

# Los resultados de las pruebas PISA en la Argentina. Una comparación intertemporal: 2000, 2006 y 2009.

Jiménez, Maribel y Paz, Jorge A.

Cita:

Jiménez, Maribel y Paz, Jorge A. (2014). *Los resultados de las pruebas PISA en la Argentina. Una comparación intertemporal: 2000, 2006 y 2009.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/jorge.paz/50>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/prpd/aKa>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.  
Para ver una copia de esta licencia, visite  
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

*Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.*

INSTITUTO DE ESTUDIOS LABORALES Y DEL DESARROLLO ECONÓMICO (ielde)  
Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales  
Universidad Nacional de Salta (UNSa)  
Salta  
Argentina

## **Documentos de Trabajo**

# **Los resultados de las pruebas PISA en la Argentina. Una comparación intertemporal: 2000, 2006 y 2009**

Maribel Jiménez  
Jorge A. Paz

Primavera de 2014  
N° 12

ielde – Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales - UNSa

<http://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde>

UNSa: Av. Bolivia 5150, A4408FVY, Salta, Argentina  
ISSN 1852-1118 (impreso), ISSN 1852-1223 (en línea)

# Los resultados de las pruebas PISA en la Argentina. Una comparación intertemporal: 2000, 2006 y 2009\*

Maribel Jiménez\*\*

Jorge Paz\*\*

IELDE\*\*\*

CONICET-Universidad Nacional de Salta

## Resumen

En este documento se analiza la evolución del rendimiento educativo de los alumnos argentinos utilizando datos de las pruebas PISA de los años 2000, 2006 y 2009. Son varios los motivos que justifican este análisis. Primero, el comparativamente bajo nivel de la Argentina en el contexto internacional que, en 2009, terminó ubicada por debajo de otros países de la región. Segundo, la significativa caída, observada entre 2000 y 2006, en el puntaje promedio de los estudiantes argentinos no fue revertida en 2009. Sin embargo, durante el período considerado, se implementaron en el país una variedad de políticas públicas orientadas a mejorar la situación educativa nacional.

El objetivo principal es cuantificar y explicar los cambios ocurridos en los resultados de las pruebas, evaluando el efecto de características sociales, económicas y demográficas de los alumnos, de su familia y de la escuela a la que asisten. Se usan dos aproximaciones metodológicas: primero, un análisis multivariado de los determinantes del rendimiento académico, con el que se pretende evaluar, a partir de la estimación de un modelo multinivel, el efecto neto de cada factor, comparando temporalmente su importancia relativa y, segundo, una descomposición no paramétrica, utilizando la técnica de *propensity score matching*, del cambio observado en el rendimiento.

Los resultados muestran que el cambio en la composición de los estudiantes por el grado al que asisten, la repitencia escolar y la disponibilidad de ordenadores en el hogar, jugaron un papel predominante en la evolución del desempeño académico de la Argentina. El cambio en la composición de los estudiantes y el incremento en la tasa de repitencia, podrían estar relacionados con el proceso de inclusión de estudiantes, principalmente de bajos recursos económicos, que ha tenido lugar en el país, luego de la gran crisis económica 2001-2002 que excluyó a muchos jóvenes del sistema educativo.

**Palabras claves:** desempeño académico, pruebas PISA, Argentina, modelo multinivel, descomposición no paramétrica, repitencia escolar.

**Códigos JEL:** [I21] [I24] [J18]

---

\* Este trabajo forma parte de un proyecto mayor “Desigualdades socioeconómicas en el sistema educativo argentino” promovido por el Programa de Políticas Públicas de Inclusión y Equidad del Fondo de Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), Argentina.

\*\* Jorge Paz: [jpaz@conicet.gov.ar](mailto:jpaz@conicet.gov.ar). Maribel Jiménez: [maribeljimenez@conicet.gov.ar](mailto:maribeljimenez@conicet.gov.ar).

\*\*\* Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Salta: [www.economicas.unsa.edu.ar/ielde](http://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde).

# Los resultados de las pruebas PISA en la Argentina. Una comparación intertemporal: 2000, 2006 y 2009\*

Maribel Jiménez\*\*

Jorge Paz\*\*

IELDE\*\*\*

CONICET-Universidad Nacional de Salta

## Abstract

This paper analyzes the evolution of the educational performance of Argentinean students using data from the PISA 2000, 2006 and 2009 assessments. There are several reasons for this analysis. First, the comparatively low level of Argentina in the international context which, in 2009, ended located below other countries of the region. Second, the significant decrease, observed between 2000 and 2006, in the average score of Argentinean students, was not reversed in 2009. However, during the period considered, a variety of public policies, to improve the national educational situation, were implemented in the country.

The main purpose of this paper is to quantify and account for the changes in test results, evaluating the effect of student social, economic and demographic characteristics, as well as those of their families and the schools they attend. The study utilizes two methodological approaches: first, a multivariate analysis of the factors determining academic performance, in order to evaluate, from estimating a multilevel model, the net effect of each factor, temporarily comparing its relative significance and, second, a nonparametric decomposition, using the propensity score matching technique, of the observed change in performance.

The results show that the change in the composition of students by grade attended, grade repetition and the availability of computers at home played a predominant role in the evolution of the academic performance of Argentina. The change in the composition of students and the increase of the repetition rate may be associated with the inclusion process of students, especially those of low economic resources, which has taken place in the country, after the great economic crisis of 2001 - 2002 that excluded many young people in the education system.

**Key words:** educational performance, PISA test, Argentina, multilevel model, nonparametric decomposition, grade repetition.

**JEL Codes:** [I21] [I24] [J18]

---

\* Este trabajo forma parte de un proyecto mayor "Desigualdades socioeconómicas en el sistema educativo argentino" promovido por el Programa de Políticas Públicas de Inclusión y Equidad del Fondo de Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), Argentina.

\*\* Jorge Paz: [jpaz@conicet.gov.ar](mailto:jpaz@conicet.gov.ar). Maribel Jiménez: [maribeljimenez@conicet.gov.ar](mailto:maribeljimenez@conicet.gov.ar).

\*\*\* Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Salta: [www.economicas.unsa.edu.ar/ielde](http://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde).

## I. Introducción

Los resultados de las evaluaciones realizadas por el Programa de Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA, por sus siglas en Inglés) en el año 2009, han generado en la Argentina un enérgico debate no sólo en el ámbito académico, sino también político e institucional. El problema objeto del debate surge al comparar los resultados del año 2009 con los del año 2000<sup>1</sup>. Se puede constatar que en la Argentina entre 2000 y 2009 cayó el rendimiento educativo de los estudiantes de 15-16 años, al menos en Comprensión Lectora.

Esta situación sería objeto de preocupación por (al menos) dos motivos fundamentales. En primer lugar, por el ya comparativamente bajo nivel del rendimiento educativo de la Argentina en el contexto internacional. Segundo, por la tendencia declinante que ubicó al país por debajo de otros de la región (Brasil, Chile y Uruguay, por ejemplo). El problema es un tanto más complejo aún, si se toma en cuenta que durante el período comprendido entre las pruebas PISA se han aplicado en la Argentina, como en otros países de América Latina, una variedad de políticas públicas orientadas a mejorar la situación educativa nacional, con lo cual, estos resultados estarían en cierto sentido cuestionando la efectividad de los cambios introducidos por los gobiernos respectivos. En el caso específico de la Argentina, en el último decenio aumentó fuertemente el gasto público destinado a la finalidad Educación, pasando de representar el 4,98% del PIB en 2000, al 5,15% en 2006 y al 6,68% en 2009 (Gráfico A.1, Apéndice de Gráficos).

Volviendo al problema de partida, en términos numéricos puede verse que la Argentina obtuvo en 2009, 398 puntos en comprensión lectora, muy por debajo de Shanghai – China (556), Corea del Sur (539) y Finlandia (536), los tres primeros en el ranking del año. El puntaje de la Argentina fue también más bajo que el que obtuvo Chile (449), Uruguay (426) y Brasil (412), entre otros países de la región. Además, la situación actual es inferior a la obtenida en la medición del año 2000: 419 puntos de promedio, y un poco más elevada que la de 2006: 374. Éstos valores que se consideran en las discusiones, fundamentan la preocupación por la situación relativa del país: Argentina ocupó, en 2009, el puesto 58 (de los 65 países incluidos en el estudio), por debajo de Chile (puesto 44), Uruguay (puesto 47) y Brasil (puesto 53).

Pero, a pesar de lo que transmite esta información ¿puede afirmarse efectivamente que las diferencias observadas entre las pruebas PISA de los años 2000, 2006 y 2009 dan cuenta de una caída del rendimiento educativo de los estudiantes argentinos? Nótese que si bien el promedio de 2009 se encuentra significativamente por debajo de la media de los países de la OECD, no puede decirse con idéntica contundencia que 2009 está muy por debajo de los niveles alcanzados en las pruebas anteriores; es más, en 2009 el nivel se situó por encima del alcanzado en 2006. En consecuencia: ¿no habrá ocurrido que el de 2000 fue un puntaje inusualmente elevado? Por otra parte, ¿cuán importantes son esas diferencias y en qué áreas de conocimiento de las tres que cubren las pruebas PISA (Comprensión Lectora, Ciencias y Matemáticas) se dio con mayor intensidad? Por último ¿qué factores están explicando el rendimiento y cuáles de ellos tiene mayor importancia en los años mencionados? En definitiva, todos estos interrogantes apuntan a otro que pretende ser comprensivo e integrador: ¿qué factores permiten explicar con mayor fuerza el cambio operado principalmente entre 2000, 2006 y 2009?

Estas preguntas sirven como elementos organizadores del documento que aquí se presenta. En la próxima sección se hace un repaso de otras investigaciones que profundizaron en el caso argentino usando datos de las pruebas PISA, o similares, para diferentes años. En la sección III se recorre descriptivamente lo ocurrido en 2000, 2006 y 2009, y se realizan consideraciones acerca de la

---

<sup>1</sup> En el año 2000 Argentina fue parte de un estudio *ad hoc*, que no sería estrictamente comparable a la prueba general de 2009, a pesar de que en ambas se puso énfasis en comprensión lectora. En 2003, el país no participó de la evaluación.

significatividad de las brechas entre grupos y acerca de los cambios, teniendo en cuenta los errores de enlace de las pruebas. En la sección IV se estudian más detalladamente los determinantes del desempeño educativo tratando de develar si los diferenciales se explican por factores socioeconómicos individuales o del hogar, o si, por el contrario, obedecen a variables que tienen que ver con la escuela o con el grupo de estudiantes con los que los adolescentes interactúan. También en esta sección se realiza un ejercicio de descomposición micro-económica a fin de evaluar si los cambios observados obedecen a modificaciones en las características de los alumnos o al rendimiento propiamente dicho. Por último, en la sección V se presentan algunas consideraciones finales.

## **II. Revisión de la literatura para la Argentina**

La investigación sobre los determinantes del rendimiento académico y la calidad de la educación en países en desarrollo es relativamente reciente. PISA 2000 es una de las primeras bases de datos comprehensiva e internacionalmente comparable sobre calidad educativa. También, desde el año 1993 y con cierta periodicidad, se realizan en el país los denominados “Operativos Nacionales de Evaluación” (ONE), pero del conjunto de bases con micro-datos disponibles, sólo está al alcance de los investigadores la del año 2000. Este hecho determinó en buena medida el alcance y los objetivos de los estudios que se revisan a continuación, los que tienen en común que abordaron el tema del rendimiento educativo y de sus determinantes en la Argentina.

La mayor cantidad de investigaciones existentes analizan las diferencias de puntajes entre la Argentina y otros países, ya sean miembros de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económico (OECD, por las siglas en Inglés), o de América Latina. La gran mayoría también utiliza datos de la evaluación PISA del año 2000. Así, se exploraron hipótesis que van desde los factores propios de las unidades escolares, a los determinantes más arraigados a la estructura social, como el nivel educativo y/o la clase social de los padres.

Al igual que en otros países del mundo, las investigaciones consultadas se proponen, en términos muy generales, develar el rol que juegan en el desempeño académico las diferencias individuales, institucionales (escuela) y familiares de los estudiantes. Dentro de los factores institucionales aparecen el trabajo de los docentes, la gestión escolar, el dominio (público/privado) del establecimiento, el tamaño de la clase y los recursos disponibles, entre tantos otros. Los factores individuales y familiares indagados son principalmente el género, el nivel educativo de los padres, el estatus socio-económico del hogar, entre otros.

### **A. PISA 2000**

A continuación se ofrece un listado, ordenado cronológicamente de acuerdo a la fecha de aparición de las publicaciones, de los principales hallazgos que arrojan luz sobre aspectos específicos de la *performance* de los estudiantes argentinos.

Un primer estudio realizado sobre el tema rendimiento, sostiene que los estudiantes argentinos registran puntajes menores (a los de ciertos países de Europa, por ejemplo) debido (en buena medida) a la desigualdad social y educativa que existe entre las diferentes regiones del país (MECyT, 2004). También se destaca en esa investigación la escasa importancia que para el rendimiento académico en capacidad lectora tienen factores tales como el número de clases de Lengua, la cantidad de tiempo que destinan los estudiantes a las tareas escolares y a estudiar, la frecuencia de ayuda dada por el profesor y la ayuda extraescolar que reciben. Otros determinantes más bien ligados a la escuela (número de estudiantes por clase, por ejemplo), son muy importantes también para explicar la *performance* de los jóvenes. Pero a pesar de

todo, e independientemente de lo anterior, se observa que el desempeño promedio de los estudiantes de la OECD controlado por las variables listadas, es mayor que el observado en la Argentina; y no se sabe muy bien por qué razón se verifica este resultado.

Rodrigo (2006a) se ocupa de la exigencia de los docentes. Esta autora explora la hipótesis que sostiene que los maestros en la Argentina exigen a sus alumnos menos que los maestros en los países de la OECD. Sostiene además que los factores ligados a temas contextuales, tales como la composición sociocultural de la población, importantes en algunos países de Europa y otros de América Latina, no resultarían una clave para entender las diferencias en puntajes en la Argentina, pues una de las características que distingue a este país del resto de países de la región es su alto nivel de escolarización y una composición cultural relativamente homogénea. En otra investigación, Rodrigo (2006b) muestra que los factores contextuales (tales como el estatus socioeconómico y cultural) del hogar en el que reside el estudiante, ayudan a explicar las diferencias de rendimiento entre alumnos de escuelas públicas y privadas, pero no entre alumnos de la OECD y la Argentina. Más específicamente el desempeño académico favorable al sector privado en la Argentina no se explicaría como consecuencia de las particularidades que adquiere la práctica pedagógica en las escuelas privadas sino, principalmente, por las características socioeconómicas de los alumnos y, en menor medida, por la disponibilidad de recursos escolares.

Por su parte Abdul-Hamid (2007) se dedica a examinar la calidad y el comportamiento de los docentes (entusiasmo, valoración del logro académico, etc.), la relación entre estudiantes y docentes, la existencia de un entorno favorable a la utilización frecuente de laboratorios de ciencias y tecnología en buenas condiciones, y el tipo de escuela. Todos estos elementos aparecen con un fuerte poder explicativo del rendimiento académico<sup>2</sup>. Este autor encuentra que la cantidad de los recursos tecnológicos (computadoras, laboratorio, calculadoras, etc.) disponibles no producen un efecto significativo en la *performance* académica de los alumnos, aunque sí lo hace su uso efectivo y frecuente por parte de los estudiantes. No ejercerían un impacto positivo sobre el rendimiento, los títulos obtenidos por los docentes, ni la relación título-materia. Carece de importancia también para explicar diferencias de *performance* el tiempo dedicado al estudio en el hogar.

Santos (2007), al igual que MECyT (2004), encuentra que el tamaño de la clase y otros recursos no humanos (bibliotecas, laboratorios y tecnología multimedia, por ejemplo), son muy importantes para explicar el desempeño académico, pero también registra una contribución significativa de la autonomía de los maestros y de su compromiso con el trabajo, además de la disponibilidad de recursos educativos en la casa y los buenos hábitos de lectura.

Al evaluar el papel de las políticas públicas, Betancur (2007) sostiene que no es posible proponer una relación lineal y directa entre las medidas implementadas en Argentina, Chile y Uruguay durante la década de 1990, y los resultados educativos que arroja la prueba PISA de 2000. Pero llama la atención en algunas paradojas que se derivan del análisis político de estos resultados. Por ejemplo, Chile presenta una tasa de cobertura elevada, próxima a la de los países desarrollados y tiene logros importantes en términos de repitencia y rezago educativo. Asimismo, el sistema chileno muestra pequeñas diferencias en las pruebas PISA entre el rendimiento de los mejores y los peores alumnos (baja desigualdad), e incluso entre el que corresponde a los estudiantes de diferentes estratos sociales. Esta observación, aunque provisional y limitada, es particularmente notable si se considera que Chile tenía, en esa fecha, una de las distribuciones del ingreso más desigualitaria del continente, junto con Brasil. Surgen de estos considerandos preguntas que merecen particular atención: ¿es posible que un

---

<sup>2</sup>Abdul-Hamid (2007) encuentra que el rendimiento académico es mayor, *ceteris paribus*, en escuelas privadas, localizadas en zonas desarrolladas de las ciudades o con una mayor proporción de estudiantes mujeres.

sistema educativo inserto en una sociedad segmentada y desigual, alcance niveles aceptables de equidad? O bien ¿es la nivelación relativa una señal del éxito de los programas de compensación que han sido sistemáticamente aplicados por año en Chile?

Ferreira y Gignoux (2008) examinando la desigualdad en el rendimiento educativo en nueve países de la OECD y cinco países de América Latina<sup>3</sup>, encuentran que el trasfondo familiar juega un rol dominante, especialmente la educación de madre. Las diferencias de rendimientos asociadas con la ocupación de los padres fueron más importantes en la Argentina y Chile, mientras que factores tales como la ubicación de la escuela, no demostraron ser, en general, importantes en América Latina.

## **B. PISA 2006 y algunas comparaciones inter-temporales**

La publicación de los datos de la prueba PISA del año 2006 hizo posible profundizar algunas de las hipótesis esbozadas en los estudios previos y, a la vez, abrió el espacio para un tipo de reflexión si bien limitada, un tanto diferente: los estudios comparativos intertemporalmente.

Así, por ejemplo, González y San Martín (2009) comparan los puntajes de estudiantes de los países latinoamericanos que participaron en PISA 2006 (Chile, Argentina, Brasil, Colombia y Uruguay), condicional a determinadas variables —tanto a nivel individual como del establecimiento educativo— y encuentran que el rendimiento académico en condiciones similares, es parecido. Como los factores examinados en el estudio no permiten explicar satisfactoriamente la variabilidad observada en el rendimiento educativo entre esos países, los autores destacan la necesidad de enriquecer los cuestionarios y encuestas educacionales para medir comportamientos individuales.

Los estudios que comparan los puntajes obtenidos por el país en las pruebas de evaluación en el tiempo son menos que los que se dedican a explorar las diferencias de nivel en un momento dado. Es más, los que se proponen hacer alguna evaluación temporal se basan exclusivamente en las pruebas internacionales debido a que, como ya se dijo, no se dispone de micro-datos de los operativos nacionales de evaluación más recientes disponibles para el logro de tal objetivo.

Entre los estudios que miran diferencias temporales está el de Formichella (2010). A partir de los resultados obtenidos de la estimación del índice de equidad educativa básica (IEEB)<sup>4</sup>, esta autora encuentra que tanto la calidad, como el grado de equidad educativa, han disminuido en la Argentina, entre 2000 y 2006, y que dicho deterioro se explica en gran medida por las diferencias entre las escuelas.

La diferencia de casi 100 puntos en la calificación de la Argentina con los países de la OECD se mantuvo estable en las ediciones de las evaluaciones PISA de las que participó el país. Si bien los resultados muestran una alta desigualdad de puntajes entre los estudiantes del país, esta situación estaría lejos de ser una de las causas centrales del bajo rendimiento observado. En el contexto internacional, la Argentina es más ineficiente para lograr el desarrollo de las capacidades y habilidades escolares que PISA evalúa. Por otro lado, el bajo nivel académico de los estudiantes argentinos pone en entredicho la capacidad de las reformas educativas de la última década en lo que refiere a la mejora de la enseñanza y del aprendizaje escolar (Rodrigo, 2010).

---

<sup>3</sup> Estos países son Argentina, Brasil, Chile, México y Perú.

<sup>4</sup> El IEEB sintetiza la información sobre los resultados educativos de una población, vinculados tanto a la cantidad como a la calidad educativa (Formichella, 2010).



El informe del MECyT (2010) enfatiza el aumento del puntaje de los estudiantes argentinos en la prueba PISA 2009 en relación con los obtenidos en el año 2006, en las tres áreas evaluadas: Comprensión Lectora, Ciencias y Matemáticas. A pesar de que tales puntajes son estadísticamente inferiores al promedio de la OECD, son similares a los observados en Brasil, Colombia, Indonesia, Albania y Jordania. Además, la Argentina y Colombia son los países de la región que más han mejorado en competencia lectora. El MECyT arriesga en base a un análisis descriptivo y sostiene que los resultados indican que el puntaje promedio obtenido por los estudiantes en las diferentes pruebas incluidas en la encuesta PISA se encuentran asociados al nivel socioeconómico familiar, el nivel educativo de los padres, la alimentación, la posibilidad de disponer de un lugar para estudiar en el hogar y la disponibilidad de materiales de estudio.

Este informe del Ministerio de Educación de Argentina también se ocupa de la dispersión de los resultados y analiza sus determinantes. Una de las conclusiones del informe es que la elevada dispersión en los puntajes por alumno puede explicarse por el modo en que se constituye la muestra total de estudiantes argentinos<sup>5</sup> así como por el alto nivel de inclusión educativa del país que implica la escolaridad de una proporción importante de adolescentes y jóvenes, particularmente de aquellos pertenecientes a hogares de bajos recursos. Es ésta una de las principales hipótesis examinadas en este documento debido a los fuertes cambios ocurridos en la estructura del sistema educativo argentino durante los años 90 y 2000. En efecto, muestran los resultados de la prueba PISA 2009 que la composición de los estudiantes es muy diferente a la que prevalecía en el país en 2006 y 2000. La proporción de jóvenes cursando el 10° año de escolaridad habría decaído fuertemente y con ello el rendimiento promedio del conjunto de estudiantes del país.

### **III. Datos y metodología**

#### **A. Composición de la muestra**

La población objetivo de PISA en la Argentina está constituida por todos los estudiantes de 15 años que se encuentran cursando, al menos, su 7<sup>mo</sup> año de estudios, tanto en establecimientos públicos como privados, en áreas rurales y urbanas. Esta población comprende a los estudiantes que están próximos a completar los diez años de escolaridad obligatoria que rigen en la mayoría de los países de la OECD y también en la Argentina (DINIECE, s/f). Como se mencionó ya, se evalúan competencias en tres áreas consideradas fundamentales para enfrentar los retos que plantea el mercado laboral: Comprensión Lectora (CL), Ciencias (CS) y Matemáticas (MAT).

En el caso particular del sistema educativo de la Argentina, coexisten dos estructuras organizativas para los niveles primario y secundario<sup>6</sup>. Por lo tanto, la muestra de PISA incluye alumnos que, en algunas jurisdicciones, se encuentran aun completando la escolaridad

---

<sup>5</sup> En Argentina, los estudiantes que conforman la muestra de la evaluación PISA 2009 se encuentran, en algunas jurisdicciones, completando la escolaridad primaria y, en otras, cursando el secundario regular. También conforman la muestra nacional, jóvenes que se encuentran cursando el octavo y noveno año del que era el tercer ciclo de la Educación General Básica y que se integraba en la organización escolar de nivel primario. Además la muestra PISA para el país incorpora también a estudiantes de 15 años que se encuentran en educación de adultos y en educación no formal que comprende formación profesional y artística (MECyT, 2010).

<sup>6</sup> La ley de Educación Nacional 26.206 establece en su artículo 134: “A partir de la vigencia de la presente ley cada jurisdicción podrá decidir sólo entre dos opciones de estructura para los niveles de Educación Primaria y Secundaria de la educación común: una estructura de seis (6) años para el nivel de Educación Primaria y de seis (6) años para el nivel de Educación Secundaria o, una estructura de siete (7) años para el nivel de Educación primaria y cinco (5) años para el nivel de Educación Secundaria.”

primaria. También conforman la muestra nacional, jóvenes que se encuentran cursando el 8<sup>vo</sup> o el 9<sup>no</sup> año del 3<sup>er</sup> ciclo de la Educación General Básica (EGB), integrado en la organización escolar de nivel primario.

La muestra de PISA es estratificada y bietápica, constituyendo los establecimientos educativos con estudiantes de 15 años las unidades de la primera etapa del muestreo y los alumnos, la segunda. En la primera etapa, las escuelas se eligen con probabilidades proporcionales al número de estudiantes de 15 años matriculados, no obstante se aplican procesos de selección para que la muestra no esté compuesta solamente por escuelas pequeñas o grandes<sup>7</sup>.

Tal como se observa en el Cuadro 1, las muestras de PISA 2000, 2006 y 2009 para la Argentina incluyen 156, 176 y 199 establecimientos educativos, respectivamente, en los que se evaluaron a un total de 3983, 4339 y 4774 alumnos de 15 años, que en su mayoría —más del 76%— asisten al 9<sup>no</sup> o al 10<sup>mo</sup> año de escolaridad. Como la edad de iniciación de la escuela primaria en la Argentina es a los 5 o 6 años, dependiendo de si el niño cumple años antes o después del 1 de julio, los jóvenes de 15 años, a quienes se aplica las evaluaciones PISA, se encuentran, en su mayoría, cursando el 9<sup>no</sup> u 10<sup>mo</sup> año de estudio y conforman la denominada población de secundario regular<sup>8</sup>.

**Cuadro 1**  
**Alumnos de 15 años clasificados por grado al que concurren**  
**Argentina, 2000, 2006 y 2009**

Grado	2000			2006			2009		
	SP	P	%	SP	P	%	SP	P	%
7mo	47	17797	2,0	112	20186	3,9	189	21724	4,6
8vo	311	73954	8,4	419	49229	9,4	555	59634	12,6
9no	705	161749	18,4	683	88991	17,0	943	94581	20,0
10mo	2883	615571	70,2	2899	336855	64,4	2819	267778	56,7
11vo	37	7700	0,9	141	15721	3,0	214	19710	4,2
12vo+	0	0	0,0	37	3375	0,6	0	0	0,0
Otro tipo	0	0	0,0	48	8691	1,7	54	8679	1,8
<b>Alumnos</b>	<b>3983</b>	<b>876771</b>	<b>100,0</b>	<b>4339</b>	<b>523048</b>	<b>100,0</b>	<b>4774</b>	<b>472106</b>	<b>100,0</b>
<b>Escuelas</b>	<b>156</b>			<b>176</b>			<b>199</b>		

Nota: SP = Muestra sin ponderar; P=Muestra ponderada; %=Estructura porcentual sobre P.

Fuente: Cómputos propios con datos de las pruebas PISA 2000, 2006 y 2009.

Es importante advertir algunas de las limitaciones de los datos de PISA, reconocidas por la misma OECD (2006), tales como su periodicidad (se hace cada tres años), la población cubierta (solo se encuesta alumnos de 15 años a 16 años por única vez), y la falta de datos a nivel del aula o del docente.

## B. Análisis descriptivo preliminar

El examen descriptivo preliminar tiene por objeto cuantificar las brechas entre grupos y señalar la dirección y la significatividad de los cambios ocurridos en el período analizado.

<sup>7</sup> Sin embargo, como advierten Calero *et al.* (2007), la definición de la unidad escolar puede haber variado entre PISA 2000, 2003 y 2009. Esto debe tenerse en cuenta al momento de realizar comparaciones entre ellas. La definición de la unidad escolar es importante ya que altera las diferencias (varianza) observadas entre y dentro de las escuelas de diferentes países: cuantos mayores sean las unidades de agregación menores serán las diferencias entre los agregados y mayores dentro de éstos.

<sup>8</sup> Esta denominación obedece a que los estudiantes en este grupo están cursando el año escolar que, al menos en teoría, corresponde a su edad.

Ocurre que no basta saber si el rendimiento promedio general, o de un grupo en particular, cambió, sino que se necesita evaluar si dicho cambio es significativo. Como se trabaja con datos muestrales, la sola inspección de los promedios no garantiza la significatividad de los cambios. Se hace necesario entonces considerar algunas medidas de dispersión de los datos, como por ejemplo el error estándar de las estimaciones. A lo anterior se agrega el denominado en las pruebas PISA error de vínculo<sup>9</sup>, que es necesario controlar en los análisis que comparan las puntuaciones a lo largo del tiempo. A pesar de la importancia que se adjudica a dichas comparaciones la literatura reconoce que se trata de la parte menos detallada de los *Technical Report* de las pruebas PISA (Martínez Arias, 2006)<sup>10</sup>.

### C. Modelo empírico y método de estimación

En una primera parte del análisis multivariado se utiliza la técnica denominada Regresión Multinivel (RMN). El uso de esta técnica se justifica por la estructura de los datos recolectados por PISA: se cuenta con muestras de estudiantes (primer nivel) agrupados en escuelas o centros escolares (segundo nivel o nivel superior). Las muestras entonces no son completamente independientes, haciendo inadecuado el uso de técnicas alternativas, como por ejemplo, la Regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Puede suceder que los alumnos de un mismo centro escolar tienden a ser similares a causa de un proceso de selección, mediante el cual las escuelas atraen alumnos similares en términos de estratificación socioeconómica. Por esto, la correlación entre las variables que provienen de alumnos de un mismo centro será mayor que la correlación entre variables que describen a los alumnos entre centros.

La RMN permite entonces analizar el impacto de las variables de niveles diferentes de manera simultánea, como así también, la incidencia de las variables explicativas en las desigualdades entre escuelas y dentro de cada escuela. En otras palabras, la RMN hace posible (entre otras cosas) descomponer la fuente de la desigualdad, permitiendo al analista identificar qué parte de la variabilidad total en el rendimiento escolar proviene de las escuelas, y qué parte de los alumnos propiamente dichos. Esto la diferencia claramente de otro tipo de análisis convencional, en el que las variables relativas al individuo tienen idéntica jerarquía.

Como se muestra en la expresión siguiente, el modelo utilizado contiene variables explicativas del nivel de alumnos ( $X_{ijt}$ ) (con efectos aleatorios) y variables explicativas del nivel de escuelas ( $Z_{jt}$ ):

$$Y_{ijt} = \beta_{00t} + \beta_{10t}X_{ijt} + \beta_{01t}Z_{jt} + u_{1jt}X_{ijt} + \mu_{0jt} + \varepsilon_{ijt} \quad [1],$$

El segmento  $\beta_{00t} + \beta_{10t}X_{ijt} + \beta_{01t}Z_{jt}$  agrupa los coeficientes fijos del modelo, mientras que el segmento  $u_{1jt}X_{ijt} + \mu_{0jt} + \varepsilon_{ijt}$ , expresa los coeficientes aleatorios. Por su parte, la variable dependiente de la RMN es el resultado obtenido por los alumnos en la prueba de cada una de las áreas evaluadas (CL, CS y MAT).

En una RMN sin variables explicativas, la varianza total en los resultados viene dada por:

$$Var(Y_{ijt}) = Var(\mu_{0jt} + \varepsilon_{ijt}) = \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \quad [2],$$

Lo que hace posible computar la importancia de la diferencia entre escuelas en la varianza total estimada a partir del siguiente cociente:

<sup>9</sup> El *linking error* o error de vínculo es la incertidumbre generada por el muestreo de los “ejercicios vínculo”. Estos ejercicios son el subconjunto común utilizado para evaluar las tres competencias. Por ejemplo, en PISA 2006 se incluyeron 8 ejercicios de lectura que se utilizaron también en PISA 2000. Para ampliar puede consultarse *PISA 2006 Technical Report*, donde se establece el procedimiento para comparar y llevar a una escala común, las dificultades propias de cada evaluación.

<sup>10</sup> Sin embargo esta deficiencia se ha subsanado en buena medida en las dos últimas pruebas. El *PISA 2006 Technical Report* es un ejemplo de la preocupación por esta temática.

$$\rho = \left[ \frac{\sigma_{\mu}^2}{(\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2)} \right] \times 100 \quad [3],$$

La variable dependiente de las estimaciones consiste en “valores plausibles” (VP) asignados a cada estudiante en cada una de las competencias evaluadas. Los VP son puntajes aleatorios calculados a partir de las distribuciones de las puntuaciones obtenidas por los alumnos y que podrían ser asignados razonablemente a cada individuo. En PISA cada alumno responde solamente a un número limitado de ítems de las pruebas que se aplican y es preciso estimar su comportamiento en el total de los ítems utilizados en la evaluación. De esta forma, en vez de predecir una única puntuación del rendimiento de un alumno, se estima un abanico de valores (los VP) con una probabilidad asociada a cada uno. Los VP son por tanto selecciones aleatorias de esta distribución estimada del rendimiento para un alumno. Las bases de datos contienen 5 VP para cada una de las competencias evaluadas<sup>11</sup>.

Por su parte, las variables explicativas pertenecen a dos niveles: estudiantes (características individuales y familiares) y escuelas, como se explicó al principio en este mismo documento. La Tabla 1 (Apéndice de Tablas) contiene una descripción de las variables incluidas en las RMN estimadas, diferenciando por la jerarquía que tienen en el análisis multivariado: a) relativas al joven y su familia; b) al centro educativo. A partir de las consideraciones anteriores se estiman tres modelos: a) el Modelo 1, denominado aquí modelo ingenuo o básico, que no contiene otro efecto fijo que el término constante; b) el Modelo 2, que incorpora las variables individuales y familiares; c) el Modelo 3, que agrega al anterior un grupo de variables que corresponden al centro educativo. En este documento se muestran sólo los correspondientes al modelo más completo, aunque algunos comentarios están referidos a los modelos 1 y 2.

#### D. Descomposiciones no paramétricas

Para determinar la proporción del cambio temporal en el rendimiento académico debida a cambios en factores observables y a modificaciones en factores inobservables se implementa una descomposición no paramétrica utilizando el método de *matching*. Este enfoque, propuesto por Barsky *et al.* (2002), Mora (2008), Ñopo (2003) y Frölich (2003), evita los supuestos sobre la forma funcional de otras técnicas de descomposición paramétricas como la de Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Además, permite examinar los efectos de los factores observables e inobservables en toda la distribución de puntajes. La técnica de *matching* puede ser usada para predecir la distribución contrafáctica o simulada de puntajes (Y) si la distribución de características de los estudiantes y de las escuelas (C) hubiera permanecido constante pero la relación entre Y y C hubiera cambiado.

Siguiendo a Ñopo (2003) y Frölich (2003), el cambio total en el puntaje entre 2000 y 2009 para el conjunto de estudiantes con características pertenecientes al *common support*<sup>12</sup> (S), es decir, con características comunes que permitan realizar el *matching*, puede ser escrito como sigue:

<sup>11</sup> No obstante, se aclara que el rendimiento en las evaluaciones PISA puede ser medido a partir de dos procedimientos. Uno de ellos está basado en la teoría de la respuesta al ítem (*Item Response Theory*) y sigue las estimaciones de máxima verosimilitud ponderadas de Warm (1989) (*Weighted Likelihood Estimate*). En este caso, los puntajes son promedios ponderados de las respuestas correctas a todas las preguntas de un área específica donde el ponderador depende de la dificultad de la pregunta.

<sup>12</sup> Sólo para los estudiantes con características en el *common support* pueden simularse los puntajes contrafácticos y el cambio temporal en el rendimiento puede ser descompuesto en la parte explicada y no explicada (Frölich, 2003).

$$E_S[Y|D = 2009] - E_S[Y|D = 2000] = \int_S m_{2009}(c) \cdot (f_{2009}^S(c) - f_{2000}^S(c)) dc + \int_S (m_{2009}(c) - m_{2000}(c)) \cdot f_{2000}^S(c) dc \quad [4],$$

Donde  $m_P(C) \equiv E[Y|D = P, C = c]$  con  $P=2000, 2009$ , denota el puntaje promedio de los estudiantes con características  $c$  en cada evaluación PISA considerada y  $f_P^S(C) = f_P(c)/\Pr(C \in S|D = P)$  denota la distribución de  $C$  entre los estudiantes en el *common support* ( $S$ ) de las distribuciones de características  $f_{2009}(c)$  y  $f_{2000}(c)$ .

Al igual que en la descomposición Blinder-Oaxaca, el primer término representa la proporción del cambio que puede ser atribuida a las diferencias en la distribución de características entre 2000 y 2009. El segundo término es la parte del cambio debido a las diferencias en los retornos a esas características. La separación de estos dos componentes requiere la estimación del puntaje promedio contrafáctico que los estudiantes evaluados en 2009 habrían obtenido si tuvieran las características de aquellos incluidos en la prueba del 2000:

$$\int_S m_{2009}(c) \cdot f_{2000}^S(c) dc \quad [5]$$

Para la estimación del *common support*<sup>13</sup> así como del puntaje promedio simulado [5] se implementa el método *Propensity Score Matching (PSC)*, implementando el estimador *nearest-neighbor matching*<sup>14</sup>. Este enfoque se utiliza frecuentemente en las evaluaciones de programas para comparar la situación de la población (o grupo) bajo tratamiento, con la de una población (o grupo) de control. En su trabajo seminal, Rosenbaum y Rubin (1983) propusieron el *PSC* como un método que permite reducir el sesgo en la estimación de los efectos tratamientos con conjunto de datos observacionales. Como en los estudios observacionales la asignación de los individuos a los grupos de tratamiento y de control no es aleatoria, la estimación del efecto de tratamiento puede estar sesgada. Entonces, *PSC* es una forma de corregir la estimación de los efectos tratamientos basada en la idea de que el sesgo es reducido cuando la comparación de los resultados, el puntaje promedio –en el presente caso–, se realiza usando individuos tratados y del grupo de control que son tan similares como sea posible. Puesto que la asociación de sujetos en base a un vector  $n$ -dimensional de características no es factible para un  $n$  alto, este método propone resumir las características pre-tratamiento de cada sujeto en una variable índice única (el *propensity score*) que hace posible el *matching*.

El núcleo del procedimiento consiste en buscar para cada individuo de la muestra del grupo de tratamiento el caso más parecido de la muestra del grupo de comparación. En nuestro caso, para descomponer la brecha en el rendimiento académico de los alumnos entre 2000 y 2009, la población bajo “tratamiento” serán los estudiantes evaluados en PISA 2009 y la de “control”, los estudiantes evaluados en PISA 2000. Entonces, el *PSM* consiste en modelar estadísticamente la probabilidad de haber sido evaluado en PISA 2009 y luego calcular para los estudiantes de ambos grupos esa probabilidad dadas sus características. Para esto, considerando la estructura jerárquica de los datos, el *propensity score* es estimado por medio de una regresión logística multinivel de  $D$  en el conjunto de características consideradas en el modelo lineal de RMN [1]. Una vez estimado este modelo se obtiene para cada estudiante un *score* que resume su probabilidad condicional de pertenecer al grupo evaluado en PISA 2009.

<sup>13</sup> Los estudiantes evaluados en el 2000 pertenecientes al *common supPort* se identifican como aquellos con un *propensity score* estimado menor al mínimo del computado entre los estudiantes en 2009.

<sup>14</sup> Las propiedades de los estimadores (*propensity score*) *matching* han sido estudiadas, entre otros, por Abadie *et al.* (2004), Hahn (1998), Heckman *et al.* (1998), Hirano *et al.* (2003) y Lechner (2001).

Esta metodología se basa en el supuesto crítico de que la decisión de pertenecer al grupo de tratamiento, aunque no es aleatoria, depende de variables observables. El *propensity score* es definido por Rosenbaum y Rubin (1983) como la probabilidad condicional de recibir el tratamiento, en nuestro caso de ser un estudiante evaluado en PISA 2009, dadas las características pre-tratamiento:

$$P(c) = \Pr \{D=1|C\} = E \{D|C\} \quad [6]$$

Donde  $D = \{0, 1\}$  es el indicador de la exposición al “tratamiento”, participar en PISA 2009, en este caso y  $C$  es el vector multidimensional de características pre-tratamiento.

En la práctica no es posible encontrar para cada estudiante evaluado en el 2009 un alumno que participó en PISA 2000 idéntico en las características observables ( $C$ ), porque existe un problema de dimensionalidad. Para resolver este problema se emplea algún método o algoritmo de *matching*. Los métodos, aunque diferentes, comparten algunos elementos en común. En principio, todos usan una definición operacional de similaridad (distancia) entre los *propensity scores* o las covariables incluidas para obtenerlos que permita establecer el número de unidades de control que deben ser asociados con cada unidad tratada. En este documento, se utiliza el método denominado *nearest neighbour matching* (o método del vecino más cercano). Esta técnica consiste en asociar cada estudiante del 2009 con el alumno evaluado en el 2000 que tiene el *propensity score* más cercano. Formalmente, sea  $J_M(i)$  el conjunto de estudiantes evaluados en el 2000 asociados con cada alumno  $i$  del 2009 que presenta un valor estimado del *propensity score* de  $p_i$ , el método del “vecino más cercano” (*nearest neighbor matching*), usando *propensity score*, establece:

$$J_M(i) = \left\{ \{p_j | \min_j \|p_i - p_j\|\} \right\} \quad [7]$$

Donde  $\| \cdot \|$  denota la distancia euclidiana entre vectores.

El segundo paso consiste en computar [5]. Sea  $\#J_M(i)$  el número de elementos del conjunto  $J_M(i)$  y sea  $Y_0$  el puntaje contrafáctico inobservado que los estudiantes evaluados en 2009 habrían obtenido si tuvieran las características de aquellos incluidos en la prueba del 2000, el estimador *propensity score matching nearest neighbor* para el puntaje promedio contrafáctico,  $m(c)$ , consiste en promediar los puntajes observados para las  $j$  observaciones del grupo de control que fueron seleccionadas como *matches* para cada estudiante  $i$  del grupo de tratamiento, en base al *propensity score* estimado ( $\hat{p}_i$ ):

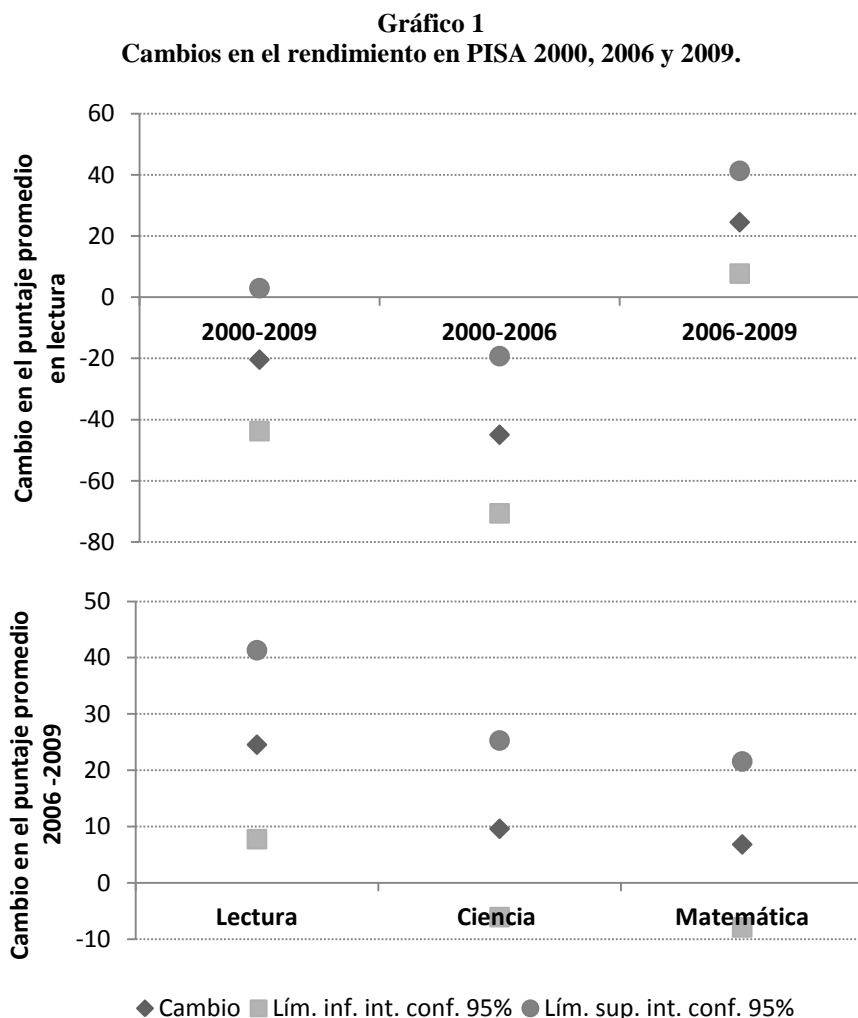
$$\frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{j \in J_M(i)} \hat{m}_0(\hat{p}_j) = \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j(\hat{p}_j) \quad [8]$$

#### IV. Análisis descriptivo preliminar

El objetivo principal de esta sección es cuantificar las brechas entre grupos y señalar la dirección y la significatividad de los cambios ocurridos en el período analizado. Para alcanzar este objetivo se analizarán los niveles y los cambios ocurridos en el rendimiento académico de los estudiantes argentinos entre 2000, 2006 y 2009, en las tres capacidades evaluadas por PISA (Comprensión Lectora, Ciencias y Matemáticas). El análisis se basará en las diferencias transversales de puntaje entre un conjunto de variables sociodemográficas individuales y familiares, y también en las correspondientes a los centros escolares. Ciertamente, estas variables representan sólo algunos de los múltiples factores que pueden afectar el rendimiento educativo a los que generalmente se agrupa en tres grandes conjuntos o niveles de

determinantes<sup>15</sup>: individuales, familiares y relativos a la unidad educativa (o escuela, para simplificar). Cada uno de estos determinantes admite una cierta cantidad de variables y varias maneras de definirlos.

Como puede apreciarse en el Cuadro 2 y el Gráfico 1, entre 2000 y 2009 el rendimiento en Compresión Lectora (CL) cayó 20 puntos PISA (pP) en promedio, pasando de 418,6 a 398,3. Dados los errores de estimación y de vínculo, puede decirse que esta caída es significativa. No ocurrió lo mismo con los rendimientos de las dos competencias restantes que, como se recordará, no fueron el foco de la prueba PISA 2009. En esos casos no resulta correcto hablar de una tendencia definida dado que el cambio, si bien positivo entre 2000 y 2009 es tan exiguo que no resulta significativamente diferente de cero.



Nota: Para la construcción del intervalo de confianza al 95% del cambio temporal se consideró además del error estándar asociado a los puntajes promedios comparados, el denominado *linking error*.

Fuente: Construcción propia con datos de PISA.

<sup>15</sup> En esta clasificación se sigue el criterio empleado en Calero y Waisgrais (2009).

**Cuadro 2**  
**Puntajes obtenidos en tres competencias por los jóvenes de 15 años.**  
**Argentina, 2000-2009**

Competencia	Años		
	2000	2006	2009
Comprensión Lectora (CL)	418,6 (9,8)	373,7 (7,1)	398,3 (4,6)
Ciencias (CS)	396,2 (8,4)	391,2 (6,1)	400,8 (4,6)
Matemática (MAT)	387,6 (9,3)	381,3 (6,2)	388,1 (4,1)

Nota: Entre paréntesis se reportan los errores estándares que se computaron considerando los *linking errors*.  
Fuente: Cálculos propios en base a microdatos de PISA.

También puede verse tanto en el Cuadro 2 como en el Gráfico 1 que si el cambio se juzga por lo ocurrido durante el último trienio (2006-2009), el rendimiento promedio de los alumnos argentinos no sólo no empeoró sino que mejoró. Nuevamente, como en el caso anterior, los resultados de las competencias evaluadas muestran claras diferencias. Los avances más notorios se dieron en CL (más de 24 pP de aumento), siguiéndole, en orden de prelación, CS y MAT, con 9,6 pP y 6,8 pP de diferencia, respectivamente. La suavidad de los aumentos en CS y MAT no permite rechazar la hipótesis de ausencia de cambio. Estas especulaciones no oscurecen el hecho central: el rendimiento promedio de los alumnos en la Argentina no parece haber empeorado, al menos en el último tramo del período examinado. A lo sumo, y dependiendo de las competencias evaluadas, puede afirmarse que la situación no mejoró, lo que resulta distinto, en términos de recomendaciones de políticas públicas, a decir que empeoró. También podría decirse que no mejoró lo suficiente, si se usan como parámetros de comparación los desempeños de otros países de la región.

De la comparación de áreas (o competencias) evaluadas en cada año, no surge un patrón único de rendimiento. Mientras que en 2000 los puntajes más elevados correspondieron a CL, en 2006 y en 2009 fueron las competencias en CS las que lideraron las marcas. En todo caso, dada la dispersión de los datos alrededor de las medias, puede apreciarse que en 2009 sólo la competencia en MAT es la que aparece como diferente a las otras dos áreas, con el menor puntaje relativo. Estas consideraciones aportan un elemento más para evaluar la evolución en el tiempo de los puntajes: en 2000, CL obtuvo una calificación comparativamente muy elevada, y es precisamente ese año el que se usa para monitorear los desempeños posteriores de los estudiantes argentinos.

Una forma de explorar si los resultados obtenidos en 2000 son inusualmente elevados es comparándolos con los derivados de otras pruebas de calidad como los que surgen de los ONE o de los exámenes del Primer Estudio Regional Comparativo y Explicativo (PERCE) y el Segundo Estudio Regional Compartivo y Explicativo (SERCE) realizados por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE)<sup>16</sup>, coordinado por la UNESCO. Sin embargo, a partir de los ONE no es posible construir series históricas que permitan observar la evolución del rendimiento académico de los estudiantes argentinos, debido al cambio de formato ocurrido desde el 2005 que interrumpió la forma histórica en la que se presentaban los resultados: en términos de porcentaje de respuestas

<sup>16</sup> El LLECE es la red de los sistemas de medición de la calidad de la educación de los países de América Latina y el Caribe. En el Laboratorio participan Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, República Dominicana, y Uruguay. El LLECE implementó el PERCE en 1997 y el SERCE en 2005/2006 con el objetivo de generar conocimientos acerca de los rendimientos de los estudiantes de Educación Primaria en América Latina y el Caribe en las áreas de Matemática, Lenguaje y Ciencias.

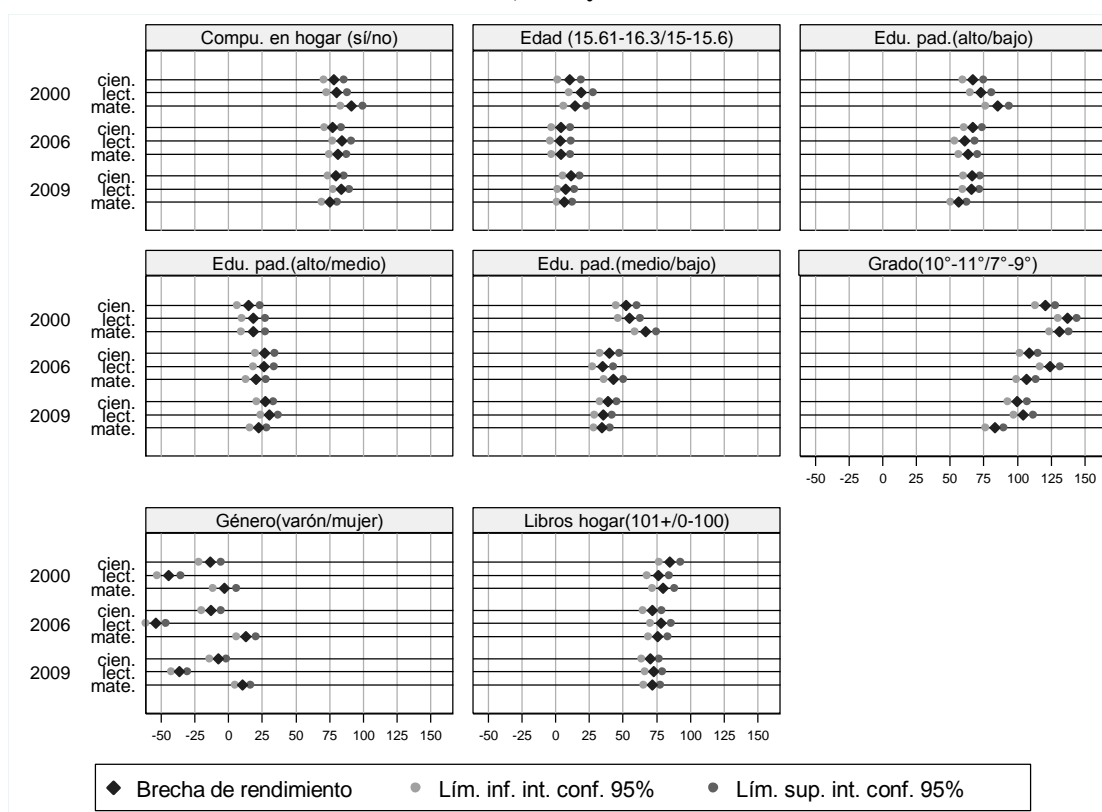


correctas. A partir del 2005, los resultados se reportan por niveles de logro (alto, medio y bajo), sin mantenerse el modelo de presentación anterior (Delich *et al.*, 2009). No obstante, los resultados obtenidos por los alumnos de 2° y 3° año<sup>17</sup> de la educación secundaria en los ONE de los años 2007 y 2010 confirman la tendencia a la mejora observada en el último trienio en PISA (2006-2009). Entre 2007 y 2010 se observa un incremento en el porcentaje de alumnos en el nivel medio de desempeño y una disminución del porcentaje de alumnos con un desempeño bajo (MECyT, 2012). Sin embargo, los resultados obtenidos por los estudiantes argentinos del nivel primario en las pruebas internacionales implementadas por el LLECE, sugieren la existencia de una tendencia declinante en los resultados nacionales, al menos hasta 2006 (lo que correspondería al primer subperíodo evaluado en este estudio). En efecto, la Argentina pasó de tener un desempeño superior a Latinoamérica y el Caribe en 1997, a presentar uno igual al de la región en 2006, en base a los exámenes del PERCE y SERCE (UNESCO, 1998, 2008).

## B. Brechas de rendimiento y cambios temporales

En los Gráficos 2 y 3 se observa la evolución temporal de las brechas en el puntaje promedio estimadas entre grupos de estudiantes definidos a partir de un conjunto de características individuales y del establecimiento educativo al que asisten.

**Gráfico 2**  
Brechas de rendimiento en ciencia, lectura y matemática según características individuales por año. PISA 2000, 2006 y 2009.



Nota: Para la construcción del intervalo de confianza del cambio temporal se consideró además del error estándar asociado a los puntajes promedios comparados computado con la técnica BRR, el denominado *linking error*.

Fuente: Elaboración propia con microdatos de PISA.

<sup>17</sup> Correspondientes al 9° y 10° año del Sistema Educativo Argentino, contando desde el 1° año de la escuela primaria (MECyT, 2012).

En general, las mujeres aventajan a los varones en CL y los varones a las mujeres en MAT. La brecha más importante para la primera se registró en el año 2006, con los varones situados 54 puntos por debajo de las mujeres. En 2000 esa diferencia había sido de 44 puntos y en 2009 de 36 puntos. Este no es un resultado sorprendente, dado que según el estudio desarrollado por OECD (2006), el género es una de las características personales que incide significativamente sobre el rendimiento académico.

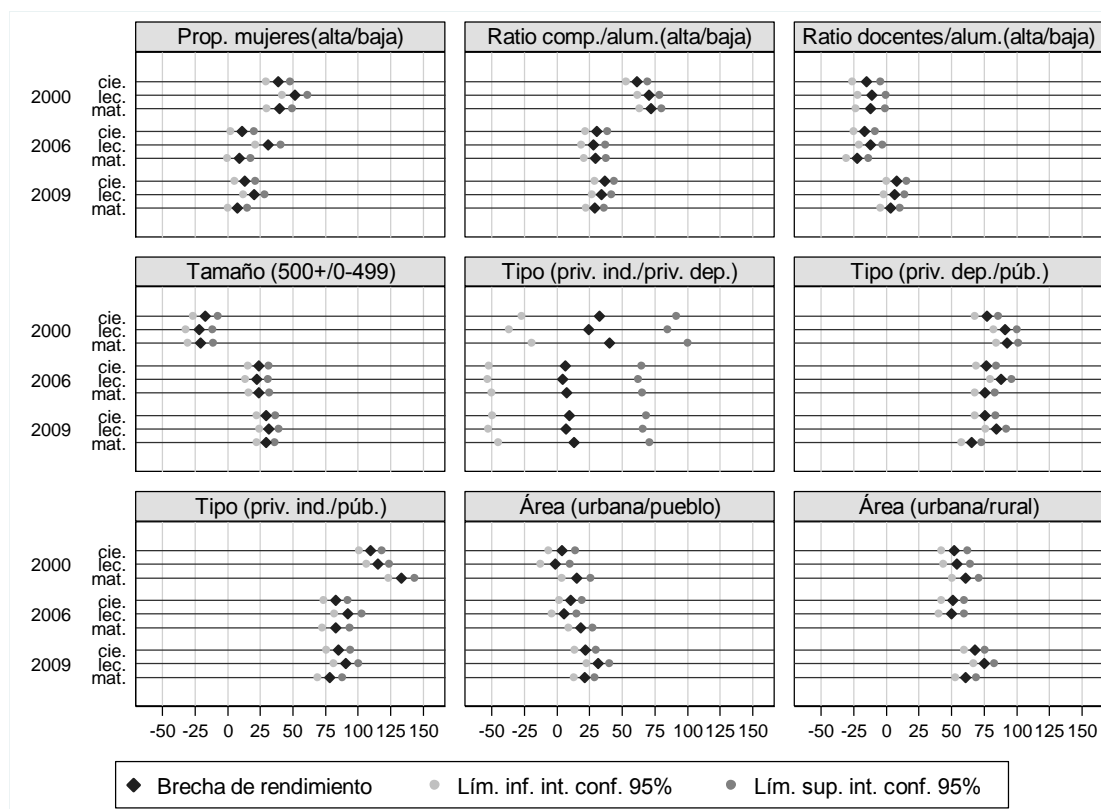
Este resultado coincide con los obtenidos por Calero *et al.* (2010), en el nivel medio: las mujeres presentan un rendimiento mayor y un riesgo de fracaso escolar menor que los varones. Entre las posibles explicaciones del mayor rendimiento promedio de las mujeres, los autores señalan los distintos ritmos de maduración física y psíquica (Camarata y Woodcock, 2006) y el esfuerzo más alto realizado por las alumnas, conscientes de la situación del mercado laboral y de que la educación será una de sus principales herramientas de emancipación (Terrail, 1992).

Resultados similares se registran en niveles educativos superiores. Así, Betts y Morell (1999), Carella (2009), Di Gresia *et al.* (2002, 2005), Di Gresia y Porto (2004), Ferreyra (2007), Guiso *et al.* (2008), Porto (2007), presentan conclusiones similares. Sin embargo, Calero y Escardíbul (2007) muestran que las alumnas obtienen peores resultados en las pruebas de CS y MAT. En esta línea, un estudio desarrollado por el Banco Mundial (2008) encuentra que el sexo femenino surge como una de las variables predictivas más sólidas, negativas y significativas del desempeño en matemáticas de los estudiantes, en todos los países de América Latina. Conforme con los autores de la investigación, esta relación puede ser un factor de las prácticas y expectativas del aula, así como actitudes sociales y familiares hacia la educación de las niñas en general y de la enseñanza de matemáticas en particular.

Otras diferencias significativas en los puntajes promedios obtenidos por los estudiantes en las tres áreas evaluadas se aprecian para el grado al que asisten, el nivel educativo de los padres, la posesión de computadoras y la cantidad de libros en el hogar.

Una interesante brecha de rendimiento se registró entre estudiantes que asisten a establecimientos públicos y aquellos que concurren a establecimientos de gestión privada. En 2009, los alumnos de colegios privados independientes del control estatal presentan puntajes promedios mayores en 84, 76 y 65 puntos, en CL, CS y MAT, respectivamente. También, se constató la falta de significancia de la diferencia entre alumnos que concurren al sector privado con y sin control estatal. Además, en general, los estudiantes en establecimientos con una mayor proporción de mujeres (más de la mitad del alumnado), con más computadoras y ubicados en zonas urbanas (con más de 100000 habitantes) obtuvieron puntajes promedios más altos en las tres competencias.

**Gráfico 3**  
**Brechas de rendimiento en ciencia, lectura y matemática según características del establecimiento educativo por año. PISA 2000, 2006 y 2009.**



Nota: Para la construcción del intervalo de confianza del cambio temporal se consideró además del error estándar asociado a los puntajes promedios comparados computado con la técnica BRR, el denominado *linking error*.

Fuente: Elaboración propia con microdatos de PISA.

La interpretación de estas diferencias están presente en la literatura sobre pruebas PISA y no solo se constatan en la Argentina, sino también en otros países. Lo que permite ver el análisis que aquí se presenta es que la detección de brechas significativas, abre un interesante espacio para la reflexión, análisis y evaluación de las políticas públicas. Por ejemplo y de acuerdo a los resultados comentados previamente con relación al efecto positivo de la disponibilidad de computadoras en el hogar sobre el rendimiento académico, sugieren que políticas tales como el recientemente implementado Programa Conectar Igualdad<sup>18</sup> tendrían impacto en todas las competencias evaluadas por PISA. Este resultado, es uno de los pocos de los aquí evaluados, que se muestra robusto a las distintas especificaciones del modelo multivariado que se examina en detalle más adelante, en este mismo documento.

De los cambios en los puntajes de rendimiento en la Argentina, tal como pudo verse en el Cuadro 2, el único que tuvo un movimiento significativo fue el de CL. A continuación, en el Cuadro 3<sup>19</sup> puede examinarse más detalladamente en qué sectores o grupos de población este

<sup>18</sup> El Programa Conectar Igualdad es una iniciativa promovida por el gobierno nacional (Decreto 450/10), orientada a reducir las brechas digitales, educativas y sociales en toda la Argentina. La meta es entregar 3 millones de *netbooks* durante el período 2010-2012, a cada alumno y docente de educación secundaria de escuela pública, educación especial y de institutos de formación docente. Para detalles sobre el programa puede verse <http://www.conectarigualdad.gob.ar/>.

<sup>19</sup> Estrictamente, según los documentos metodológicos de PISA, hay comparaciones temporales que estrictamente no se pueden realizar entre las distintas pruebas. Por ello para las siguientes comparaciones en Ciencias y Matemáticas no están disponibles los denominados *linking errors*: 2000 vs 2006 y 2000 vs 2009. Los

descenso fue más importante. Claramente, el descenso fue más fuerte entre las mujeres, entre aquéllos cuyos padres tienen nivel educativo bajo (0 a seis años de educación) e intermedio y alto (de 12 años de educación y más), entre aquellos jóvenes que declaran tener más de 100 libros en el hogar, inmigrantes, residentes en hogares no nucleares, que asisten a colegios privados, y en cuyos establecimientos cuentan con elevada dotación de recursos no humanos (computadoras) y baja dotación de recursos humanos (docentes). Es probable que algunas de estas características estén correlacionadas entre sí, lo que se tratará más adelante en el análisis multivariado.

En los casos destacados en el párrafo precedente, el descenso del rendimiento fue superior a la media de 20,3 pP observada para el conjunto en CL y en el período 2000-2009, exclusivamente<sup>20</sup>. Pero si el criterio para juzgar la importancia del cambio se ubica por encima de los 10 pP sobre la media (es decir, los grupos que redujeron más de 30 pP el desempeño) quedan como muy importantes las reducciones experimentadas por los jóvenes cuyos padres tienen un nivel educativo muy bajo, inmigrantes, que concurren a establecimientos privados no dependientes del gobierno, con una razón computadoras por alumno elevada y con una muy baja relación estudiantes por docente. No obstante cabe destacar que los estudiantes de 10° año de escolaridad (grado modal) si bien experimentaron un descenso de 21 pP entre 2000 y 2009, tuvieron un aumento de 23 pP entre 2006 y 2009 que no logró compensar la fuerte retracción de 45 pP entre 2000 y 2006. Este grupo, 10° año de escolaridad, es muy importante por el volumen de alumnos evaluado que concentra, lo que hace que las calificaciones graviten de manera marcada en el promedio global.

---

cambios reportados en el Cuadro 3 para estas competencias en estos períodos deben interpretarse con precaución.

<sup>20</sup> Recuérdese que el puntaje en CL pasó de 418,6 a 398,3 entre 2000 y 2009.

**Cuadro 3**  
**Diferencias obtenidas en las tres pruebas PISA realizadas en Argentina entre 2000 y 2009**

Variable	2006 versus 2000			2009 versus 2006			2009 versus 2000		
	CL	CS	MAT	CL	CS	MAT	CL	CS	MAT
Todos	-44,9 (3,4)	-4,9 (0,5)	-6,3 (0,6)	24,5 (2,6)	9,6 (1,2)	6,8 (0,9)	-20,4 (3,0)	4,7 (0,8)	0,5 (0,1)
Género									
Varón	-48,4 (4,1)	-4,0 (0,4)	2,1 (0,2)	33,4 (3,3)	12,2 (1,4)	5,6 (0,7)	-15,0 (2,1)	8,2 (1,3)	7,7 (1,7)
Mujer	-38,9 (2,6)	-4,8 (0,4)	-13,7 (1,0)	16,1 (1,7)	7,2 (0,8)	8,0 (1,0)	-22,8 (3,3)	2,3 (0,4)	-5,7 (1,3)
Educación padres									
0-6	-68,3 (2,2)	-45,5 (1,3)	-65,9 (2,2)	16,9 (1,2)	19,3 (1,4)	33,4 (2,9)	-51,4 (5,0)	-26,3 (2,8)	-32,5 (4,3)
7-11	-38,8 (3,3)	-1,7 (0,2)	5,2 (0,6)	20,6 (2,1)	6,2 (0,8)	6,8 (0,9)	-18,2 (2,6)	4,4 (0,8)	12,0 (2,7)
12-16	-63,8 (4,4)	-21,7 (1,8)	-27,4 (2,3)	22,5 (2,1)	9,3 (1,0)	3,9 (0,4)	-41,3 (5,7)	-12,4 (1,8)	-23,6 (4,8)
17+	-56,2 (4,4)	-9,4 (0,9)	-25,6 (1,8)	26,7 (2,7)	9,5 (1,2)	5,7 (0,7)	-29,5 (4,1)	0,1 (0,0)	-19,9 (4,0)
Libros en el hogar									
Menos de 100	-45,2 (3,8)	-5,6 (0,6)	-9,2 (0,9)	24,6 (2,8)	9,6 (1,3)	7,5 (1,1)	-20,5 (3,1)	4,1 (0,7)	-1,6 (0,4)
Más de 100	-43,2 (3,3)	-18,3 (1,7)	-13,4 (1,1)	19,4 (1,7)	8,2 (0,8)	3,4 (0,3)	-23,8 (2,9)	-10,1 (1,4)	-10,0 (1,5)
Condición de migrante									
Inmigrante	-120,5 (4,0)	14,8 (0,4)	-22,3 (0,7)	73,9 (3,0)	6,5 (0,5)	19,4 (0,9)	-46,6 (1,4)	21,3 (0,6)	-2,9 (0,1)
No inmigrante	-43,7 (3,9)	-6,7 (0,6)	-6,8 (0,8)	23,3 (2,7)	10,0 (1,5)	7,4 (1,6)	-20,4 (1,8)	3,3 (0,4)	0,6 (0,1)
Grado al que asiste									
9°	-11,4 (0,9)	17,0 (1,5)	12,6 (1,2)	27,5 (2,5)	9,1 (0,9)	18,4 (1,8)	16,1 (1,2)	26,1 (2,0)	31,1 (2,9)
10°	-45,0 (4,0)	-6,2 (0,7)	-10,7 (1,1)	23,2 (2,3)	11,2 (1,4)	4,6 (0,5)	-21,8 (2,2)	5,0 (0,6)	-6,1 (0,7)
Tipo de establecimiento									
Público	-39,1 (3,6)	0,5 (0,1)	5,0 (0,6)	24,7 (2,8)	8,5 (1,3)	8,6 (1,5)	-14,4 (1,3)	9,0 (0,9)	13,6 (1,5)
Privado (ND)	-62,0 (2,9)	-26,0 (0,9)	-45,2 (1,6)	23,0 (0,9)	10,7 (0,4)	4,0 (0,2)	-39,0 (1,7)	-15,3 (0,8)	-41,1 (1,6)
Privado (D)	-42,4 (2,5)	0,1 (0,0)	-12,2 (0,8)	20,8 (1,4)	7,7 (0,8)	-1,5 (0,1)	-21,5 (1,2)	7,8 (0,5)	-13,7 (0,9)
Recursos materiales									
Razón alta	-61,4 (3,6)	-15,5 (1,0)	-22,9 (1,0)	-1,8 (0,1)	-17,3 (1,4)	-17,8 (1,0)	-63,3 (3,0)	-32,8 (1,8)	-40,6 (2,2)
Razón baja	-19,1 (1,7)	15,4 (1,4)	19,7 (2,1)	37,2 (4,1)	23,0 (3,1)	19,5 (3,6)	18,0 (1,6)	38,4 (4,0)	39,2 (4,0)
Recursos humanos									
Razón alta	-50,7 (3,5)	-10,6 (0,7)	-10,3 (0,7)	51,7 (4,1)	35,7 (3,6)	30,1 (3,7)	1,1 (0,1)	25,1 (2,0)	19,8 (1,5)
Razón baja	-52,3 (3,2)	-11,5 (0,7)	-13,9 (1,1)	13,4 (1,2)	-1,6 (0,2)	-2,1 (0,3)	-38,8 (2,1)	-13,0 (0,9)	-16,0 (1,0)

Nota: entre paréntesis se reportan los errores estándares computados considerando los *linking errors*. Para detalles ver texto.

Fuente: Ídem Cuadros 1 y 2.

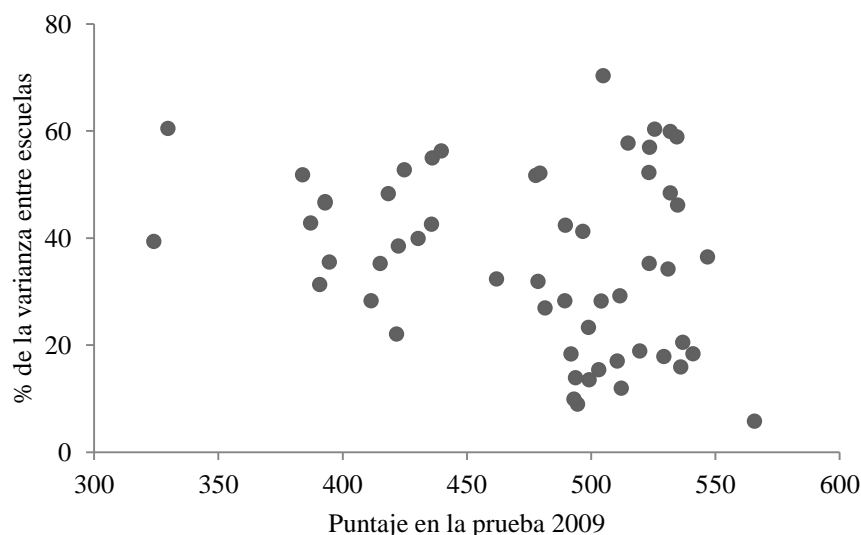
## V. Análisis multivariado

Hasta ahora se vio cómo diferentes variables tanto del alumno, como del hogar en el que habita, y del centro escolar al que concurre, ejercen efectos sobre el rendimiento escolar de los estudiantes de 15 años de la Argentina en las pruebas PISA realizadas en 2000, 2006 y 2009. Ahora se intentará determinar qué efecto ejerce cada una de las variables consideradas sobre el rendimiento, *ceteris paribus*; esto es, haciendo que otras variables que se sabe afectan el desempeño académicos de los estudiantes, permanezcan sin cambio. Para esto se utiliza la técnica de análisis multivariado denominada Regresión Multinivel (RMN).

### A. Diferencias entre escuelas y entre estudiantes

Tan importante resulta conocer las diferencias de rendimientos medios entre estudiantes (analizadas previamente), como la varianza o disparidad en dicho rendimiento pero entre escuelas. Una mayor dispersión da cuenta de una heterogeneidad y desigualdad educativa más elevadas desde el punto de vista de los resultados. Si bien el juicio de valor juega aquí un papel importante al momento de sentenciar si es preferible una desigualdad mayor o menor<sup>21</sup>, resulta claramente complicado discernir una relación entre la variabilidad encontrada a nivel global y el rendimiento promedio alcanzado en cada país. El Gráfico 4 muestra esta relación entre los puntajes medios de cada país participante en la prueba PISA 2009, y la proporción de la varianza explicada por la diferencias entre escuelas. La relación, con alta dispersión especialmente en los valores cercanos a 500, sugiere que los países con más elevado rendimiento son, a la vez, los países más igualitarios, al menos en lo que se refiere al rendimiento entre centros escolares.

**Gráfico 4**  
Relación entre el puntaje obtenido en la prueba PISA de 2009 y el porcentaje de la varianza entre escuelas. Países del mundo



Fuente: Construcción propia con los microdatos de PISA 2009.

La descomposición de la varianza total del rendimiento de los jóvenes en dos partes (la debida principalmente a diferencias entre estudiantes y la debida a la diferencias entre centros escolares o escuelas), ayuda a comprender mejor la organización de los sistemas educativos y

<sup>21</sup> En el sentido que mayor desigualdad implica también mayor diversidad en diferentes dimensiones (por ejemplo, cultural).

a diseñar políticas públicas orientadas al sector. Así, por ejemplo, Finlandia, uno de los países con más elevado rendimiento educativo del mundo, arroja la menor diferencia entre escuelas de todos los países incluidos en las pruebas PISA. Sólo el 5,8% de las diferencias en CL en 2009 está explicado por las disparidades entre escuelas. Esta proporción es la más baja de la comparación internacional, aunque ha aumentado levemente respecto de la del año 2000, donde la participación del factor escuela en las diferencias era del 5%.

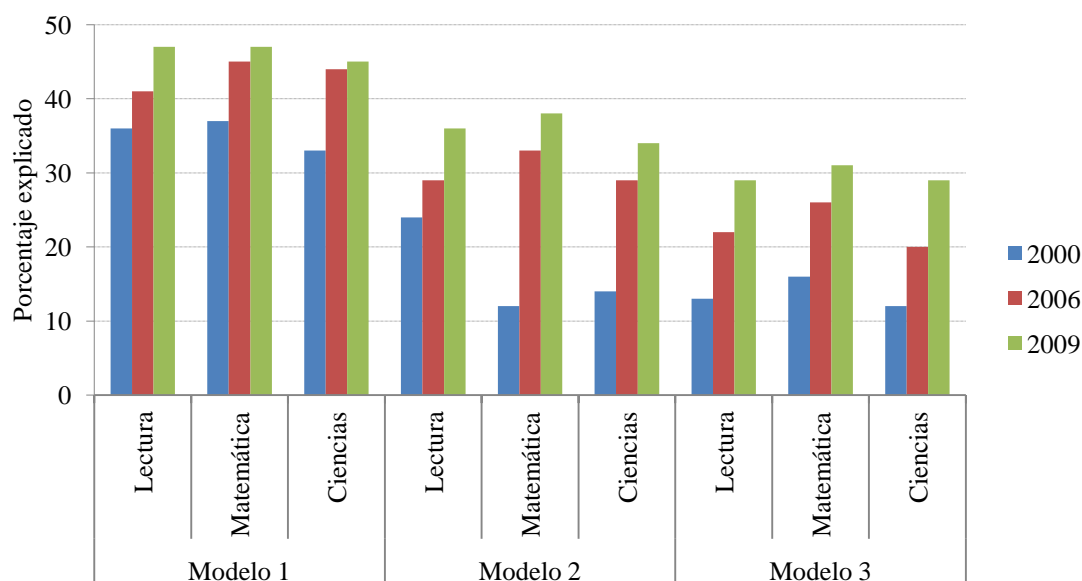
Los sistemas educativos de algunos países similares a Finlandia muestran escasa o nula diferenciación institucional, mientras que en otros, como Hungría, este factor explica algo más del 60% de las diferencias de las calificaciones obtenidas por los adolescentes. No obstante en aquellos países que arrojan una diferenciación pronunciada en el rendimiento entre escuelas, pueden hallarse situaciones que responden a causas diversas. Por ejemplo, la diferenciación puede ser buscada deliberadamente por algún motivo; o bien, puede obedecer a factores no buscados e inaceptables desde la perspectiva de la justicia social. En efecto, ocurre que en algunos países la escasa diferenciación institucional obedece a la intención de proporcionar a todos los alumnos oportunidades de aprendizaje similares. En cambio, en otros países las diferencias entre escuelas responden a la diversidad que lleva a dividir a los alumnos entre centros o entre clases dentro de un mismo centro, con el fin de atender a necesidades específicas definidas en función de sus posibilidades académicas o sus intereses por programas específicos. En muchos países existe una combinación de los dos métodos. Pero puede ocurrir que se encuentren diferencias importantes en los niveles de rendimiento entre escuelas debido a las características socioeconómicas y culturales de las comunidades a las que atienden o a diferencias geográficas (disparidad entre regiones, provincias o Estados, en el caso de sistemas federales, o entre áreas rurales y urbanas). Los niveles de rendimiento que alcanzan los alumnos pueden variar entre unos centros y otros también por diferencias socioeconómicas de los alumnos, lo que estaría motivado por una segmentación del sistema educativo, ciertamente muy difícil de cuantificar.

El Gráfico 5 muestra el porcentaje de las diferencias de rendimiento de la Argentina que puede ser explicado por las disparidades entre escuelas. Este porcentaje surge de estimar distintos modelos multivariantes desde una versión ingenua que no incluye ningún factor explicativo, hasta el modelo que incluye determinantes individuales y familiares. Como puede verse ahí, la proporción de la varianza en los puntajes explicada por las diferencias entre escuelas se reduce ostensiblemente a medida que se agregan variables explicativas al modelo. Los extremos se encuentran en las pruebas de competencias en CS en el año 2009 (53%) para el modelo básico (ingenuo) y las pruebas en CS del año 2000 (12%) para el modelo 3 (el más completo de todos). Esta es una evidencia bastante clara de segmentación del sistema educativo argentino, en las que las diferencias entre escuelas estarían reflejando condiciones socioeconómicas distintas tanto a nivel individual como familiar (Krüger, 2011). Luego de controlar factores individuales, familiares y escolares, en términos de varianza entre escuelas, la Argentina (con un 29%) termina ubicado en una posición similar a la de Luxemburgo sin controles (29,2%)<sup>22</sup>.

---

<sup>22</sup> Se dice “termina” queriendo significar luego de controlar por los factores incluidos en las RMN.

**Gráfico 5**  
**Diferencias de rendimiento explicada por diferencias entre escuelas según modelos**



Fuente: Construcción propia con los microdatos de PISA .

Para contar con un parámetro de comparación, en la prueba PISA 2006, las diferencias en el rendimiento de los jóvenes de 15 años entre centros, representan, en promedio, en los países de la OECD, el 33 % de la varianza media entre alumnos. En República Checa, Austria, Hungría, Países Bajos, Bélgica, Japón e Italia, así como en los países asociados Eslovenia, la Argentina y Chile, la proporción que representa la varianza entre centros es más de una vez y media el promedio de la OECD. En Alemania y en el país asociado Bulgaria, la variación del rendimiento explicada por diferencias entre los centros es muy amplia, aproximadamente el 66% (OECD, 2007). Cuando existe una variación importante en el rendimiento entre centros y una variación menos importante entre alumnos de un mismo centro, los estudiantes tienden a estar agrupados en centros en los que los demás alumnos alcanzan niveles de rendimiento similares al suyo. Esto puede ser consecuencia de la elección del centro por las familias o de los lugares de residencia, y también de políticas sobre matriculación o asignación de estudiantes a distintos planes en forma de itinerarios o trayectorias. También puede atribuirse parte de la varianza a las políticas y prácticas de los administradores escolares y los profesores.

En la mayoría de los países, la varianza en el rendimiento de los jóvenes entre establecimientos educativos observada en 2006 es similar a la obtenida en anteriores evaluaciones PISA, aunque hay algunas excepciones notables. En Polonia, se produjo un descenso acusado en la varianza entre centros entre los años 2000 y 2003: se pasó de un 50,7 % de la variación media total en la zona OECD en rendimiento escolar (la mayor proporción de la cual se debía a los diferentes itinerarios de los centros) a un 14,9 %. En el año 2006, varianza entre centros en Polonia representó el 12,2 % de la variación media total en rendimiento escolar. Los investigadores han asociado este resultado con la reforma estructural llevada a cabo en el sistema educativo polaco en 1999 que lo convirtió en un sistema más integrado y descentralizado (OECD, 2007). En la Argentina, como puede verse en el Gráfico 5, el porcentaje de la disparidad en los rendimientos explicada por las diferencias entre escuelas parece haber aumentado entre 2000 y 2009. Además, el aumento parece haber sido monótono considerando los años 2000, 2006 y 2009. Al mismo tiempo lo anterior se cumple en los tres modelos estimados.



## **B. Determinantes individuales, familiares y escolares**

En este apartado se analizarán, primero, los factores personales, familiares y escolares que impactan en el desempeño académico de los estudiantes argentinos (acápite B.1). El apoyo empírico de lo que aquí se afirma se encuentra en las Tablas 2a, 2b y 2c del Apéndice de Tablas, donde se muestran los resultados de las regresiones multinivel estimadas para las tres competencias evaluadas por PISA en la Argentina: 2000, 2006 y 2009. Luego de examinar la evolución temporal de los parámetros que resultan de estas estimaciones, se analizará con más detalle el año 2009 (y muy especialmente la competencia en Comprensión Lectora) para el cual se aprecian reducciones de las calificaciones promedio con relación al 2000. Esto corresponde a lo que se llamó aquí segunda parte (o acápite B.2) y cuyo respaldo numérico se encuentra en las Tabla 3 del Apéndice de Tablas.

### *B.1. Resultados del período 2000-2009*

Para realizar el estudio comparativo temporal se han incluido en las RMN sólo aquellas variables que permitían estimar una regresión idéntica para los tres años. Es por eso que recién en el acápite siguiente se profundiza lo ocurrido en el año 2009, separadamente, sumando otras variables disponibles en la base de datos. Así, para el examen temporal se comenzará mencionando los hallazgos más robustos a juzgar por la permanencia en el tiempo del poder explicativo de la variable correspondiente.

Del conjunto de variables explicativas usadas en las regresiones –y cuya descripción sucinta se presenta en la Tabla 1 del Apéndice de Tablas<sup>23</sup>–, la más importante quizá es la de asistir al décimo año de escolaridad formal. Nótese que, en 2009, el diferencial correspondiente a esta variable dicotómica es de casi 40 pP en CL, de 44 puntos en CS y de 36 en MAT. La interpretación de este parámetro es la siguiente: a igualdad de todos los demás factores incluidos en las regresiones, un joven de 15 años que asiste al 10º año tiene una calificación promedio muy superior a la de uno, idéntico en todo, pero que asiste a otro grado: 7º, 8º, 9º u 11º. Este resultado es muy importante dado que, como puede verse en el análisis descriptivo (Cuadro 2) y en la Tabla 1, la proporción de jóvenes que asisten al 10º año ha estado disminuyendo fuertemente a lo largo del tiempo en la Argentina. Así, en el año 2009, sólo un 57% de los jóvenes de 15 años se encontraba en el 10º año de estudio, contra un 70% que lo hacía en el año 2000. Otras investigaciones que evalúan el efecto del curso en el que están los estudiantes al momento de realizar la evaluación encuentran resultados similares. En efecto, Calero et al. (2007) observan un impacto negativo de asistir a cursos inferiores al correspondiente a los 15 años sobre el rendimiento en matemática de los estudiantes españoles en la prueba PISA 2003. Como señalan en otro estudio Calero et al. (2010), estos resultados son de interés, entre otras razones, porque la repetición de cursos está correlacionada positivamente con el fracaso escolar, poniendo de manifiesto la complicada situación educativa que afrontan los alumnos que se atrasan en el sistema<sup>24</sup>. Sin embargo, conforme advierten los autores, no puede distinguirse en qué medida la repetición de curso es una causa del incremento en el riesgo de fracaso escolar o una consecuencia de que el alumno ya tuviera, previamente a la repetición, un mayor riesgo de fracaso, de forma tal que la repetición estaría señalizando a los estudiantes con mayor riesgo.

Gran robustez temporal presenta también el número de libros en el hogar. Aquellos jóvenes que residen en hogares que cuentan con una cantidad de libros que oscilan entre 101 y 500,

---

<sup>23</sup> En adelante se hará mención solamente al número de tabla sin mencionar que se encuentran en el Apéndice.

<sup>24</sup> Más adelante, al profundizar en los determinantes del rendimiento correspondientes al año 2009 se verá la importancia de la repitencia en la calificación obtenida por los alumnos.

tienen un rendimiento significativamente más elevado que aquellos que viven en hogares con 10 libros o menos (categoría de referencia). Las diferencias van desde un incremento mínimo de 16 pP (MAT, 2006), a un máximo de 47 pP (CS, 2000), verificándose en MAT el efecto más fuerte para el año 2009: casi 31 pP. También para 2009, un número mayor de libros (más de quinientos), aparece como fuertemente significativo. Esta variable ha mostrado tener un buen poder explicativo y es cada vez más usada en las investigaciones sobre rendimiento educativo de los estudiantes (Cid y Rossi, 2012).

El sexo tiene también un efecto importante en el rendimiento escolar, favoreciendo a las mujeres en CL y en CS (en esta última sólo marginalmente), y a los varones en MAT. El mejor rendimiento masculino en MAT y femenino en CL, son resultados que han sido reportados otras investigaciones sobre desempeño académico (Banco Mundial, 2008). Además la ventaja femenina se aprecia también usando otro tipo de bases de datos, otros indicadores (número de materias aprobadas por ejemplo) y otros niveles de enseñanza en la Argentina (por ejemplo Di Gresia y Porto, 2004, entre muchos autores más). Sin embargo, la estabilidad en el tiempo del parámetro estimado, como así también de la proporción de varones (o mujeres) en la muestra, sugiere que no es ésta una buena candidata a explicar los cambios ocurridos temporalmente.

Es interesante analizar el impacto relativo del sexo sobre el desempeño académico en las tres competencias evaluadas por PISA. Se aprecia que el menor desempeño de varones en CL es un poco más marcado (en valor absoluto) que la mayor calificación que obtienen éstos en comparación con las mujeres en MAT (y en CS). Justamente, la significatividad en CS es favorable a los varones y aparece recién en el año 2009, pero con un impacto exiguo en la calificación obtenida por los jóvenes. Este resultado no está en línea con la literatura internacional (Calero y Waisgrais, 2009) aunque no parece merecer un examen profundo por lo marginal del aporte.

Entre las variables robustas relacionadas con la escuela, se destaca el tamaño del establecimiento, medido por el logaritmo del número de alumnos matriculados. Los resultados sugieren que a igualdad de los demás determinantes del rendimiento (principalmente del género del estudiante, del grado al que asiste y del nivel educativo de sus padres), los jóvenes que concurren a establecimientos de mayor tamaño tienen un rendimiento mayor que aquellos que lo hacen a establecimientos más pequeños. Debe decirse sin embargo que el impacto del tamaño va disminuyendo con el paso del tiempo, y muy especialmente en CL y MAT, siendo la primera, la que interesa más a los objetivos del presente estudio. Esto hace que su papel en el proceso interpretativo de los cambios temporales sea menor.

Hay otros hallazgos que si bien no muestran la robustez temporal de los anteriores, merecen ser comentados. Tal es el caso de ciertas variables que con el paso del tiempo, cobraron importancia creciente; o de aquéllas otras que redujeron su poder explicativo en el período. Entre las primeras aparecen muy claramente el nivel educativo de los padres (impacto positivo), la edad (positivo), el disponer de al menos una computadora en el hogar (impacto positivo), y el asistir a una escuela rural (negativo). El disponer de al menos una computadora en el hogar resulta particularmente relevante, dado el aumento en la proporción de hogares que en la última medición cumple con esta situación. Así, mientras que en el año 2000 el porcentaje de hogares que contaba con al menos una computadora en el hogar era del 47%, en 2009 ese porcentaje aumentó al 67%. Por su parte, entre las variables que perdieron poder explicativo se encuentran: la proporción de mujeres en la matrícula escolar del establecimiento y la razón computadoras por alumno. La caída del poder explicativo de la razón computadoras por alumno en la escuela contrasta claramente con el peso creciente de las computadoras en el hogar.

En una investigación publicada recientemente (Claro *et al.*, 2011) muestran que los sistemas escolares de América Latina que participan en las evaluaciones PISA, han logrado compensar en parte las desigualdades de acceso a las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) en el hogar, ofreciendo acceso amplio a ellas en las escuelas, en un contexto de penetración que sólo alcanza la mitad de los hogares y que se concentra en aquellos de mayores ingresos. Los autores muestran también que a pesar de este logro, la oportunidad real de usar las TIC de manera frecuente y cotidiana sigue siendo mayor en los hogares que en las instituciones escolares, donde aún las computadoras son insuficientes en relación al número de alumnos y no todas tienen conexión a internet. Ese mismo estudio muestra la brecha que separa a los países de la región con los de Europa, tanto en la disponibilidad de computadoras como en el acceso a internet, y la disminución de la disparidad entre 2000 y 2009. Éste puede ser uno de los factores más importantes para entender las diferencias de puntajes obtenidas por los alumnos en los países de América Latina comparados con los alumnos de la OECD.

Para resumir lo dicho hasta aquí, entre los resultados relevantes para el logro de los objetivos del presente estudio, caben destacar el aumento en el efecto que la edad produce en el desempeño académico de los estudiantes, acompañado de un mayor impacto de la educación de los padres, de la disponibilidad de al menos una computadora en el hogar, y de la importancia creciente, en valor absoluto de los efectos de la asistencia a una escuela pública y de la residencia rural.

### *B.2. Una exploración más detallada usando PISA 2009*

En este acápite se pretende profundizar el análisis de dos preguntas: la primera tiene que ver con el papel que juega la repitencia en el rendimiento académico; y la segunda se relaciona con los aspectos del uso de las TIC tanto en el hogar como en la escuela. Para ello se ha ampliado el modelo explicativo multinivel de 2009, año para el cual se contaba con información pertinente.

En la Tabla 3 se aprecia que el concurrir a grados superiores aumenta fuertemente la calificación, comparado con la concurrencia a grados inferiores, siendo particularmente importante el impacto que el grado produce en comprensión lectora. Esto puede verse al aumentar el número de *dummies* necesarias para analizar el efecto que produce el grado al que concurre el adolescente de 15 años evaluado por PISA. También puede comprobarse en la misma tabla que la repitencia por primera vez ejerce un efecto negativo en la calificación promedio, lo que no ocurre con la reincidencia: el haber repetido el grado más de una vez no genera una diferencia significativa respecto al no haberlo hecho nunca.

Una variable que se ha incluido en el modelo estimado sólo para 2009 y que no ha sido considerada en la comparación temporal es la ayuda remedial recibida en lectura. Los jóvenes que declararon haber contado con ayuda para superar obstáculos en comprensión lectora (notas inadecuadas o insuficientes, por ejemplo) tuvieron un desempeño inferior al promedio.

En las tres competencias desaparece el poder explicativo de las variables relacionadas con la escuela y conserva el poder explicativo la conexión a Internet. Para casi todas las competencias, conservan su poder explicativo el sexo, el nivel económico social de la familia del estudiante, el grado al que concurre, la repitencia y la disponibilidad de computadora en el hogar. El porcentaje de la varianza explicado por las diferencias entre escuelas no se modifica sustancialmente, respecto a los modelos básicos discutidos precedentemente, situándose en torno al 25% en promedio (27% para CL y MAT; 23% CS).

### *C. Descomposición del cambio en el rendimiento académico*

En la Cuadro 4 se reportan los resultados de la descomposición no paramétrica del cambio ocurrido entre 2000 y 2009 en el puntaje promedio de los estudiantes en el *common support* y con información sobre el conjunto de características consideradas<sup>25</sup>. Conforme puede observarse, para los 5 valores plausibles, el puntaje promedio simulado para los estudiantes del 2009 es significativamente mayor que el puntaje efectivamente observado en el 2009. Este es el rendimiento que obtendrían si sus características individuales y las del establecimiento educativo al que asisten fueran similares a las presentadas por aquellos que rindieron la evaluación en el 2000. Así, el resultado promedio para los 5 valores plausibles indican que el puntaje medio obtenido por los estudiantes evaluados en PISA 2009 y con características en el *common support* es 409. En tanto que, el puntaje medio simulado que hubieran alcanzado si sus características fueran similares a las de los alumnos evaluados en el 2000 es 442. Es decir que, para los estudiantes en el *common support*, el cambio en el puntaje promedio ocurrido entre 2000 y 2009 debido a modificaciones en las características individuales y del establecimiento educativo al que asisten, manteniendo constante sus retornos, es de 34 puntos, más del doble del cambio observado de 15 puntos.

**Cuadro 4**  
**Descomposición del cambio en el rendimiento entre 2000 y 2009 para estudiantes con características en el *common support***

Valores plausibles	Puntaje promedio observado		Cambio total	Puntaje promedio simulado manteniendo constantes las características	Cambio explicado por diferencias en retorno a las características		Cambio por diferencias en las características	
	2000	2009			Total	En %	Total	En %
1	421,89	408,10	-13,79	442,82	20,93	-152%	-34,72	252%
2	424,60	408,67	-15,93	443,09	18,49	-116%	-34,42	216%
3	425,07	408,50	-16,57	441,06	15,99	-96%	-32,56	196%
4	423,56	409,22	-14,34	443,10	19,54	-136%	-33,88	236%
5	424,33	409,02	-15,30	442,16	17,84	-117%	-33,14	217%
<b>Promedio</b>	<b>423,89</b>	<b>408,70</b>	<b>-15,19</b>	<b>442,45</b>	<b>18,56</b>	<b>-123%</b>	<b>-33,74</b>	<b>223%</b>

Fuente: Cálculos propia con microdatos de PISA.

Los resultados obtenidos indican entonces que la caída en el rendimiento ocurrida entre 2000 y 2009 no sólo es explicada totalmente por las diferencias en las características de los estudiantes evaluados, sino que los cambios en el retorno a estas características, en su conjunto, tuvieron un efecto totalmente opuesto. En efecto, si la composición del conjunto de estudiantes no hubiera variado entre 2000 y 2009, el puntaje promedio no sólo no hubiera caído sino que, como resultado del cambio en el impacto de las características en el rendimiento, se hubiera incrementado considerablemente en, aproximadamente, 18.6 puntos en promedio. Esta diferencia surge de comparar el puntaje promedio alcanzado por los alumnos en PISA 2000 en el *common support* (424) con el puntaje promedio simulado que hubieran obtenido si sus características permanecían constantes (442). Esta diferencia no explicada por modificaciones en las características, es atribuida a cambios en los retornos o impacto que ellas tienen en el rendimiento de los estudiantes.

<sup>25</sup> Las características individuales consideradas son sexo, edad, grado al que asiste, educación de los padres (años de escolaridad), condición de inmigrante, disponibilidad de computadoras y libros en el hogar. Las características del establecimiento educativo incluidas son gestión pública/privada dependiente o no del estado, proporción de mujeres en el alumnado, ubicación rural/urbana (pueblo o ciudad), ratio alumnos-docentes, tamaño de la escuela.

## VI. Conclusiones y consideraciones finales

De la evaluación descriptiva realizada en la primera aproximación a los datos surgen dos puntos relevantes: a) en el período 2000-2009 el desempeño académico de los jóvenes argentinos sólo se redujo significativamente en Comprensión Lectora, habiéndose producido la caída entre 2000 y 2006 y luego un aumento entre este año y 2009; b) en el año 2000, esta competencia obtuvo una calificación inusualmente elevada, y es precisamente ese año el que se usa para monitorear los desempeños posteriores de los estudiantes argentinos. Si se analiza el período 2006-2009 no puede rechazarse la hipótesis de ausencia de cambios (esto es, ni mejoras, ni retrocesos) en Ciencias y Matemáticas. A lo sumo podría afirmarse que la Argentina no mejoró como lo hicieron otros países de la región, lo que debería ser el foco para las políticas públicas y se convierte en el principal interrogante de la presente investigación.

¿Qué es lo que explica esta ausencia de cambios a pesar de los esfuerzos económicos y técnicos-pedagógicos que hizo la Argentina en el período para mejorar cobertura y calidad educativas? Se pudo ver que la diferencia entre escuelas sigue siendo un determinante de peso del desempeño académico. Del análisis multivariado surge que el efecto (negativo) de los establecimientos públicos y de las escuelas rurales sobre el desempeño académico, fue más fuerte en 2009 que en 2000. A la vez, estos establecimientos ganaron peso en el porcentaje de alumnos que congregan. A nivel individual pudo constarse el fuerte poder explicativo del estrato socioeconómico de la familia en el desempeño, especialmente en el año 2009. Quedaría por examinar más detalladamente de qué estratos socioeconómicos provienen los jóvenes que ingresaron al sistema educativo. Esto tiene mucha importancia porque en los últimos años se implementaron diversas políticas públicas, como el programa Asignación Universal por Hijo, que quizá impactaron, aumentando la asistencia escolar.

Pudo haber contribuido también a la ausencia de mejoras en el rendimiento académico, el cambio ocurrido en la estructura de la asistencia escolar por grado. Así, se constató el fuerte y positivo efecto que produce sobre el desempeño estar cursando el 10<sup>mo</sup> año de escolaridad, y se registró también la reducción de dicho efecto entre 2000 y 2009. Pero lo más importante es la caída en el porcentaje de alumnos que concurren a este grado: mientras que en 2000 más del 70% de los alumnos encuestados se congregaban en dicho grado, en 2009 dicho porcentaje fue del 57%. Un tema a indagar en futuros estudios se refiere a las razones que explican esta modificación profunda en la estructura de la asistencia escolar. Los indicios sobre los posibles factores explicativos se relacionan con la entrada en vigencia en 2006 de una nueva ley de educación que otorga autonomía relativa a las jurisdicciones para organizar sus sistemas provinciales de la manera más conveniente<sup>26</sup>. Además se debe tener en cuenta el ya mencionado posible retorno de los jóvenes que quedaron fuera del sistema educativo después de la gran crisis económica 2001-2002. Existe evidencia de aumentos en la tasa de sobre-edad y de repitencia, variables que directa o indirectamente, comportaron un fuerte poder explicativo del desempeño académico en 2009 (Gráfico A2, Apéndice de Gráficos). El análisis de descomposición no paramétrica realizado aporta evidencia empírica a favor de esta hipótesis de cambios en la composición de la muestra.

Todos estos factores pudieron haber reducido el rendimiento global, cosa que no sucedió por la concurrencia de un conjunto de hechos: aumentó fuertemente el porcentaje de hogares con al menos un ordenador, y el porcentaje de establecimientos con equipos informáticos conectados a Internet. La literatura muestra que las TIC son un factor decisivo del desempeño académico.

---

<sup>26</sup> Dentro del marco normativo que establece el Consejo Federal de Educación, una institución que la nueva ley conserva de su predecesora.

En este estudio se vio que las variables que las representan subsumen el efecto de otras correlacionadas con éstas (escuelas públicas/privadas; zonas rurales/urbanas). Pero más importante parece haber sido la disponibilidad de ordenadores para el trabajo educativo, ya que el efecto más importante se detectó en aquellos hogares con dos ordenadores. Así es que aquellas políticas públicas orientadas a proveer a los estudiantes de bajos recursos de máquinas y de acceso a Internet (como el programa Conectar Igualdad, implementado en el país en 2010) serían un excelente complemento de la política educativa inclusiva, y de otras políticas sociales que actúan sobre la asistencia escolar.

## Referencias

- Abadie, A.; Drukker, D.; Herr, J. y Imbens, G. (2004). "Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata" *The Stata Journal*, 4(3): 290-311.
- Abdul-Hamid, H. (2007). "Assessing Argentina's preparedness for the knowledge economy: Measuring student knowledge and skills in reading, mathematical and scientific literacy, evidence from PISA 2000" Artículo presentado en la Conferencia: *The Quality of Education in Latin America and the Caribbean*, Ciudad de México.
- Banco Mundial (2008). *La calidad de la educación en Colombia: un análisis y algunas opciones para un programa de política*. Documento de Trabajo del Banco Mundial, Washington D. C.
- Barsky, R.; Bound, J.; Charles, K. y Lupton, J. (2002). "Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach" *Journal of the American Statistical Association*, 97(459), 663-673.
- Bentancur, N. (2007). "Education reform and school performance. Some thoughts on the experiences of Argentina, Chile and Uruguay" *Cuadernos CLAEH*, vol. 3, Montevideo.
- Betts, J. y Morell, D. (1999). "The determinants of undergraduate Grade Point Average. The relative importance of family background, High School Resources, and peer group effects" *The Journal of Human Resources*, 34(2): 268-293.
- Blinder, A. (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates" *Journal of Human Resources* 8(4): 436-455.
- Calero, J. y Escardíbul, J. (2005). "Financiación y desigualdades en el sistema educativo y de formación profesional de España", en Navarro, V. (coord.): *La situación social de España*. Biblioteca Nueva- Fundación Largo Caballero, Madrid: 337-384.
- Calero, J. y Waisgrais, S. (2009). "Factores de desigualdad en la educación española. Una aproximación a través de las evaluaciones de PISA" *Papeles de Economía Española*, 119: 86-98.
- Calero, J.; Choi, A. y Waisgrais, S. (2010). "Determinantes del riesgo de fracaso escolar en España: una aproximación a través de un análisis logístico multinivel aplicado a PISA-2006" *Revista de Educación*, número extraordinario: 225-256.
- Calero, J.; Escardíbul, J.; Waisgrais, S. y Mediavilla, M. (2007). *Desigualdades socioeconómicas en el sistema educativo español*. Colección: Investigación N°176 del Centro de Investigación y Documentación Educativa (CIDE), Ministerio de Educación y Ciencia, España. Madrid.
- Camarata, S. y Woodcok, R. (2006). "Sex differences in processing speed: Developmental effects in males and females" *Intelligence*, 34: 231-320.
- Carella, L. (2009). "Educación universitaria: medición del rendimiento académico a través de fronteras de eficiencia" *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Mendoza.
- Cid, A. y Rossi, M. (2012). *Giving a Second Chance: An After School Program in a Shantytown Interacting with Parents' Type*. Ponencia presentada en la Reunión Anual de la Network of Inequality and Poverty (NIP), Capítulo de Uruguay. Montevideo, junio.

- Claro, M; Espejo, A.; Jara, I.; y Trucco, D. (2011). *Aporte del sistema educativo a la reducción de las brechas digitales. Una mirada desde las mediciones PISA*. CEPAL, Documento de Proyecto. Santiago de Chile, diciembre.
- Delich, A.; Iaies, G.; Savransky, N. y Galliano, M. (2009). “Análisis del informe de resultados del ONE 2007. Hacia un nuevo debate de los resultados de las evaluaciones de calidad educativa en la Argentina” Centro de Estudios en Políticas Públicas.
- Di Gresia, L.; Fazio, M.; Porto, A.; Ripani, L. y Sosa Escudero, W. (2005). “Rendimiento y productividad de los estudiantes. El caso de las universidades públicas argentinas”, en Porto, A. (ed.): *Economía de la Educación Universitaria: Argentina, Brasil y Perú*, Editorial Universidad de la Plata, La Plata.
- Di Gresia, L.; Porto, A. y Ripani, L. (2002). *Rendimiento de los estudiantes de las universidades públicas argentinas*. Documento de Trabajo N° 45, Departamento de Economía, Universidad Nacional de La Plata.
- Di Gresia, L. y Porto, A. (2004). *Dinámica del Desempeño Académico. Seguimiento de la cohorte 2000 de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata*. Documento de Trabajo N° 49, Departamento de Economía, Universidad Nacional de La Plata.
- DINIECE (Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, s/f): *Definiciones básicas para la producción de estadísticas educativas*. Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología, Buenos Aires.
- Ferreira, F. y Gignoux, J. (2008). *The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America*. Policy Research Working Paper Series 4659, The World Bank, Washington D. C.
- Ferreira, M. (2007). *Determinantes del desempeño universitario: Efectos heterogéneos en un modelo censurado*. Tesis de Maestría. Maestría en Economía, Universidad Nacional de La Plata.
- Formichella, M. (2010). “Equidad educativa en Argentina: análisis desde la perspectiva de los resultados educativos” En Mancebón-Torrubia, M.; Ximénez-de-Embún, D.; Gómez-Sancho, J. y Giménez, E. (eds.): *Investigaciones de Economía de la Educación*, vol. 5, Asociación de Economía de la Educación: 583-604.
- Frölich, M. (2003). “Propensity score matching without conditional Independence assumption with an application to the gender wage gap in the UK”, Department of Economics, University of St. Gallen.
- González, J. y San Martín, E. (2009). “Rendimiento en la prueba PISA: ¿Es posible entender los alcances y límites de las comparaciones entre países?” *Informe Técnico MIDE UC IT0902*.
- Guiso, L.; Monte, F.; Sapienza, P. y Zingales, L. (2008). “Culture, gender and math” *Science*, 380(5880): 1164-1165.
- Hahn, J. (1998). “On the Role of the Propensity Score in Efficient Semiparametric Estimation of Average Treatment Effects” *Econometrica*, 66: 315-331.
- Heckman, J.; Ichimura, H. and Todd, P. (1997). “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme” *Review of Economic Studies*, 64: 605-654.



- Hirano, K.; Imbens, G. y Ridder, G. (2003). "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score" *Econometrica*, 71: 1161-1189.
- Krüger, N. (2011). "La segmentación educativa en Argentina: Exploración empírica en base a PISA 2009" *Investigaciones de Economía de la Educación*, vol. 6, Asociación de Economía de la Educación: 135-155.
- Lechner, M. (1999). "Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification" *Journal of Business and Economic Statistics*, 17: 74-90.
- Martínez Arias, R. (2006). "La metodología de los estudios PISA" *Revista de Educación*, número extraordinario: 111-129.
- MECyT (2004). "Programme for International student Assessment. Informe Nacional República Argentina", Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa (DiNIECE), Buenos Aires.
- MECyT (2010). *PISA 2009, Programme for International Student Assessment. Argentina. Resumen ejecutivo*. Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa (DiNIECE), Buenos Aires.
- MECyT (2012). *Operativo Nacional de Evaluación 2010 2º/3º año de la Educación Secundaria. Informe de Resultados*. Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa (DiNIECE), Buenos Aires.
- Mora, R. (2008). "A nonparametric decomposition of the Mexican American average wage gap" *Journal of Applied Econometrics*, 23(4): 463-485.
- Ñopo, H. (2003). "Matching as a tool to decompose wage gaps", Middlebury College Economics Discussion paper N° 04-06.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets" *International Economic Review* 14(3): 693-709.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD, 2007). *PISA 2006. Science competencies for tomorrow's world*, Vol. 1, París: OECD.
- Porto, A. (ed.) (2007). *Mecanismos de admisión y rendimiento académico de los estudiantes universitarios. Estudio comparativo para estudiantes de Ciencias Económicas*, Editorial de la Universidad de La Plata, La Plata.
- Rodrigo, L. (2006a). "Argentina en el estudio PISA 2000", XI Conferencia de Sociología de la Educación: Convergencia con Europa y cambio en la universidad, Santander.
- Rodrigo, L. (2006b). "La eficacia de las escuelas públicas y privadas en Argentina. Un análisis a partir de los datos del estudio PISA", I Simposio del PENS/EDU: Políticas educacionales y gestión de sistemas escolares.
- Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects" *Biometrika* 70(1), 41-55
- Santos, M.E. (2007). "Calidad de la educación en Argentina: Determinantes y distribución utilizando los resultados de PISA 2000", *Bienestar y Política Social*, vol. 3, No. 1, pp.79-109.
- Terrail, J. (1992). "Destins scolaires de sexe: une perspective historique et quelques arguments" *Population*, 47: 645-676.

- UNESCO (1998). *Primer Estudio Internacional Comparativo sobre Lenguaje, Matemática y Factores Asociados en Tercero y Cuarto Grado*. Santiago: Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE).
- UNESCO (2008). *Los aprendizajes de los estudiantes de América Latina y el Caribe. Primer reporte de los resultados del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo*. Santiago: Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE).
- Valenzuela, J. P.; Gómez, G. y Sotomayor, C. (2012): *The role of Reading engagement in a case of national achievement improvement: Analysis of Chilean results in PISA 2001-2009*. Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile, Documento de Trabajo N° 36. Santiago, noviembre.
- Warm, T. (1989). "Weighted likelihood estimation of ability in the item response theory" *Psychometrika*, 54: 427-450.

## Apéndice de Tablas

**Tabla 1**  
**Definición de las principales variables y medias muestrales para cada año**

Significado, unidad de medida	2000	2006	2009
<b>Características del estudiante y de su familia</b>			
Edad, en años cumplidos.	15,776	15,683	15,696
Sexo, Varón = 1	0,437	0,471	0,463
Nivel educativo de los padres, años de escolaridad.	11,413	12,072	12,460
Libros en el hogar, 0-10 = 1	0,307	0,314	0,279
Libros en el hogar, 11-100 = 1	0,489	0,525	0,533
Libros en el hogar, 101-500 = 1	0,160	0,134	0,159
Libros en el hogar, más de 500 = 1	0,044	0,028	0,030
Estudiante nacido en el país, Sí = 1	0,992	0,986	0,981
Concorre al 10 <sup>a</sup> año de educación, Sí = 1	0,702	0,659	0,578
Tiene al menos una computadora en su hogar, Sí = 1	0,471	0,505	0,669
<b>Características del establecimiento educativo (escuela)</b>			
Escuela Pública, Sí = 1	0,616	0,675	0,647
Escuela privada independiente, Sí = 1	0,065	0,077	0,153
Escuela privada dependiente, Sí = 1	0,319	0,248	0,199
Lugar donde está ubicada la escuela, Rural = 1	0,047	0,073	0,082
Lugar donde está ubicada la escuela, Pueblo = 1	0,547	0,520	0,496
Lugar donde está ubicada la escuela, Ciudad = 1	0,406	0,407	0,422
Tamaño de la escuela, logaritmo	6,074	6,003	6,051
Proporción de mujeres, ratio matrícula femenina/masculina	0,554	0,535	0,538
Ratio alumnos por docente, logaritmo.	2,059	2,265	2,380
Ratio computadoras por alumno, logaritmo	-3,547	-3,002	-1,490
<b>VARIABLES AÑADIDAS A LA RMN MÁS COMPLETA</b>			
Nivel socio-económico del hogar (INSE)			-0,617
Cuadrado del anterior (INSE <sup>2</sup> )			1,805
Concorre al 9 <sup>o</sup> año de educación, Sí = 1 (Grado9)			0,204
Concorre al 11 <sup>o</sup> año de educación, Sí = 1 (Grado11)			0,042
Repitió un curso una vez, Sí= 1 (Repite1)			0,133
Repitió un curso más de una vez, Sí= 1 (Repite2)			0,209
Término de interacción Repite1*Grado10 (I_Repite1)			0,012
Término de interacción Repite1*Grado10 (I_Repite2)			0,015
Un ordenador en el hogar (Computadoras (1))			0,471
Dos ordenadores en el hogar (Computadoras (2))			0,131
Tres o más ordenadores en el hogar (Computadoras (3))			0,067
Conexión a internet, % de ordenadores de la escuela conectados a la web			0,641

Fuente: Cálculos propios con microdatos de PISA.

**Tabla 2a**  
**Regresión Multinivel Comprensión Lectora**  
**Variable dependiente: Valores plausibles de las pruebas PISA**

<b>Variable independiente</b>	<b>2000</b>	<b>2006</b>	<b>2009</b>
Ordenada	211,034** (2,202)	30,919 (0,260)	49,120 (0,471)
<b>Individuo y familia</b>			
Edad	6,507 (1,240)	10,103 (1,434)	17,367*** (2,884)
Género (varón)	-23,622*** (7,162)	-31,598*** (6,300)	-26,192*** (7,832)
Educación padres	0,589 (1,393)	1,127** (2,179)	1,339*** (3,102)
Libros en el hogar (11-100)	18,588*** (4,265)	4,477 (0,925)	10,358** (2,336)
Libros en el hogar (101-500)	30,780*** (5,223)	22,089*** (2,863)	22,976*** (3,934)
Libros en el hogar (+500)	25,739*** (3,109)	19,180 (1,515)	25,452** (2,588)
Nativo	-5,183 (0,325)	46,558** (1,979)	15,004 (1,186)
Grado 10	58,141*** (11,090)	51,379*** (7,735)	39,936*** (8,439)
Computadoras en el hogar	7,229* (1,848)	19,591*** (4,721)	12,331*** (2,892)
<b>Escuela</b>			
Escuela pública	-35,085** (2,520)	-49,165** (2,387)	-59,506*** (3,970)
Escuela privada dependiente	-7,525 (0,531)	5,358 (0,274)	-12,444 (0,759)
Área rural	-21,822 (1,343)	-56,467* (1,725)	-35,168** (1,981)
Pueblo	-12,620* (1,646)	-0,787 (0,076)	-17,104 (1,610)
Proporción de chicas	56,139** (2,348)	48,306** (1,794)	17,419 (0,447)
Ratio computadora alumno	21,069*** (5,100)	9,870 (1,266)	4,319 (0,770)
Ratio alumnos-docentes	-12,954 (1,083)	-6,849 (0,703)	-14,637** (2,030)
Tamaño de la escuela	27,045*** (4,439)	26,447** (2,525)	18,202** (2,354)
U0	1173,730	1923,160	1961,210
R	4912,880	6370,970	4751,328

Nota: Entre paréntesis los valores del estadístico t (se ignora el signo). Los asteriscos indican significatividad estadística al: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. La ausencia de asterisco indica que no se puede rechazar la hipótesis nula a esos niveles de significancia.

Fuente: Cálculos propios con microdatos de PISA.

**Tabla 2b**  
**Regresión Multinivel Ciencias**  
**Variable dependiente: Valores plausibles de las pruebas PISA**

<b>Variable independiente</b>	<b>2000</b>	<b>2006</b>	<b>2009</b>
Ordenada	293,552* (1,943)	37,991 (0,405)	-205,388** (2,073)
<b>Individuo y familia</b>			
Edad	-1,932 (0,211)	13,796** (2,518)	30,613*** (5,483)
Género (varón)	-0,943 (0,184)	4,771 (1,217)	6,010* (1,702)
Educación padres	0,702 (1,131)	1,573*** (3,896)	1,591*** (3,899)
Libros en el hogar (11-100)	17,463* (2,076)	13,288*** (3,384)	17,007*** (4,728)
Libros en el hogar (101-500)	47,089*** (5,194)	25,765*** (4,732)	28,422*** (5,256)
Libros en el hogar (+500)	53,246*** (3,453)	15,323 (1,438)	40,163*** (4,439)
Nativo	39,863*** (1,709)	8,414 (0,554)	9,790 (0,892)
Grado 10	49,608*** (6,471)	51,205*** (11,248)	44,208*** (10,345)
Computadoras en el hogar	9,824 (1,431)	13,793*** (3,637)	10,606** (2,480)
<b>Escuela</b>			
Escuela pública	-17,969 (1,303)	-43,694** (2,334)	-52,644*** (3,766)
Escuela privada dependiente	-0,687 (0,048)	8,106 (0,448)	-12,177 (0,848)
Área rural	-14,837 (0,641)	-35,316 (1,322)	-10,905 (0,650)
Pueblo	-8,004 (0,956)	0,728 (0,082)	-6,465 (0,656)
Proporción de chicas	43,080** (1,914)	5,703 (0,238)	12,283 (0,350)
Ratio computadora alumno	20,372*** (3,914)	9,465 (1,531)	8,823* (1,655)
Ratio alumnos-docentes	-12,711 (0,945)	-13,772* (1,655)	-13,985* (1,834)
Tamaño de la escuela	21,775*** (3,226)	25,124*** (3,138)	22,550*** (3,238)
U0	989,6839	1374,193	1708,635
R	6581,657	4795,808	4257,204

Nota: Entre paréntesis los valores del estadístico t (se ignora el signo). Los asteriscos indican significatividad estadística al: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. La ausencia de asterisco indica que no se puede rechazar la hipótesis nula a esos niveles de significancia.

Fuente: Cálculos propios con microdatos de PISA.

**Tabla 2c**  
**Regresión Multinivel Matemáticas**  
**Variable dependiente: Valores plausibles de las pruebas PISA**

<b>Variable independiente</b>	<b>2000</b>	<b>2006</b>	<b>2009</b>
Ordenada	174,179 (1,141)	74,022 (0,775)	38,007 (0,378)
<b>Individuo y familia</b>			
Edad	5,047 (0,538)	8,399 (1,616)	17,078*** (3,188)
Género (varón)	17,688*** (3,737)	29,110*** (9,855)	19,367*** (6,147)
Educación padres	0,883 (1,270)	1,547*** (4,097)	1,110*** (2,831)
Libros en el hogar (11-100)	20,747*** (3,455)	6,040 (1,484)	9,596*** (2,912)
Libros en el hogar (101-500)	36,445*** (4,423)	16,521*** (3,120)	30,510*** (6,243)
Libros en el hogar (+500)	33,432** (2,513)	11,895 (1,000)	25,971** (2,711)
Nativo	17,803 (0,663)	15,723 (1,233)	1,003 (0,950)
Grado 10	53,701*** (5,857)	50,309*** (10,447)	36,449*** (8,038)
Computadoras en el hogar	13,715** (2,128)	17,272** (3,231)	11,291*** (3,230)
<b>Escuela</b>			
Escuela pública	-42,939** (2,505)	42,572* (1,945)	-50,675*** (3,724)
Escuela privada dependiente	-3,543 (0,185)	4,665 (0,227)	-15,008 (1,062)
Área rural	-19,413 (1,073)	40,225* (1,726)	-40,760*** (2,689)
Pueblo	-22,957** (2,282)	3,652 (0,402)	-13,481 (1,465)
Proporción de chicas	46,773* (1,776)	41,406* (1,769)	-14,244 (0,449)
Ratio computadora alumno	21,980*** (4,264)	10,197* (1,679)	3,769 (0,804)
Ratio alumnos-docentes	-21,605* (1,622)	25,903*** (3,199)	-13,105** (2,060)
Tamaño de la escuela	27,377*** (3,303)	31,450*** (3,835)	19,438*** (2,858)
U0	1423,730	1518,756	1562,247
R	7696,629	4247,428	3539,435

Nota: Entre paréntesis los valores del estadístico t (se ignora el signo). Los asteriscos indican significatividad estadística al: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. La ausencia de asterisco indica que no se puede rechazar la hipótesis nula a esos niveles de significancia.

Fuente: Cálculos propios con microdatos de PISA.

**Tabla 3**  
**Regresión Multinivel 2009, tres competencias**  
**Variable dependiente: Valores plausibles de las pruebas PISA**

Variable independiente	CL	CS	MAT
Ordenada	280,920** (2,398)	8,176 (0,072)	195,686* (1,655)
<b>Individuo y familia</b>			
Edad	4,113 (0,586)	21,059*** (3,241)	8,608 (1,281)
Género (varón)	-23,681*** (5,358)	8,519* (1,843)	20,795*** (5,474)
Educación padres	0,242 (0,219)	-0,288 (0,261)	-0,361 (0,354)
Libros en el hogar (11-100)	7,750 (1,349)	13,715*** (2,830)	4,897 (1,106)
Libros en el hogar (101-500)	12,072 (1,415)	19,630** (2,345)	19,986** (2,564)
Libros en el hogar (+500)	20,556 (1,618)	34,658** (2,624)	15,818 (1,356)
Nivel socioeconómico (INSE)	9,580** (1,933)	12,154*** (2,770)	10,979*** (2,717)
Cuadrado del INSE	1,785 (1,162)	0,690 (0,374)	1,905 (1,081)
Nativo	-4,272 (0,296)	-8,717 (0,945)	-13,472 (1,339)
Grado9	24,041** (2,242)	16,535** (2,153)	8,023 (0,894)
Grado10	76,954*** (5,629)	67,313*** (6,219)	49,028*** (4,093)
Grado11	99,012*** (5,887)	82,105*** (5,601)	60,416*** (4,163)
Repite1	-28,871*** (2,602)	-24,643** (2,626)	-34,939*** (4,207)
Repite2	1,455 (0,138)	-9,916 (1,171)	-7,081 (0,918)
I_Repite1	-22,420 (0,894)	-10,363 (0,443)	-20,127 (0,884)
I_Repite2	47,022* (1,896)	53,125 (1,620)	50,345* (1,983)
Compu1	11,390** (2,065)	7,365 (1,167)	9,650* (1,922)
Compu2	26,611*** (3,611)	13,627 (1,618)	19,036*** (2,759)
Compu3	14,967 (1,520)	5,434 (0,494)	10,548 (1,224)
<b>Escuela</b>			
Escuela pública	-15,263 (1,104)	-11,478 (0,868)	-7,968 (0,558)
Escuela privada dependiente	12,469 (0,957)	3,230 (0,262)	5,709 (0,420)
Residencia rural	-6,196 (0,318)	13,698 (0,854)	-17,271 (1,109)
Residencia pueblo	-2,722 (0,244)	2,935 (0,287)	-5,242 (0,528)

<b>Variable independiente</b>	<b>CL</b>	<b>CS</b>	<b>MAT</b>
Proporción de chicas	-5,226 (0,109)	-5,982 (0,156)	-17,332 (0,577)
Ratio computadora alumno	-0,233 (0,032)	2,109 (0,304)	-1,558 (0,235)
Ratio alumnos-docentes	-0,616 (0,051)	1,195 (0,113)	0,780 (0,074)
Tamaño de la escuela	1,482 (0,141)	5,020 (0,526)	7,270 (0,782)
Horas extras de clase	8,258 (0,926)	10,922 (1,506)	5,655 (0,909)
Conexión a Internet	29,916** (2,061)	25,598** (2,439)	17,915* (1,687)
U0	1639,224	1281,834	1303,302
R	4338,102	3799,327	3253,899

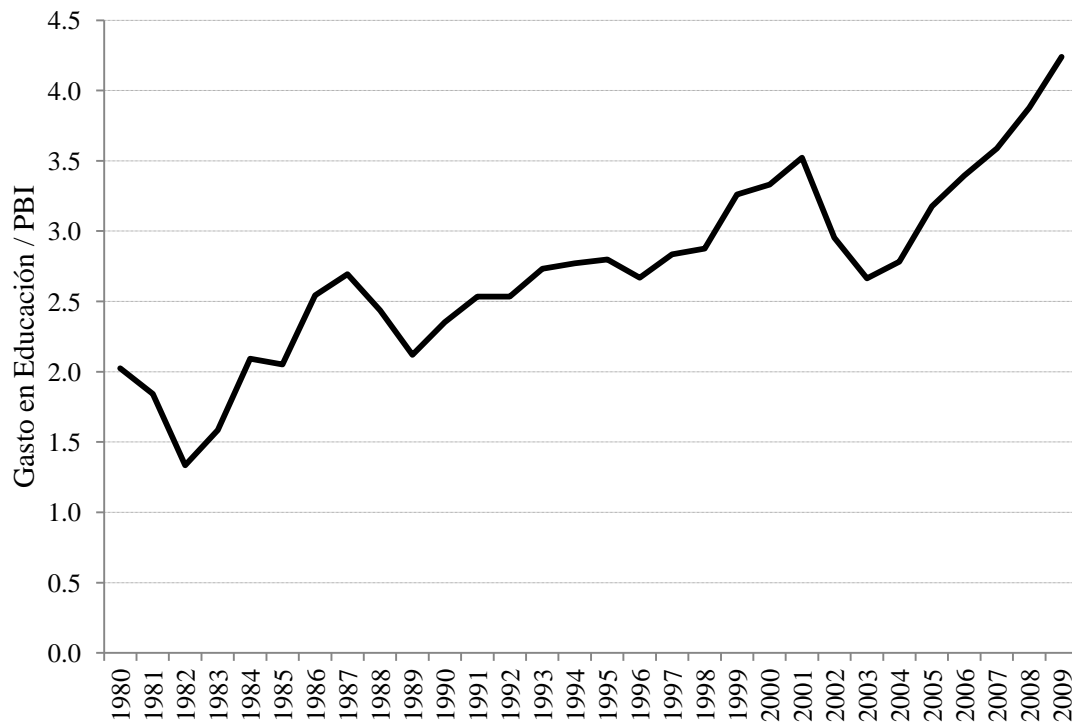
Nota: Entre paréntesis los valores del estadístico t (se ignora el signo). Los asteriscos indican significatividad estadística al: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%. La ausencia de asterisco indica que no se puede rechazar la hipótesis nula a esos niveles de significancia. Para conocer el significado de cada variable, consultar Tabla 1, en este Apéndice.

Fuente: Cálculos propios con microdatos de PISA.



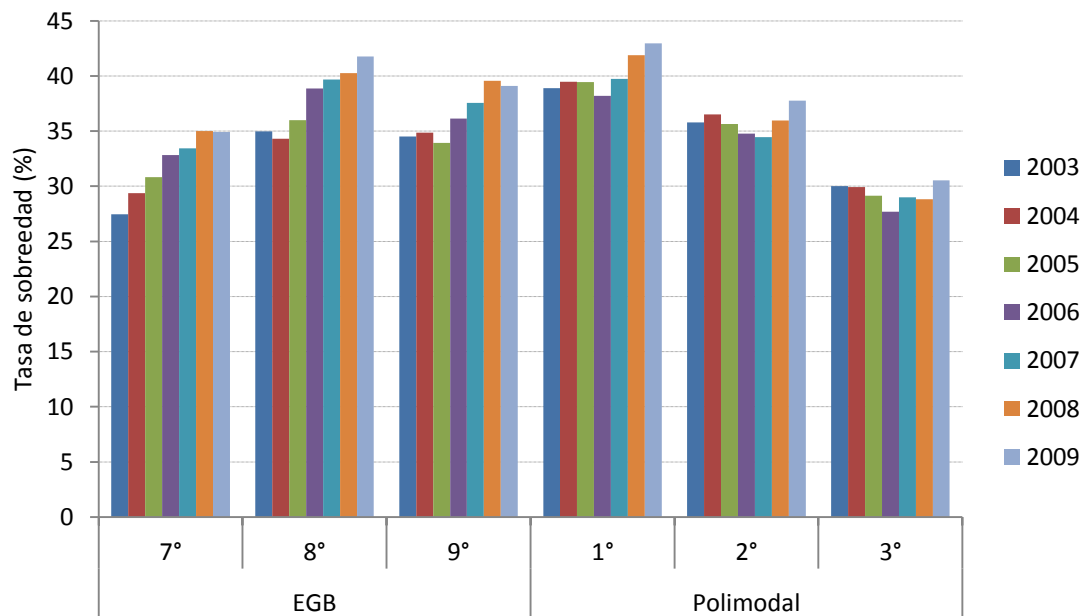
## Apéndice de Gráficos

**Gráfico A.1**  
**Gasto Público en Educación como porcentaje del PBI. Argentina.**  
**1980-2009**



Fuente: Ministerio de Economía, Dirección de Análisis de Gasto Público y Programas Sociales - Secretaría de Política Económica.

**Gráfico A.2**  
**Tasa de sobre-edad (%) por ciclo y año. Argentina, 2003-2009**



Fuente: Cálculos propios en base a datos de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa (DINIECE), Ministerio de Educación: <http://diniece.me.gov.ar/>.