	14,6	47,9	3,3	,002	18,3	77,1
Rezago_escuela	-20,9	36,3	49,4	-,6	,567	-93,8	52,0

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.

**Tabla E. Resultados de los modelos multinivel I, II y III (predictores normalizados). CABA**

**MODELO I.**

Predictor	Estimación	Error estándar	df	t	Sig.	Intervalo de confianza del 95%	
						Límite inferior	Límite superior
Intersección	414,1	8,0	49,6	52,0	,000	398,1	430,1
Sexo	19,6	3,2	55,8	6,2	,000	13,2	25,9
zESCS_individual	13,4	2,0	1289,8	6,9	,000	9,6	17,3
Rezago_individual	-48,3	4,2	30,5	-11,5	,000	-56,9	-39,8
zAusentismo	-10,1	1,8	36,7	-5,6	,000	-13,7	-6,4

**MODELO II.**

Intersección	381,3	10,6	54,1	36,1	,000	360,2	402,5
Sexo	19,6	3,2	53,0	6,1	,000	13,1	26,0
zESCS_individual	12,6	2,0	39,8	6,2	,000	8,5	16,8
Rezago_individual	-47,7	4,3	30,0	-11,1	,000	-56,5	-38,9
zAusentismo	-9,9	1,8	36,6	-5,6	,000	-13,6	-6,3
Sector	58,2	13,8	48,9	4,2	,000	30,4	85,9
Plan de estudios	18,5	13,7	111,0	1,4	,179	-8,6	45,6

**MODELO III.**

Intersección	414,8	11,2	48,9	37,0	,000	392,3	437,3
Sexo	19,7	3,2	57,8	6,2	,000	13,3	26,1
zESCS_individual	11,6	2,0	40,4	5,8	,000	7,6	15,7
Rezago_individual	-46,3	4,3	30,9	-10,8	,000	-55,0	-37,5
zAusentismo	-10,0	1,8	36,5	-5,6	,000	-13,6	-6,4
Sector	-3,1	16,8	44,0	-,2	,855	-37,0	30,8
Oferta	17,1	12,2	92,3	1,4	,164	-7,1	41,2
zESCS_escuela	34,3	10,8	48,1	3,2	,003	12,5	56,1
zRezago_escuela	-6,5	9,4	49,7	-,7	,493	-25,3	12,3

**Fuente:** Base estudiantes PISA 2012.