



# Desigualdades de género y oportunidad de aprender en la educación secundaria de Argentina, PISA 2018

Inequalities in gender and opportunity to learn in the middle school of Argentina, PISA 2018

QUIROZ, Silvia Susana<sup>1</sup>, DARI, Nora Liliana<sup>2</sup> y CERVINI, Rubén Alberto<sup>3</sup>

Quiroz, S., Dari, N. y Cervini, R. (2020). Desigualdades de género y oportunidad de aprender en la educación secundaria de Argentina, PISA 2018. *RELAPAE*, (13), pp. 86-103.

## Resumen

La desigualdad de la distribución de los aprendizajes entre géneros es un aspecto relevante para evaluar los niveles de (in)equidad educativa en cualquier sociedad. En este trabajo se dimensionan y comparan regionalmente el grado de inequidad por género en los rendimientos de los alumnos evaluados por PISA/2018 en matemática, lectura y ciencia. En el análisis se incluyen también mediciones relativas a la Oportunidad de Aprendizaje (OdA) y al origen socioeconómico (NSE) del alumno. Los resultados del análisis de los datos con modelos regresionales multinivel indicaron que la incidencia del género en la distribución de los rendimientos es significativa, pero varía por disciplina evaluada y por regiones. Las desigualdades por género persisten aun cuando se controlan la OdA y el NSE. En algunas regiones y materias se constataron interacciones entre el efecto del género y la repetencia escolar, uno de los indicadores de OdA. Se verificó también variaciones significativas de la desigualdad entre género a lo largo del conjunto de escuelas incluidas, infiriéndose que la capacidad de suavizar el efecto del género varía entre las escuelas. Finalmente, se infiere la relevancia de investigar posibles factores explicativos de estos hallazgos.

**Palabras Clave:** género / logro académico / educación media / repetición / PISA 2018

## Abstract

The inequality of the distribution of learning between genders is a relevant aspect for assessing the levels of educational (in)equity in any society. In this article, gender inequality levels in the performance of students evaluated by PISA / 2018 in mathematics, reading and science are dimensioned and compared between the 5 Argentinian regions included in the data. The analysis also includes measurements related to the Opportunity to Learn (OTL) and the socioeconomic origin (SES) of the student. The results of the analysis of the data with multilevel regression models indicated that the incidence of gender in the distribution of performance is statistically significant, but varies by discipline assessed and regionally. Gender inequalities persist even when OTL and NSE are controlled. In some regions and subjects, interactions between gender and the grade repetition (one of OTL indicators) effects were found. Significant variations in gender inequality between schools were also verified, indicating that the ability to soften the effect of gender varies between schools. Finally, the relevance of investigating possible explanatory factors of these findings is inferred.

**Keywords:** gender / academic achievement / secondary education / grade repetition / PISA 2018

<sup>1</sup> Universidad Nacional de Quilmes, Argentina / squiroz@unq.edu.ar

<sup>2</sup> Universidad Nacional de Quilmes, Argentina / noradari@gmail.com

<sup>3</sup> Universidad Nacional de Quilmes, Argentina / racervini@fibertel.com.ar

## Introducción

Una de las principales características de una sociedad democrática es ofrecer la igualdad de oportunidad educativa para todos sus miembros. Ello es así porque tanto el nivel de aprendizaje efectivo como la credencial educativa afectan fuertemente la calidad de vida futura de las personas (Bishop, 1992; Boissiere y otros, 1985; Currie y Duncan, 2001; Murnane y otros, 1995; Rivera- Batiz, 1992). En tal sociedad, el ascenso en la estructura social no debería ser afectado por ciertas características propias de las personas, tales como el género, origen social o la etnia. Por tanto, el grado de equidad educativa basado en la igualdad de ‘oportunidad de aprendizaje’ alcanzado por una sociedad se expresa a través de la intensidad con que ciertos factores extra-escolares determinan la distribución de los saberes escolares claves. Por ello, la desigualdad entre géneros relativa al aprendizaje escolar debe ser incluida como un aspecto o dimensión relevante para evaluar los niveles de (in)equidad educativa en cualquier sociedad.

La relación entre género y nivel de aprendizaje escolar ha sido un tema profusamente estudiado a nivel internacional. En Argentina, se han realizado varios estudios con datos extraídos de evaluaciones nacionales a la finalización de los niveles primario y secundario, de evaluaciones internacionales relativos al nivel primario realizados por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación de UNESCO, y del nivel secundario intermedio, realizados por el Programme for International Student Assessment (PISA) de la OCDE.

En este último caso, las muestras no habían permitido investigar las posibles diferencias regionales respecto de las brechas de rendimientos entre géneros y además, no se investigaron las posibles interacciones entre los efectos del género y de la historia académica (repetencia de grado) del alumno. El presente trabajo pretende llenar estos dos vacíos utilizando los datos de PISA/2018, dado que en esa evaluación fueron extraídas muestras representativas de 5 “regiones” del país. Tiene como principales objetivos dimensionar y comparar regionalmente el grado de (in)equidad educativa del género relativa a los aprendizajes en matemática, lectura y ciencia, y evaluar su posible interacción con los antecedentes académicos del alumno.

## Antecedentes<sup>4</sup>

Las diferencias de rendimiento en matemática entre géneros ha sido objeto de investigaciones empíricas desde hace ya más de 4 décadas (Fennema, 1974). Una de las revisiones más extensas (1600 estudios) concluyó que las mujeres eran mejores en lectura y escritura y los varones en matemáticas y ciencias físicas (Maccoby y Jacklin, 1974). Pero posteriormente, otras revisiones detectaron que esas distancias se tornaban más ajustadas (Wilder y Powell, 1989; Willingham y Cole, 1997) o incluso tendían a desaparecer (Friedman, 1989).

No obstante, los datos de PISA/2015 indicaron que en 28 países de los 70 que participaron los varones obtuvieron rendimientos en matemática significativamente más altos que las mujeres (OCDE, 2015), mientras que en PISA/2018, ello sucedió en 32 de los 79 participantes (OCDE, 2019). En lengua las diferencias son más extendidas: las mujeres obtuvieron puntajes significativamente más altos que los hombres en todos los países, aunque con marcadas diferencias en sus magnitudes. En ciencia, la brecha promedio fue a favor de las mujeres, pero solo por dos puntos y en alrededor de la mitad de los países, esa diferencia fue estadísticamente no significativa y solo en seis de ellos los jóvenes superaron significativamente a las mujeres.

Entre PISA/2009 y PISA/2018 la brecha de género en el rendimiento de lectura se redujo en 36 de los 64 países/economías participantes en ambos años, debido a una mejora en el rendimiento de los varones o a su disminución entre las mujeres. La brecha en matemática no cambió significativamente, aunque sí variaron las situaciones en diferentes países a este respecto. En ciencias, la brecha promedio se redujo en apenas 2 puntos, debido principalmente a que el rendimiento de los jóvenes disminuyó más que el rendimiento de las mujeres.

Más allá de este polémico punto sobre la tendencia general, revisiones realizadas en los inicios de los años noventa concluyen que la brecha entre géneros tiende a ampliarse significativamente si se tienen en cuenta

---

<sup>4</sup> Una revisión más completa de la literatura sobre este tema hasta finales de la primera década de este siglo e incluyendo a América Latina, puede encontrarse en Cervini, (2009).

otros aspectos y variables (Fennema and Hart 1994; Leder 1992). Basado en el análisis de los resultados de investigaciones sobre este tema desde la década de los setentas, se ha criticado a las investigaciones que infieren fuertes conclusiones acerca del “impacto del género *per se*, sin un reconocimiento de la influencia interactiva de las variables personales y contextuales relevantes” (Leder, 2019:296).

Así por ejemplo, algunos estudios han verificado que las diferencias se profundizan a medida que se avanza en los grados (Leahey y Guo, 2001; Martin, Mullis, Foy y Hooper, 2016; Muller, 1998), coincidente con un meta-análisis constatando que las diferencias significativas entre géneros en matemática solo comienzan en el secundario (Hyde, Fennema y Lamon, 1990). Asimismo, otras investigaciones han constatado que la brecha entre géneros varía según los diferentes niveles de rendimiento académico alcanzados por el alumno. Analizando los datos de evaluaciones internacionales en el período 1995-2015, se ha concluido que la brecha entre géneros es más acentuada en los niveles superiores de rendimiento con ventaja para los hombres (Baye y Monseur, 2016; Forgasz y Hill, 2013). A la misma conclusión llegaron otros estudios con datos referidos a diferentes niveles educativos (Leahey y Guo, 2001; Reis y Park 2001; Swiatek, Lupkowski-Shoplik y O’Donoghue, 2000).

Otro de los factores de variación a ser considerado es el nivel socioeconómico sea de la familia del alumno, al cual no se le había prestado mucha atención hasta mediados de la década del 80 según tres revisiones (Grant y Sleeter, 1986; Connolly, 2006; Lubinski, 2008), sea del vecindario (Entwisle, Alexander y Olson; 1994) o sea de la escuela en si misma (Legewie & Di Prete, 2012). Si estos aspectos son incorporados al análisis, la magnitud de las diferencias de rendimientos entre géneros varía. Tal efecto puede estar mediatizado, por ejemplo, a través de la influencia que ejercen los padres sobre sus hijos según su educación o actitudes hacia las matemáticas, o su valoración acerca de las competencias matemáticas de sus hijas (Eccles & Jacobs, 1986; Leder, 1992), adjudicando sus logros al esfuerzo y no a su probable capacidad (Parsons, Adler, & Kaczala, 1982).

En Argentina, diversos estudios con datos de evaluaciones internacionales (PISA) o nacionales del nivel secundario han concluido que los varones superan a las mujeres en matemáticas y/o ciencias, y/o las mujeres superan a los hombres en lengua, aplicando modelos regresionales multinivel (Decandido, 2011; Formichella e Ibáñez Martín, 2014; Marchionni et. al., 2013) u otro tipo de técnicas (Santos, 2007). Ibáñez Martín y Formichella (2017) analizan los datos de todas las pruebas PISA entre 2000 y 2012 donde participó Argentina y concluyen que las mujeres han obtenido mejores resultados en lectoescritura mientras que los hombres lo hicieron en matemática y ciencias durante esos 12 años.

De acuerdo a los datos de PISA/2018, Argentina fue uno de los países con la brecha de género más estrecha en lectura, a favor de la mujer (7º lugar: 16 puntos) (OECD, 2019), junto con otros países de América Latina, debido a que los varones mejoraron su rendimiento en relación a PISA/2009. En matemática, en cambio, las mayores diferencias se registraron en los países de América Latina, entre ellos Argentina, con una de las diferencias más altas a favor del hombre (15 puntos). Entonces, Argentina se ubica en un conjunto de países (Chile, Colombia, Costa Rica, México, Panamá y Perú) donde las diferencias entre géneros en lectura son de las más estrechas, al tiempo que las correspondientes a matemática son las más altas. En ciencia, los hombres superaron a las mujeres en 10 puntos, y de este modo, Argentina formó parte de los seis países donde tal diferencia era significativa: China y 5 países latinoamericanos.

Por otra parte, un estudio realizado a partir de los datos del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario de 1998 - más de 131 mil estudiantes en 2373 escuelas -con modelos multinivel bivariado para detectar posibles interacciones del efecto género con otras variables relevantes, permitió inferir que el efecto género (i) es notablemente superior en lengua, a favor de las mujeres, que en matemática, a favor de los hombres<sup>5</sup>; (ii) persiste aun controlando el nivel socioeconómico del alumno y de la escuela, (iii) varía según esas variables, acentuándose entre los contextos sociales más vulnerables y (iv) varía entre las escuelas, denotando que la escuela afecta las diferencias entre género (Cervini, 2009).

---

<sup>5</sup> Esta constatación difiere totalmente con lo informado por OCDE (2019)

Con los datos de PISA/2018, el presente trabajo analiza y propone básicamente esos mismos objetivos, pero con algunas diferencias importantes: (i) todas las estimaciones se refieren a las 5 “regiones” del país, las cuales cuentan con muestras representativas; (ii) se incluyen las tres disciplinas evaluadas; (iii) las diferencias de género se controlan por los antecedentes académicos y el nivel socioeconómico del alumno; (iv) se analizan las interacciones entre el ‘efecto género’ y los antecedentes académicos del alumno y finalmente, (v) se evalúa la variación de efecto género entre las escuelas.

## **Metodología**

Se adoptan los siguientes criterios metodológicos: (i) los datos son analizados con la técnica de regresión multinivel con dos niveles (alumno, escuela); (ii) se incluyen indicadores del nivel socioeconómico familiar como variables de “control” construidos por los autores y no el ESCS (Economic, Social and Cultural Status) de PISA.

## **Datos**

PISA 2018 incluyó alumnos cuyas edades oscilan entre 15 años y 3 meses a 16 años y 2 meses, matriculados del 7º año de primaria en adelante, los cuales llegaban a 658.000 en el país. Se incluyeron sobremuestras en cuatro provincias del país (“regiones adjudicadas”): Buenos Aires, Córdoba, Tucumán y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. De aquí en adelante, a estas 4 provincias y al conjunto de provincias restantes se las denominará “regiones”.

La muestra resulta de la selección aleatoria de escuelas con alumnos en aquella condición etaria y con probabilidad de muestreo de acuerdo a su tamaño, y a seguir, en cada escuela seleccionada se escoge aleatoriamente la muestra de alumnos. En el presente trabajo se consideraron solo a las escuelas con 5 o más alumnos con el objetivo de lograr estabilidad en las estimaciones. El criterio para la imputación de datos perdidos (“missing”) es el promedio de la escuela de la variable en cuestión, decisión justificada por la segmentación socioeconómica del sistema educativo. De acuerdo a estos criterios, la muestra analizada queda conformada por un total de 11.959 alumnos en 445 escuelas.

## **Variables dependientes**

Son los resultados de las pruebas de matemática, lectura y ciencia a través de las cuales PISA pretende conocer las competencias, habilidades y aptitudes de los estudiantes para analizar y resolver problemas, manejar información y enfrentar situaciones propias de la vida adulta actual. PISA 2018 se focalizó en la evaluación de la competencia lectora.

En cada prueba, PISA aplica un determinado número total de ítems, pero cada alumno responde solo a un conjunto reducido de ellos, los cuales son usados para realizar estimaciones de cómo habría contestado en todos los restantes ítems. Para cada alumno estima 10 “valores plausibles” (PV), números aleatorios extraídos de la distribución de puntajes atribuibles razonablemente a cada alumno, evaluándose así las competencias de la población. PISA indica que se debe trabajar con los 10 valores plausibles separadamente, de forma tal que el valor estimado de cualquier estadístico poblacional o parámetro será el promedio de las 10 estimaciones basadas en los valores plausibles. En este trabajo se ha seguido ese procedimiento en el análisis de los datos de Argentina.

## **Variables independientes (Ver definiciones en el Cuadro 1).**

Se incluyen el género; la ‘oportunidad de aprendizaje’ (OdA): repitencia de grado y año/grado que cursa<sup>6</sup>, y el nivel socioeconómico familiar (NSE): bienes y servicios, y libros en el hogar. Género y repitencia son variables ‘dummy’, mientras que las restantes son consideradas intervalares a los fines del análisis y han sido centradas en su gran media.

---

<sup>6</sup>Para una revisión del concepto de Oportunidad de Aprendizaje y el aspecto del mismo que miden estos indicadores, ver Cervini (2011)

El concepto de ‘Oportunidad de Aprendizaje’ (OdA) fue formulado inicialmente por Carroll (1963). En su modelo, la variable antecedente que explica las diferencias en el logro escolar es la aptitud para aprender del alumno, entendida como la “cantidad de tiempo que un alumno necesita para aprender una determinada tarea, unidad de instrucción o curriculum” (Carroll, 1989, p. 26). Pero este tiempo varía según (1º) la cantidad de tiempo pedagógico dedicado por el docente, (2º) la cantidad de tiempo que el alumno se involucra en las tareas (“perseverancia”); (3º) la calidad de la instrucción y (4º) la capacidad para comprender la tarea, implicando la posesión de la información necesaria, la comprensión del lenguaje empleado y la habilidad para descubrir por sí mismos en qué consiste y cómo aprenderla. (Carroll 1989, p. 26)

Basado en una extensa revisión de investigaciones empíricas, un estudio anterior (Quiroz, Dari y Cervini, 2020), ha mostrado la gran variedad de indicadores utilizados para medir los diferentes aspectos involucrados en el concepto de OdA. Con los datos de PISA 2015 de Argentina, el estudio demuestra también que la repitencia de grado y año/grado que cursa el alumno, indicadores *proxies* del 4º aspecto del concepto de OdA, son fuertes predictores de logro.

**Cuadro 1. Definición de indicadores**

Nivel socioeconómico familiar		
Género del alumno	ST004	Mujer = 0; Varón = 1
Repitencia escolar	ST127	Ninguna=0; una o más=1
Año/grado que cursa	ST001	7 – 12
Bienes y servicios en el hogar (suma)	ST011: 1 a 12; 16 a 19; ST012: 2, 6 a 8; ninguno=0; uno o más=1	0 – 20 Suma de 20 bienes y servicios en el hogar
Cantidad de libros en el hogar	ST013	0-10 = 1;... más de 500 = 6

Nota: STO: Cuestionario para el alumno.

### **Técnica de análisis**

Los datos se analizan con modelos regresionales multinivel con dos niveles, técnica adecuada para determinar variaciones en las características de los individuos (ej.: rendimiento del alumno) que son miembros de un grupo (ej.: escuela), es decir, para analizar mediciones integradas en una estructura anidada jerárquicamente. La variación total de una variable se descompone en sus componentes: el alumno (“intra-escuela”) y la escuela (“entre-escuela”) y a seguir, se estiman las correlaciones entre variables en esos diferentes niveles de agregación. En la parte fija del modelo se estiman las relaciones entre el desempeño en las pruebas y los predictores considerados, asumiendo que la fuerza de esas correlaciones es constante en todas las escuelas. La variación de los parámetros en cada nivel de agregación se estima en la parte aleatoria del modelo.

### **Estrategia de análisis**

Se estiman modelos multinivel con dos y tres niveles para cada uno de los 10 valores plausibles. En los cuadros se presentan los promedios de estas estimaciones.

El análisis se desarrolla en tres etapas: (i) modelo ‘vacío’ (sin predictores) con dos niveles: alumno y escuela; (ii) estimación de los efectos del género, OdA y NSE; (iii) modelos de aleatorización de los efectos del género y la repitencia.

#### **1. Modelo vacío.**

Con este modelo sin ningún predictor, la varianza del puntaje en la prueba se descompone en dos niveles: alumno y escuela. Para ciencia, por ejemplo, se expresa así:

$$\text{ciencia}_{ij} = \beta_{0j} \text{Cons};$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} + e_{0ij};$$

$\sigma_{e_{ij}}$  y  $\sigma_{\mu_{ij}}$

donde  $ciencia_{ij}$  es el puntaje obtenido en la prueba de ciencia por el alumno  $i$  en la escuela  $j$ ; ( $cons$ ) es una constante igual a 1;  $\beta_{0j}$  es el puntaje promedio estimado;  $e_{0ij}$  es el "residuo" en el nivel alumno, para el  $i$ -ésimo alumno en la  $j$ -ésima escuela;  $\mu_{0j}$  es el residuo en el nivel escuela, para la  $j$ -ésima escuela. Las variables  $e_{0ij}$  y  $\mu_{0j}$  son cantidades aleatorias, con media = 0, con distribución normal y no correlacionadas. Por tanto, se pueden estimar sus varianzas, indicadas como el cuadrado de  $\sigma_{e_{0i}}$  y  $\sigma_{\mu_{0j}}$ , respectivamente, quedando así determinada la variación total del desempeño en ciencia y las proporciones debido a las diferencias entre escuelas y entre alumnos. La primera, entonces, representa el peso de las características de la escuela en la explicación de las desigualdades totales en el desempeño de los estudiantes en ciencia.

## 2. Análisis del efecto de las variables del alumno.

Se desarrolla en 4 pasos. El modelo final propuesto para ciencia se expresa de la siguiente forma:

$$ciencia_{ij} = \beta_{0j}cons + \beta_1varón_{ij} + \beta_2Oda_{ij} + \beta_3varón*repite_{ij} + \beta_4NSE_{ij} + u_{0ij} + e_{0ij}$$

donde  $\beta_1$  es la diferencia de puntaje promedio en ciencia entre varones y mujeres;  $\beta_2$  y  $\beta_4$  son las intensidades de las relaciones entre el rendimiento en ciencia con los dos indicadores de Oda y de NSE, respectivamente, y  $\beta_3$  permite determinar si el efecto de *varón* sobre el rendimiento en ciencia cambia según sean los antecedentes de repitencia del alumno. Como criterio de significación estadística se adopta probabilidad  $\leq 0,001$  y para ello se utiliza el test de hipótesis anidada ( $\chi^2 \log likelihood$ ).

## 3. Aleatorización de los efectos de género y repite

En el modelo precedente se supone que el efecto de los distintos términos no varía entre las escuelas ni entre las regiones. Para determinar si los efectos de *varón* y de *repite* varían entre las escuelas (*i*) al modelo final anterior se le especifica el nivel región (indicado con el subcripto  $j$ ), con el objetivo de dimensionar más ajustadamente la variación específica entre escuelas; (*ii*) se permite que *varón* y *repite* varíen entre las escuelas. Siguiendo con el ejemplo de ciencia, este modelo se expresa así:

$$ciencia_{ijk} = \beta_{0ijk}cons + \beta_{1j}varón_{ijk} + \beta_{2j}repite_{ijk} + \beta_3grado_{ijk} + \beta_4NSE_{ijk} + v_{0jk} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

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

$$\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1jk}$$

$$\beta_{2j} = \beta_2 + u_{2jk}$$

En este modelo exploratorio<sup>7</sup>, las diferencias de rendimiento promedio entre *varón* y *repite* varían aleatoriamente entre las escuelas, indicado por el subíndice  $j$  en  $\beta_1$  y  $\beta_2$ . La segunda línea indica que la intersección (rendimiento promedio) para la escuela  $j$  ( $\beta_{0j}$ ) viene dada por  $\beta_0$ , el promedio de todas las escuelas, más los "residuos" aleatorios en los tres niveles ( $v_{0jk}$ ;  $u_{0jk}$ ;  $e_{0ijk}$ ). La tercera línea indica que la distancia entre géneros en la escuela  $j$  ( $\beta_{1j}$ ) viene dada por  $\beta_1$ , la distancia promedio en todas las escuelas, más un "residuo" aleatorio ( $u_{1jk}$ ). Se aplica la misma interpretación para  $\beta_{2j}$ . Los parámetros  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son los coeficientes en la parte fija del modelo y se combinan para definir las distancias promedio entre géneros y repitentes/no repitentes de todos los estudiantes en todas las escuelas. Los términos  $u_{1jk}$  y  $u_{2jk}$  son las desviaciones aleatorias de  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , o "residuos" a nivel escuela, permitiendo que el rendimiento promedio, *varón* y *repite* de la escuela  $j$  difieran de los promedios de rendimiento, *varón* y *repite* para todas las escuelas.

Entonces, los resultados a ser presentados se referirán a un modelo que tiene solo tres variables aleatorias en el nivel escuela:

$var(u_{0j}) = \sigma_{u_0}^2$  variación en los rendimientos promedios de las escuelas;

$var(u_{1j}) = \sigma_{u_1}^2$  variación en las diferencias de *varón*;

<sup>7</sup>El modelo se califica como 'exploratorio' porque tiene solo 5 unidades en el nivel 3 (regiones) y por tanto, sus estimaciones deben tomarse con recaudo.



$\text{var}(u_{2j}) = \sigma_{u2}^2$  variación en las diferencias de *repite*.

## Resultados

### *Nivel socioeconómico y modelo vacío.*

Parece pertinente analizar las estimaciones de los modelos ‘vacíos’ junto con los valores promedios de las pruebas, de los indicadores de OdA y de NSE en cada una de las regiones. La primera constatación es la estrecha relación entre puntaje promedio en las pruebas y los promedios de los indicadores de NSE. Así por ejemplo, Ciudad de Buenos Aires (CABA) es la región de más alto nivel socioeconómico y con los puntajes promedio más altos en todas las asignaturas. Córdoba y Buenos Aires (Bs.As.) ocupan el 2º y 3º lugar en todos los indicadores, respectivamente, seguidos por Tucumán y el resto del país, este último con la única excepción de “bienes y servicios”. Los indicadores de OdA acompañan la misma relación, excepto los de Tucumán, ambos ubicados ahora en el 3er lugar.

La varianza ‘entre-escuela’, en cambio, no parece asociarse a los otros indicadores y varía según la disciplina. La única excepción es Tucumán ocupando nítidamente el 1º lugar en las tres materias. Entre las otras regiones, en cambio, la mayoría de ellas exhiben distancias estrechas dentro de cada materia, como por ejemplo, Bs. As., CABA y el resto del País en lectura, o Bs. As., CABA y Córdoba en matemática. Finalmente, se observa que el ‘efecto escuela’ siempre es mayor en matemática y menor en ciencia en todas las regiones, excepto en Bs. As. respecto de esta última disciplina. La distancia entre matemática y lengua es consistente con reiteradas constataciones similares, bajo hipótesis de que en lengua la familia tiene mayor peso en la determinación de los rendimientos escolares. Por el contrario, sí llama la atención que ciencia, una disciplina claramente escolar, ostente las menores variaciones ‘entre-escuela’ en todas las regiones, con excepción de Buenos Aires.

Más allá de todas estas variaciones, los datos confirman que el peso de las características de la escuela en la determinación de la variación del rendimiento (efecto ‘bruto’ o correlación intra-clase) es muy significativo en todas las regiones y disciplinas, oscilando entre el 30% a poco más del 36%, lo cual justifica plenamente el uso de modelos regresionales multinivel para el análisis de estos datos.

**Cuadro 2. Nivel socioeconómico y modelos incondicionales por regiones  
Matemática, Lectura y Ciencia.**

NSE y disciplinas	Regiones				
	País	Bs. As.	CABA	Córdoba	Tucumán
<u>Indicadores de OdA</u>					
Repitentes (%)	29,6	27,1	18,4	22,3	24,3
Atraso escolar (%)*	11,6	9,3	2,1	6,9	7,2
Desvío estándar	.765	.722	.471	.628	.674
<u>Indicadores NSE promedio</u>					
Educación familiar	7,15	7,48	9,09	7,55	7,24
Bienes y servicios	11,64	12,10	13,53	12,54	11,26
<u>Puntaje promedio</u>					
Matemática	361,4	380,3	433,7	396,0	361,7
Lectura	380,4	405,4	453,4	422,6	386,3
Ciencia	385,9	406,2	454,3	423,2	388,3
<u>Varianza ‘entre-escuela’</u>					
Matemática	34,9	35,9	36,1	36,3	40,0
Lectura	33,6	33,9	33,9	36,0	39,0
Ciencia	30,2	34,9	33,1	33,7	36,1
(n=)	(2902)	(2073)	(2330)	(2391)	(2279)

(\*) Porcentaje de estudiantes en el 7º o 8º año. Nota: Bs. As.: Provincia de Buenos Aires; CABA: Ciudad Autónoma de Buenos Aires; País: resto de las Provincias

## Género

Ahora se modela la variable género (M1) recalculando todos los coeficientes. Los resultados obtenidos (Cuadro 3) indican que todos los coeficientes de *varón* son altamente significativos en todas las regiones y en todas las disciplinas. Dado la definición de *varón*, los promedios estimados corresponden a las mujeres. Los coeficientes indican las diferencias de puntajes promedio de los varones respecto al de las mujeres. Entonces, en todas las regiones los varones obtienen rendimientos superiores al de las mujeres en matemática y en ciencia, y lo contrario sucede con lectura, reafirmando la idea de que el género incide en la distribución de los aprendizajes en las disciplinas evaluadas<sup>8</sup>.

Adicionalmente, se pueden destacar otras constataciones: (i) las diferencias en lectura tienden a ser levemente mayores que las de matemática, pero ambas son notoriamente menores que las de ciencia; (ii) las variaciones regionales de *varón* no exhiben un padrón identificable en matemática y lectura, salvo el hecho de que en Tucumán se verifican los coeficientes inferiores en ambas disciplinas (13,0 y 13,7, respectivamente); (iii) las distancias en ciencia son regionalmente más homogéneas.

### Género y oportunidad de aprendizaje (OdA)

Ahora el interrogante es si las distancias hombre-mujer estimadas anteriormente se mantienen significativas, aun cuando se “controlan” por los indicadores de la OdA, es decir, si el género tiene un efecto sumativo propio. Para ello, se incorporan *repite* y *grado* en la Parte fija del modelo anterior. Todos los coeficientes resultan altamente significativos (M2, Cuadro 3) y por lo tanto, evidencian que el género tiene efecto aditivo propio, más allá del ejercido por la OdA del alumno. En general, los puntajes estimados de las pruebas aumentan de valor. Ello se debe a que ahora representan el rendimiento promedio de las mujeres no repitentes y ubicadas en el promedio de *grado* (= 9,66), situado entre el 10º y 11º año, los cuales acumulan casi el 74% de la muestra total. Por eso también los coeficientes de *varón* aumentan en matemática y ciencia (+) y disminuyen en lectura (-).

Cuadro 3. Coeficientes multinivel de indicadores de género y OdA, según Regiones

	Regiones									
	País		Bs As		CABA		Córdoba		Tucumán	
	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2
<b>Matemática</b>										
Promedio	354,8	360,0	372,2	380,6	433,7	429,4	389,1	391,0	355,8	360,3
Varón	13,7*	19,3*	16,1*	20,1*	15,2*	18,1*	14,1*	17,5*	13,0*	16,9*
Repite		-15,7*		-24,5*		-25,0*		-8,4*		-17,0*
Grado		29,6*		20,7*		19,5*		33,0*		21,2*
<b>Lectura</b>										
Promedio	388,9	396,1	413,4	424,3	462,6	467,7	431,2	435,3	392,4	399,8
Varón	-17,9*	-11,2*	-15,8*	-11,4*	-17,6*	-14,1*	-17,4*	-13,2*	-13,7*	-8,6*
Repite		-22,2*		-31,5*		-33,9*		-18,9*		-28,7*
Grado		32,9*		24,2*		17,9*		32,8*		22,3*

<sup>8</sup>Los resultados del procesamiento de este modelo pero con el total de datos no mostrados aquí, estimó distancias promedios de 15,3 en Matemática, - 15,8 en lectura y 9,8 en ciencia, valores muy próximos a los informados en OECD (2019). Las distancias promedios de matemática y lengua son directamente comparables ya que representan el 4% y el 3,9% de sus rendimientos promedios globales, respectivamente.



Ciencia										
Promedio	381,6	387,8	401,3	410,2	450,2	455,3	419,1	422,7	384,0	390,7
Varón	9,0*	14,8*	9,6*	13,4*	7,9*	11,2*	8,2*	12,1*	9,2*	14,1*
Repite		-19,3*		-24,7*		-33,5*		-16,3*		-26,5*
Grado		28,6*		22,7*		16,1*		31,6*		17,8*

(\*) Prob.  $\leq 0,001$ .

Por otro lado, se observa que el efecto de *repite* varía regionalmente. Por ejemplo, ser repitente en Bs. As. y CABA implica una mayor probabilidad de obtener en las tres disciplinas los puntajes promedio más distantes de los no repitentes, con excepción de ciencia en Bs.As., lugar ocupado por Tucumán. Lo inverso sucede nítidamente en Córdoba. Se observa también que, en general, el ordenamiento de las regiones según la magnitud del coeficiente se mantienen a lo largo de las tres disciplinas.

Finalmente, los coeficientes de *grado* refieren a la relación lineal entre puntajes en la prueba y *grado*, dado que esta última es asumida como intervalar. Se constata que, en general, el ordenamiento regional de las magnitudes de los coeficientes también se mantienen a lo largo de las tres disciplinas. Así por ejemplo, CABA exhibe los menores coeficientes en las tres materias, posiblemente porque la desviación estándar de este indicador es la menor de todas, pero además, en esta región el mayor efecto de OdA se está absorbiendo a través de *repite*, cuyos coeficientes son los más altos. En el otro extremo, los coeficientes de Córdoba son los mayores en todas las disciplinas, pero exhibe los menores índices de *repite* en las tres asignaturas.

#### Interacción género-repitencia

En este paso se pretende saber si el efecto del género varía entre alumnos que han repetido al menos una vez frente a aquellos que no lo han hecho. Para ello, se crean términos interactivos (*varón\* repite*), se los adiciona a los modelos anteriores y se evalúa el nivel de significación<sup>9</sup>. Para una visualización comparativa directa, en el Cuadro 4 se presentan, para cada uno de los dos subconjuntos de alumnos - con y sin antecedentes de repitencia- las diferencias de los puntajes promedios de varones y mujeres expresados como porcentajes respecto de los puntajes promedio de las mujeres en matemática y ciencia, y de los hombres en lengua. Además, se exponen los valores de probabilidad correspondientes a cada modelo interactivo.

**Cuadro 4. Diferencia (%) de rendimiento entre géneros y nivel de significación, según repitencia Matemática, Lectura y Ciencia**

Repitencia	Materias		
	Matemática	Lectura	Ciencia
<b>País</b>			
No repitentes	5,6	2,7	3,8
Repitentes	7,3	0,7	6,6
Prob.	<b>0,003</b>	<b>0,005</b>	ns
<b>Bs As</b>			
No repitentes	5,8	2,3	3,5
Repitentes	6,1	2,2	4,7
Prob.	<b>0,021</b>	Ns	ns

<sup>9</sup>Dado que el término interactivo y sus dos componentes se consideran como un sistema, la evaluación de su nivel de significación solo se realiza a través de la razón de máxima verosimilitud que bajo hipótesis de nulidad, sigue una distribución chi-cuadrado, en este caso con la adición de un solo parámetro (grado de libertad). (Ver Anexo A)

<b>CABA</b>			
No repitentes	3,8	3,4	2,2
Repitentes	10,5	-2,3	7,9
Prob.	<b>0,012</b>	<b>0,032</b>	ns
<b>Córdoba</b>			
No repitentes	7,1	0,9	4,6
Repitentes	5,4	1,7	5,4
Prob.	ns	<b>0,017</b>	ns
<b>Tucumán</b>			
No repitentes	4,5	2,8	2,7
Repitentes	6,0	0,3	6,0
Prob.	ns	<b>0,032</b>	<b>0,048</b>

Negrita: Prob.  $\leq$  0,05

La interacción entre género y repitencia escolar varía según la disciplina. El resultado más notorio es que las distancias de género en los alumnos repitentes y no repitentes no son significativamente diferentes, con excepción de Tucumán, pero con un valor muy próximo al 5% de significación. En lengua, las diferencias son significativas en todas las regiones, con excepción de Buenos Aires, pero albergando relaciones muy diferentes: entre los repitentes de CABA, el puntaje promedio de los varones supera al de las mujeres, contrapuesto a la tendencia general de los datos, y la distancia de género es menor entre los repitentes, al igual que en Tucumán y el resto del país; en Córdoba, en cambio, se verifica lo inverso. En matemática, en las tres regiones con valores significativos, las distancias de género entre los repitentes siempre son mayores a las de los no-repitentes. Entonces, en las dos disciplinas que exponen diferencias en el efecto de *varón* en los dos subgrupos de alumnos, son más frecuentes las regiones donde tal efecto es significativamente menos fuerte entre los repitentes.

### **Género, OdA y NSE**

El objetivo, ahora, es evaluar si la distancia hombre-mujer se mantiene significativa aun cuando se “controle” por NSE. Para ello, se extrae el término que indica interacción, se incorporan los indicadores de NSE y se recalculan los coeficientes. Todos los indicadores resultan estadísticamente significativos, con excepción de *repite* en matemática de Córdoba (Cuadro 5) y por lo tanto, el género y la OdA, juntos con NSE, tienen un efecto sumativo propio sobre el rendimiento del alumno. Entonces, de dos alumnos de diferentes sexos pero con igual origen social, el *varón* tendrá mayor probabilidad de obtener el puntaje más alto en matemática y ciencia, y la mujer en lengua. Esta misma inferencia puede hacerse en relación a los indicadores de OdA.

**Cuadro 5. Coeficientes y (error estándar) en modelos multinivel con OdA y NSE por Regiones Matemática, Lectura y Ciencia**

Indicadores	Regiones				
	País	Bs. As.	CABA	Córdoba	Tucumán
	<b>Matemática</b>				
Varón	19,4 (2,4)	21,1 (2,7)	19,9 (3,0)	17,4 (2,9)	16,8 (2,7)
Repite	-15,1 (4,2)	-20,9 (5,9)	-22,9 (6,0)	<b>-6,8</b> (5,3)	-16,5 (4,4)
Grado	26,6 (2,8)	19,9 (3,7)	16,6 (5,4)	31,0 (3,6)	19,7 (3,0)
Bienes	2,9 (0,3)	3,0 (0,5)	3,0 (0,5)	2,1 (0,4)	2,2 (0,4)

Libros	4,0 (1,2)	6,6 (1,3)	6,1 (1,0)	7,2 (1,1)	4,7 (1,3)
<b>Lectura</b>					
Varón	-11,3 (3,1)	-10,0 (3,7)	-12,1 (3,7)	-13,4 (3,4)	-8,7 (2,9)
Repíte	-21,6 (4,9)	-28,1 (6,9)	-32,0 (6,9)	-17,0 (5,4)	-28,3 (5,5)
Grado	29,7 (3,3)	23,3 (4,8)	14,3 (6,2)	30,6 (4,0)	20,9 (4,1)
Bienes	3,0 (0,4)	3,0 (0,6)	3,0 (0,6)	2,5 (0,4)	2,2 (0,5)
Libros	3,0 (1,5)	7,1 (1,7)	7,8 (1,4)	6,9 (1,4)	5,0 (1,6)
<b>Ciencia</b>					
Varón	14,9 (2,6)	14,7 (3,1)	13,3 (3,5)	11,9 (3,3)	14,0 (2,8)
Repíte	-18,7 (4,7)	-21,7 (6,2)	12,5 (6,1)	-14,3 (5,8)	-26,1 (4,9)
Grado	25,1 (3,2)	22,0 (4,1)	-31,3 (6,8)	29,3 (4,3)	16,4 (3,3)
Bienes	3,1 (0,4)	2,7 (0,5)	3,2 (0,5)	2,7 (0,5)	2,2 (0,4)
Libros	4,9 (1,4)	6,4 (1,4)	7,6 (1,2)	6,8 (1,3)	5,6 (1,5)

Nota: negrita = no significativo

Los coeficientes de género y OdA han experimentado cambios muy suaves, con algunas pocas excepciones. En relación a M2, los indicadores de OdA bajan en las tres disciplinas, evidenciando un cierto grado de mediación del efecto de NSE a través de la OdA. En cambio, *varón* tiende a subir en las disciplinas donde los varones tienen ventajas en los rendimientos respecto de las mujeres, indicando que esa brecha es mayor en los valores promedios de NSE. En lectura, en cambio, el sentido de las variaciones más significativas (Bs. As. y CABA) es inverso: la distancia hombre-mujer es más estrecha.

Para evaluar el grado de ajuste de los modelos analizados se debe observar el porcentaje de las variancias iniciales estimadas en los modelos “vacíos” (Cuadro 2) que ha sido explicado por cada uno de los modelos (Cuadro 6).

**Cuadro 6. Varianza explicada (%) en los Modelos 4 y 5, según regiones por materias y niveles.**

Niveles	Regiones				
	País	Bs. As.	CABA	Córdoba	Tucumán
<b>Matemática</b>					
Modelos 3					
Escuelas	35,4	32,8	20,4	32,3	23,6
Alumnos	11,6	9,7	6,9	10,5	7,8
Modelo NSE					
Escuelas	52,3	58,3	43,2	47,5	42,1
Alumnos	14,1	13,2	11,0	13,5	9,8
<b>Lectura</b>					
Modelos 3					
Escuelas	31,8	35,6	25,3	29,4	27,1
Alumnos	12,0	10,1	11,0	11,1	8,5
Modelo NSE					
Escuelas	46,7	55,1	45,1	44,2	39,9
Alumnos	13,5	12,5	14,4	13,6	9,8
<b>Ciencia</b>					

Modelos 3					
Escuelas	34,5	33,4	20,9	32,1	24,4
Alumnos	9,5	8,6	5,6	9,5	7,2
Modelo NSE					
Escuelas	53,5	52,6	43,6	48,4	43,1
Alumnos	12,0	10,9	9,8	12,4	8,8

El primer resultado a resaltar es la capacidad explicativa de ambos modelos en el nivel ‘escuela’, a pesar de ser todos ellos mediciones definidas a nivel del alumno. Ello refleja la fuerte *segmentación institucional* no solo socioeconómica sino también respecto de la OdA. Estos indicadores, junto con el género, llegan a explicar en torno del 35% del total de la varianza ‘entre-escuela’ de matemática y ciencia en ‘País’ y de lectura en Bs.As. En CABA es donde se registra la menor magnitud del efecto de OdA, pero de todas formas, supera el 20% de dicha varianza.

Debido a estas segmentaciones, la capacidad explicativa a nivel ‘intra-escuela’ es notoriamente menor: los porcentajes explicados oscilan de 5,6% en CABA-ciencia a 14,1% en País-matemática. Pero todos los coeficientes son altamente significativos. Entonces, tanto el género como la OdA ayudan a explicar las diferencias de rendimiento entre los alumnos al interior de la escuela.

### **Aleatorización**

Para determinar si los efectos de *varón* y de *repite* varían entre las escuelas, se sigue el siguiente procedimiento: (i) al modelo “vacío” se le incorpora la “región” como nivel de agregación y por tanto, queda definido un modelo de 3 niveles (región, escuela, alumno) para cada disciplina; (ii) a seguir, se incorporan todos los predictores del modelo anterior pero aleatorizando *varón* y *repite*. Los resultados del nuevo modelo ‘vacío’ (Cuadro 7) indican que existiría una variación significativa ‘entre regiones’ respecto de los promedios de rendimiento, con valores muy similares en las tres disciplinas. También son significativas las variaciones ‘entre escuela’ con magnitudes muy próximas en las tres disciplinas, aunque estas han experimentado un descenso en relación al modelo vacío de dos niveles. De allí se infiere que una parte de la variación ‘entre-escuela’ estimada anteriormente incluía variación ‘entre-regiones’.

En los modelos con aleatorización, los coeficientes de *varón* y de *repite* en el nivel escuela resultan altamente significativos, a excepción de *varón* en ciencia. Entonces, las distancias esperadas entre los rendimientos promedios de varones y mujeres en matemática y lectura varían significativamente entre las escuelas dentro de cada región, siendo en esta última disciplina donde se detecta una intensidad mayor de esa variación. Por otro lado, la distancia entre repitentes y no repitentes no solo resulta significativa en las tres disciplinas, sino que su intensidad es manifiestamente superior a la estimada para la brecha entre géneros. Finalmente, se constata que la variación total ha disminuido en poco menos que 30 puntos porcentuales, debido principalmente a la reducción de la variación ‘entre-escuela’, consecuencia de haber aleatorizado las dos variables analizadas.

De estos resultados se infiere no solamente que el promedio de rendimiento varía significativamente entre regiones y escuelas, sino que además, determinadas características de las escuelas explican una proporción manifiestamente elevada de las desigualdades totales en los resultados de las pruebas de las tres disciplinas evaluadas.

**Cuadro 7. Distribución (%) de la varianza y coeficientes de aleatorización en modelos de tres niveles. Matemática, Lectura y Ciencia.**

Niveles	Matemática		Lectura		Ciencia	
	Vacío	Aleatorio	Vacío	Aleatorio	Vacío	Aleatorio
Varianza (%)						
País	14,4	9,1	11,6	7,5	12,2	7,0
Escuela	28,7	13,0	29,0	14,0	26,8	12,8
Alumno	56,9	49,0	59,4	51,5	61,0	53,7
Total	100,0	71,1	100,0	73,1	100,0	73,6
<b>Aleatorización escuela</b>						
Varón	---	107,9***	---	150,8***	---	80,1
(err.std.)	---	(45,0)	---	(56,4)	---	(48,0)
Repitente	---	152,0***	---	334,3***	---	159,7***
(err.std.)	---	(71,3)	---	(91,7)	---	(65,1)

(\*\*\*) Prob. ≤ 0.001.

## Conclusión.

En este estudio se han analizado las relaciones entre el género y los puntajes obtenidos por los alumnos en las pruebas de matemática, lengua y ciencia aplicadas por PISA/2018 en 5 unidades geográficas ('regiones') de Argentina. Se ha constatado que los varones obtienen rendimientos promedios más altos que las mujeres en matemática y en ciencia, y lo inverso sucede con lectura. En Argentina, entonces, el 'efecto género' continúa significativo, reconfirmando resultados censales de 1998 y de las cuatro muestras aplicadas por PISA entre 2000 y 2012 (Ibáñez Martín y Formichella, 2017), constituyendo así una de las fuentes de inequidad en la distribución de los aprendizajes. Las brechas en lectura tienden a ser tenuemente mayores que las de matemática, pero ambas son claramente mayores que las brechas en ciencia. Las desigualdades varían regionalmente pero no muestran algún patrón determinado, salvo la mayor homogeneidad en ciencia.

Los dos indicadores de la OdA – repitencia escolar y año que cursa actualmente – son estadísticamente significativos en todas las regiones, aunque existen variaciones entre ellas. En general, el ordenamiento regional según magnitud de los coeficientes de ambos indicadores se mantiene en las tres disciplinas, pero en sentido inverso: en la región con mayor efecto de la repitencia se observa el menor efecto del año escolar, y viceversa.

La interacción entre género y repitencia escolar varía según la disciplina y la región. En ciencias no existen evidencias sólidas de interacción en ninguna región y por tanto, las diferencias de rendimiento entre los géneros es similar en alumnos repitentes y no-repitentes. Entre las regiones donde se detectó interacción significativa, los resultados más frecuentes son el menor efecto del género entre los repitentes. En ese subgrupo, hombres y mujeres obtienen rendimientos bajos y más similares entre sí.

Convergente con los diversos estudios realizados, los puntajes en las tres pruebas se asocian significativamente con el origen socioeconómico del alumno y con los indicadores de OdA, impactando principalmente en la variación 'intra-escuela', indicativo de una alta segmentación socioeconómica y de OdA en el tejido institucional. Pero, lo más relevante para los objetivos específicos de este estudio ha sido la constatación de que el efecto del género se mantiene significativo aun cuando se controle por el efecto de los indicadores socioeconómicos y de la OdA, indicando su efecto propio sobre los rendimientos del alumno y por tanto, su contribución significativa para la explicación de las desigualdades entre los rendimientos escolares.

Finalmente, la intensidad del efecto del género y de la repetición escolar varían entre las escuelas: algunas son más equitativas que otras y consiguen moderar las brechas por género y por situación de repetencia. De ello se infiere que ciertas características de las escuelas, no medidas en este estudio, están ayudando a suavizar más que otras esas inequidades.

Han existido dos enfoques principales para abordar la explicación de las diferencias de rendimientos escolares entre hombres y mujeres: el psicológico-biológico o el socioeconómico-cultural. En la primera orientación, las investigaciones han constatado, por ejemplo, que la diferenciación y variación por género emerge tempranamente si la evaluación del rendimiento trata sobre capacidades de mayor dificultad y complejidad como es el caso de la resolución de problemas (Hyde, Fennema y Lamon, 1990; Lindberg, Hyde, Petersen y Linn, 2010) o tareas de rotación mental (Levine, Huttenlocher, Taylor y Langrock, 1999). Este tipo de factores podrían explicar, por ejemplo, las oscilaciones de las brechas de género en los resultados de cuatro sub-escalas de contenidos de matemática evaluadas por PISA/2012 (OCDE, 2014). En esta misma perspectiva, meta-análisis constataron que existían diferencias entre los géneros respecto de la visualización espacial (Liu, Uttal, Marulis y Newcombe; 2008; Voyer, Voyer y Bryden, 1995) y que es el tipo de capacidad cognitiva donde se observa la mayor distancia entre géneros, sugiriéndose que los varones utilizan más habilidades cognitivas específicas (Reilly, Neumann y Andrews, 2016). Estas verificaciones empíricas podrían explicar por qué los hombres obtienen mejores resultados cuando se evalúan contenidos no enseñados (Ganley y Lubienski, 2016), mientras que las mujeres se inclinarían a usar solo estrategias enseñadas en el aula (Fennema, Carpenter, Jacobs, Franke y Levi, 1998; Gallagher y De Lisi, 1994).

Más allá de la validez de estos hallazgos, las críticas al enfoque psico-biológico, han resaltado que no puede explicar las oscilaciones de las diferencias de género existentes entre países y temporalmente, según algunos meta-análisis (Else-Quest, Hyde y Linn, 2010; Kane y Mertz, 2011). Además, la revisión de la literatura indica no solo que algunas de esas capacidades son afectadas por el nivel socioeconómico familiar (Levine, Vasilyeva, Lourenco, Newcombe y Huttenlocher, 2005), sino también que los factores socioeconómicos y culturales evidencian una mayor capacidad explicativa respecto de tales diferencias (Guiso, Monte, Sapienza, y Zingales, 2008).

Por ello, revisiones de investigaciones han desacreditado a las investigaciones que concluyen acerca de impacto del género per se, obviando el efecto interactivo entre características personales y contextuales (Leder, 2019:296). Varias revisiones de investigaciones han constatado que si las características socioeconómicas contextuales (familia, escuela y vecindario) se incluyen en el análisis, el efecto género varía significativamente. Así por ejemplo, el nivel educativo, las actitudes y la valoración de las capacidades de los hijos por parte de los padres pueden estar estrechamente interrelacionados, afectando el desarrollo de capacidades cognitivas y los niveles de aprendizaje de las mujeres. En Argentina, un estudio realizado con una extensa base de datos (Cervini, 2009) ha demostrado que el efecto género se acentúa en los contextos sociales más vulnerables.

Sumado a los factores socioeconómicos y culturales que pueden estar explicando las diferencias de género en cada contexto, la variación inter-escuelas del efecto del género sobre el aprendizaje señala nítidamente a factores vinculados a la institución escolar y sus prácticas pedagógicas como área de relevancia para ser estudiadas.

## Referencias bibliográficas

Baye, A. & Monseur, C. (2016). Gender differences in variability and extreme scores in an international context. *Large-scale Assessments in Education*, 4(1), 1–16

Bishop, J.H. (1992). The impact of academic competencies on wages, unemployment, and job performance. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 37, 127- 194.





- Gallagher, A. M., & DeLisi, R. (1994). Gender differences in Scholastic Aptitude Test – mathematics problem solving among high-ability students. *Journal of Educational Psychology*, 86, 204–211.
- Ganley, C., & Lubienski, S. T. (2016). *Current research on gender differences in math*. Recuperado de: <http://www.nctm.org/Publications/Teaching-Children-Mathematics/Blog/Current-Research-on-Gender-Differences-in-Math/>
- Grant, C. A., & Sleeter, C. E. (1986). Race, class, and gender in education research: An argumentation for integrative analysis. *Review of Educational Research*, 56(2), 195–211.
- Guiso, L., Monte, F., Sapienza, P., & Zingales, L. (2008). Diversity: Culture, gender, and math. *Science*, 320(5880), 1164–1165.
- Hyde, J. S., Fennema, E., Ryan, M., Frost, L. A., & Hopp, C. (1990). Gender comparisons of mathematics attitudes and affect: A meta-analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 14, 299–324.
- Ibáñez Martín, M., & Formichella, M. M. (2017) Logros educativos: ¿Es relevante el género de los estudiantes? *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 25(3). <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.25.2520>
- Kane, J. M., & Mertz, J. E. (2011). Debunking myths and gender and mathematics performance. *Notices of the American Mathematical Society*, 59(1), 10–21.
- Leahey, E., & Guo, G. (2001). Gender differences in mathematical trajectories. *Social Forces*, 80, 713–732.
- Leder, G. C. (1992). Mathematics and gender: Changing perspectives. In D. A. Grouws (Ed.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning* (pp. 597-622). New York: Macmillan.
- Leder G.C. (2019). Gender and Mathematics Education: An Overview. En G. Kaiser y N. Presmeg (eds), *Compendium for Early Career Researchers in Mathematics Education*. ICME-13 Monographs. Springer, Cham.
- Legewie, J., & DiPrete, T. A. (2012). School context and gender gap in educational achievement. *American Sociological Review*, 77, 463–485.
- Levine, S. C., Huttenlocher, J., Taylor, A., & Langrock, A. (1999). Early sex differences in spatial skill. *Developmental Psychology*, 35, 940–949.
- Levine, S. C., Vasilyeva, M., Lourenco, S. F., Newcombe, N. S., & Huttenlocher, J. (2005). Socioeconomic status modifies the sex difference in spatial skill. *Psychological Science*, 16, 841–845.
- Lindberg, S. M., Hyde, J. S., Petersen, J. L., & Linn, M. C. (2010). New trends in gender and mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(6), 1123–1135.
- Liu, L. L., Uttal, D. H., Marulis, L. M., & Newcombe, N. S. (2008). Training spatial skills: What works, for whom, why and for how long? Paper presented at the *20th annual meeting of the Association for Psychology Science*. Chicago, USA.
- Lubinski, S. T. (2008). On “gap gazing” in mathematics education: The need for gaps analyses. *Journal for Research in Mathematics Education*, 39(4), 350–356.
- Maccoby, E., y Jacklyn, C. (1974). *The psychology of sex differences*. Stanford, EE. UU.: Stanford University Press.

Marchionni, M., Pinto, F., & Vázquez, E. (2013). Determinantes de la desigualdad en el desempeño educativo en la Argentina. *Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Rosario. Disponible en: [http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2013/marchioni\\_pinto.pdf](http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2013/marchioni_pinto.pdf)

Martin, M. O., Mullis, I. V. S., Foy, P., & Hooper, M. (2016). *TIMSS 2015 international results in science*. Retrieved from Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center Website. <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/>.

Muller, C. (1998). Gender differences in parental involvement and adolescents' mathematics achievement. *Sociology of Education*, 71(4), 336–356.

Murnane, R., Willett, J. y Levy, F. (1995). The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination. *Review of Economics and Statistics*, 77(2), 251–266.

OECD. (2014). *PISA 2012 results: What students know and can do—Student performance in mathematics, reading and science* (Vol. I, Rev. ed.). Paris, France: OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201118-en>.

Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). (2015). *The ABC of gender equality in education: Attitude, behavior, confidence (PISA)*. Paris, France: OECD.

OECD (2019). *PISA 2018 Results (Volume II): Where All Students Can Succeed*. Paris, France: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/b5fd1b8f-en>.

Parsons, J. E., Adler, T. F., & Kaczala, C. M. (1982). Socialization of achievement attitudes and beliefs: Parental influences. *Child Development*, 53, 310–321.

Quiroz, S. S., Dari, N. L., & Cervini, R. A. (2020). Oportunidad de Aprender y Segmentación Socioeconómica en Argentina - PISA 2015. *REICE. Revista Iberoamericana Sobre Calidad, Eficacia Y Cambio En Educación*, 18(3), 93–112. <https://doi.org/10.15366/reice2020.18.3.005>

Reilly, D., Neumann, D. L., & Andrews, G. (2016). Gender differences in spatial ability: Implications for STEM education and approaches to reducing the gender gap for parents and educators. In M. S. Khine (Ed.), *Visuospacial ability in STEM: Transforming research into practice* (pp. 195–224). Cham: Springer.

Reis, S. M., & Park, S. (2001). Gender differences in high-achieving students in math and science. *Journal for the Education of the Gifted*, 25, 52–73.

Rivera-Batiz, F. (1992). Quantitative literacy and the likelihood of employment among young adults in the United States. *Journal of Human Resources*, 27(2), 313–328.

Santos, M. (2007). Quality of education in Argentina: determinants and distribution using PISA 2000 test scores. *Well-being and Social Policy*, 3 (1).

Swiatek, M. A., Lupkowski-Shopluk, A., & O'Donoghue, C. C. (2000). Gender differences in above-level EXPLORE scores of gifted third through sixth graders. *Journal of Educational Psychology*, 92, 718–723.

Voyer, D., Voyer, S., & Bryden, M. P. (1995). Magnitude of sex differences in spatial abilities: A meta-analysis and consideration of critical variables. *Psychological Bulletin*, 117(2), 250–270

Wilder, G., y Powell, K. (1989). Sex differences in rest performance: A survey of the literature. *Educational Testing Service Research Report*, 4.

Willingham, W., & Cole, N. (1997). Research on gender differences. En W. W. Willinghamy, N. S. Cole (Eds.), *Gender and Fair Assessment*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

## Anexos

Valor de la probabilidad ( $-2 \times \log \text{likelihood}$ ) según modelos y regiones.  
Matemática, Lectura y Ciencia.

Modelos	Regiones				
	País	Bs. As.	CABA	Córdoba	Tucumán
<u>Matemática</u>					
<i>varony</i> OdA	32225,9	23214,6	26050,6	26594,7	25271,9
<i>varon</i> , OdA, interacción	32217,0	23209,3	26044,4	26591,3	25269,5
razón de verosimilitud	<b>0.003</b>	<b>0.021</b>	<b>0,012</b>	ns	ns
<u>Lectura</u>					
<i>varony</i> OdA	33201,4	23879,5	26835,0	27241,0	26062,7
<i>varon</i> , OdA, interacción	33193,6	23878,1	26830,4	27235,3	26058,1
razón de verosimilitud	<b>0.005</b>	ns	<b>0,032</b>	<b>0,017</b>	<b>0,032</b>
<u>Ciencia</u>					
<i>varony</i> OdA	32851,4	23541,9	26622,7	27079,4	25738,7
<i>varon</i> , OdA, interacción	32849,0	23541,7	26624,6	27081,2	25742,6
razón de verosimilitud	ns	ns	ns	ns	<b>0,048</b>

ns: prob.  $\geq 0.05$

Fecha de recepción: 27-8-2020

Fecha de aceptación: 26-11-2020