



Education Policy Analysis
Archives/Archivos Analíticos de Políticas
Educativas
ISSN: 1068-2341
EPAA@asu.edu
Arizona State University
Estados Unidos

Ibáñez Martín, María María; Formichella, María Marta
Logros Educativos: ¿Es Relevante el Género de los Estudiantes?
Education Policy Analysis Archives/Archivos Analíticos de Políticas Educativas, vol. 25,
2017, pp. 1-32
Arizona State University
Arizona, Estados Unidos

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=275050047003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

archivos analíticos de políticas educativas

Revista académica evaluada por pares, independiente, de
acceso abierto y multilingüe



Volumen 25 Número 3

16 de enero 2017

ISSN 1068-2341

Logros Educativos: ¿Es Relevante el Género de los Estudiantes?

Maria María Ibáñez Martín



Maria Marta Formichella

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur-IIESS (CONICET-
UNS)

Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur (UNS)
Argentina

Citación: 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>

Resumen: Existen diferentes factores que influyen sobre los resultados educativos de los estudiantes y conocerlos puede colaborar a la hora de tomar decisiones de política. En este contexto, el presente trabajo analiza si existen diferencias en los logros escolares explicadas por el género de los estudiantes. Para ello, se utilizan datos de las pruebas PISA correspondientes a todas las ondas en las que Argentina ha participado y una metodología econométrica de tipo multinivel trivariado. Se halla evidencia a favor de la existencia de discrepancias en los logros educativos entre varones y mujeres.

Palabras clave: género; logros escolares; multinivel

Educational achievements: Does the gender of students matter?

Abstract: There are different factors that influence educational outcomes of students and these factors can help in decision-making and policy development. In this context, this paper analyzes whether differences in school achievement are able to be explained by considering the gender of the

students. For this purpose, PISA data bases corresponding to all waves in which Argentina has participated and a multilevel trivariate econometric methodology were used, suggesting evidence for the existence of differences in educational attainment between men and women.

Key words: gender; school achievement; multilevel

O nível de instrução: Gênero é estudante relevante?

Resumo: Existem diversos fatores que influenciam os resultados escolares dos alunos. Conhecer-les pode ajudar na tomada de decisões políticas. Neste contexto, o presente trabalho analisa se existem diferenças no desempenho escolar explicado pelo gênero dos alunos. Para fazê-lo, são utilizados os dados do teste PISA das ondas em que a Argentina tem participado. A metodologia econômica empregada é trivariado multinível. Há evidências para a existência de diferenças no nível de escolaridade entre homens e mulheres.

Palavras-chave: gênero; desempenho escolar; multinível

Introducción

Dado que la educación es esencial para el desarrollo de las personas y los países, resulta relevante estudiar si existe equidad educativa en una determinada sociedad (Formichella, 2010). Si bien la equidad en el ámbito educativo puede precisarse desde diferentes aristas, en el presente trabajo se la define a partir de la igualdad en los logros escolares y, en ese sentido, es pertinente estudiar cuáles son los factores que contribuyen, o no, a la misma. Aquí, más allá de que se reconoce que dichos factores son múltiples, se intenta dar luz acerca del rol de uno de ellos: el género de los estudiantes.

Estudiar la cuestión del género en educación no es novedosa (ver por ejemplo Miranda, 2010) y analizar su rol como elemento partícipe de la función de producción educativa tampoco (ver Cervini, 2009, Formichella & Ibáñez, 2014, y Cervini, 2015). Sin embargo, examinar su comportamiento como determinante de los logros educativos en el tiempo sí lo es y representa el aporte que se intenta hacer desde esta investigación.

En tal sentido, el objetivo de este trabajo es analizar el efecto del género sobre los logros educativos de los estudiantes argentinos a lo largo de doce años. El estudio del género como un factor determinante de los resultados escolares durante más de un período permite establecer si existe persistencia en las desigualdades educativas vinculadas al mismo, y abre un espectro novedoso acerca de las políticas educativas que podrían aplicarse con el fin de reducir la brecha entre varones y mujeres. Por ello, en este trabajo se consideran todas las olas de las pruebas PISA (Programme for International Student Assessment) en las que Argentina ha participado (2000, 2006, 2009, 2012)¹.

A partir de la evidencia empírica disponible, se plantea la hipótesis de que el género representa una variable que influye sobre los logros escolares y que dicha influencia no se debe a la aleatoriedad de mediciones puntuales, sino que se evidencia de manera persistente en el tiempo. Con respecto al sentido del efecto del género, se propone la hipótesis de que las mujeres obtienen sistemáticamente mejores resultados en lectura y escritura, mientras que lo mismo sucede con los varones en matemáticas y ciencias.

Por último, cabe mencionar que para cumplir con el objetivo propuesto, se aplica una metodología económica de tipo multinivel multivariada, tal como es recomendado en la literatura en estos casos (en la sección de metodología se explica con mayor detalle).

¹ No se incluye la prueba PISA 2015 porque la base de datos aún no se encuentra disponible.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección próxima se realiza una revisión acerca de los antecedentes vinculados al tema propuesto; en la tercera se presentan la metodología, los datos y las variables; en la cuarta sección se exponen los resultados encontrados y, finalmente, se da paso a las conclusiones.

Antecedentes en el Estudio del Efecto Género en los Resultados Educativos

Es sabido que la discrepancia de género es una de las expresiones de la desigualdad educativa presente en los sistemas de educación actuales. Prueba de esto es el seminario sobre Equidad de Género en Educación organizado recientemente por la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO- abril de 2016) y llevado a cabo en Santiago de Chile. Asimismo, Cervini y otros (2015) muestran la existencia de discrepancias en los resultados educativos entre varones y mujeres a partir de datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE), llevado a cabo por la UNESCO en el nivel de enseñanza primaria en América Latina.

En este sentido, en Argentina existen trabajos que han centrado su atención en la cuestión del efecto del género sobre los logros educativos a partir de la función de producción educativa, pero que han abordado el tema utilizando muestras estadísticas correspondientes a momentos puntuales y no han analizado la robustez de dicho efecto en el tiempo. Entre estos, uno de los pioneros fue llevado a cabo por Cervini y Dari (2009) a partir de regresiones multinivel y datos del Censo Nacional de Finalización del Secundario realizado por el Ministerio de Cultura y Educación de la Nación de 1998. Los investigadores concluyen que, en promedio, los puntajes obtenidos por las mujeres en lengua son notablemente superiores a los de los hombres, mientras que en matemática sucede lo contrario. Sin embargo, en este último caso la magnitud de la desigualdad no es tan pronunciada como en lengua.

Otro estudio específico fue realizado por Formichella e Ibáñez Martín (2014). A partir de la base de PISA 2009 y la aplicación de modelos multinivel trivariados, también se halla evidencia a favor de que existe una ventaja de las mujeres en el rendimiento vinculado a la lectoescritura y de los hombres en los logros de matemática y ciencias.

OCDE (2001) analiza las pruebas PISA 2000 para diversos países de América Latina y encuentra que Argentina es uno de los que presenta una brecha de rendimiento a favor de las mujeres en lectoescritura. PISA se vincula al nivel educativo medio, sin embargo, el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE) se relaciona con el nivel primario y LLECE (2000) presenta evidencia en igual sentido.

A pesar de que en Argentina no abundan los trabajos que utilicen la función de producción educativa y concentren su atención en la cuestión de género como determinante de los logros escolares, la lista de artículos que utilizan esta variable como secundaria es más amplia. Santos (2007) a partir de datos de PISA 2000 y regresiones econométricas por quantiles, llega a la conclusión de que existe superioridad de los hombres sobre las mujeres en matemática y encuentra la relación inversa en lengua. A su vez, en un trabajo previo reconoce a la variable género como determinante en las diferencias de rendimiento escolar y enfatiza respecto a la importancia que la misma debe tener en las políticas educativas de la economía argentina (Santos, 2005).

En igual sentido, Abdul-Hamid (2007) se suma a los autores que encuentran que las mujeres son mejores en lengua, mientras que los hombres son superiores en el rendimiento en matemáticas y ciencias. Asimismo, Formichella (2011b) utiliza la técnica de regresión multinivel a partir de datos de la prueba PISA 2006 y muestra que los hombres tienen mejores rendimientos en ciencias que las mujeres.

Por su parte, Cervini (2002) estima un modelo de tres niveles utilizando la técnica multinivel para estudiar la inequidad educativa en Argentina. Para ello, utiliza los resultados del Censo Nacional de Finalización del Secundario del año 1998. Al igual que Cervini y Dari (2009), encuentra que la desigualdad en los logros educativos entre hombres y mujeres es estadísticamente significativa y que la ventaja de las mujeres sobre los hombres en lengua es superior a la que consiguen los hombres en matemática. A su vez, halla que las escuelas difieren en la capacidad de reducir la inequidad de género en los resultados escolares. Luego, en Cervini (2005) y a partir de la misma base de datos, el autor comprueba nuevamente que las mujeres obtienen rendimientos menores en matemáticas y agrega que la diferencia de género en dicha disciplina se acentúa en contextos sociales vulnerables.

Asimismo, Cervini (2006) afirma que la inequidad de género difiere fuertemente entre las diversas escuelas y que las mismas se ven mayormente limitadas en su accionar compensatorio en el área de matemáticas. Mientras que Cervini (2009) nuevamente presenta evidencia a favor de la superioridad de los hombres en matemática y de las mujeres en Lengua (siendo mayor la brecha en este caso).

Por su parte, Decandido (2011) a partir de datos de la base PISA 2009, propone modelos multinivel con efectos de interacción. Encuentra que el género es una de las características más importantes para justificar las diferencias de rendimiento escolar existentes entre alumnos de una misma escuela y muestra que las mujeres son superiores a los hombres en lectoescritura. Con la misma base de PISA, Marchioni et. al. (2013) también comprueban la superioridad en el rendimiento de las mujeres en lectura.

Hasta aquí, se han mencionado trabajo que han estudiado el rendimiento educativo en el nivel medio en Argentina. Sin embargo, también es larga la lista de trabajos que se han centrado en el nivel primario. Cervini (1999) utiliza la técnica de regresión multinivel en base a los resultados de las pruebas del Operativo Nacional de Evaluación (ONE) de la calidad educativa de 1997 y detecta que los varones de 7º grado aventajan a las mujeres en matemáticas. Este mismo autor, a partir de información del ONE del año 2000 llega a igual conclusión al estudiar el rendimiento de los chicos de 6º año de la educación primaria.

En igual sentido, Fresoli et. al. (2006) estiman un modelo multinivel con los resultados de las pruebas estandarizadas del ONE 2000. Los autores encuentran un efecto negativo y estadísticamente significativo de ser varón en las pruebas de lengua y el efecto contrario pero con menor magnitud en las pruebas de matemática. Asimismo, en el año 2007 analizan los resultados de las pruebas ONE 2000 y LLECE 1999 aplicadas a alumnos de 6º grado y alumnos de 3º y 4º, respectivamente. Nuevamente el efecto de ser hombre en las pruebas de lengua tiene un efecto negativo y positivo en matemáticas, ambos estadísticamente significativos. A partir del ONE 2000, pero utilizando modelos jerárquicos en tres niveles, Gertel et. al. (2007) arriban a las mismas conclusiones.

Por su parte, Fernández Aguerre (2002) realiza un modelo de regresión logística para analizar los datos de la Evaluación Nacional de aprendizajes en sextos años de educación primaria y del ONE de sextos años, ambos realizados en 1999. En su trabajo concluye que matemática es un área de dominio para los hombres en Argentina.

Por último, a partir de un análisis sobre los alumnos en edad de asistir a escuela primaria y secundaria, Paz y Cid (2012) y Gutiérrez y Uanini (2015) sostienen que las mujeres presentan persistentemente mejores resultados en cuanto a tasas de asistencia y finalización.

En América Latina, región que contiene al país aquí analizado, la realización de estudios sobre las diferencias en los resultados educativos experimentó un gran auge debido al avance en la elaboración de bases de datos extensas, la promoción de la UNESCO y la incorporación de países latinoamericanos a pruebas estandarizadas. En esta región, el trabajo pionero sobre la diferencia de género en el rendimiento educativo fue realizado por Vélez, Schiefelbein y Valenzuela (1994),

quienes luego de una exhaustiva revisión, identificaron que en el 40% de los casos los hombres obtienen un mejor resultado que las mujeres (sin distinguir entre áreas).

El Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación –LLECE (2000) muestra que en la mayoría de los países de la región las niñas de 3º y 4º año de la primaria obtienen mejores resultados que los niños en lengua y que la relación contraria se verifica en matemáticas, pero sólo en 5 países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú. Una revisión posterior, realizada en el año 2008, sostiene que la ventaja de las mujeres en lengua y la superioridad de los hombres en matemática se registra en todos los países (LLECE, 2008). De igual modo, Cervini, Dari y Quiroz (2015), en base a las pruebas SERCE, encuentran que los hombres aventajan a las mujeres en matemática y que la relación se invierte en lectura.

Si bien en América Latina el estudio a nivel regional ha sido escaso, investigaciones basadas en pruebas a nivel nacional han tenido mayor preponderancia. Con respecto al nivel primario, algunos trabajos empíricos han encontrado el resultado habitual de superioridad de las niñas en lengua y de los varones en matemáticas (Universidad Pedagógica Nacional de Honduras, 1998, Honduras; Navarrete, López & Laguna, 2008, Nicaragua; Franco et al., 2007, Brasil; Garivia, Martínez-Arias & Castro, 2004, Brasil; McEwan, 2001, Chile; 1SIMCE, 2005, Chile; Martin, Mullis, González & Chrostowsky, 2004, Chile)

Por el contrario, otras investigaciones no han hallado inequidad de género (IIMEC, 1997, Costa Rica; Ministerio de Educación de Perú, 2001, Perú; Fernández Aguerre, 2002, Chile), o solo han encontrado discrepancias de rendimiento entre hombres y mujeres en lengua, presentando éstas la ventaja esperada (DOOE, 1998, Paraguay; SIMECAL, 1998, Bolivia; Blanco et al., 2007, México). Luego, Blanco (2008) muestra resultados diferentes para México: encuentra que los hombres de 6º grado obtienen mejores resultados que las mujeres en matemáticas e igualan a las mujeres en los resultados en lengua.

Hasta aquí, se han descripto estudios realizados en América Latina para el nivel primario de educación. Con respecto al nivel secundario, Cervini (2009) presenta un trabajo de la OCDE (2001) en el que se comprueba -en base a datos de PISA 2000- la superioridad de las mujeres en lengua en Argentina, Brasil, Chile y México, y los mejores resultados de los hombres en matemáticas en Brasil.

Asimismo, Zorrilla y Muro (2004) muestran, en base a datos de México, que las pruebas estandarizadas en lengua y matemática arrojan que las mujeres tienen mejores resultados en la primera y los hombres en la segunda. A la misma conclusión llegan Blanco et. al. (2007) a partir de datos de las pruebas ENLACE aplicadas a alumnos de 3º año de la secundaria. Sin embargo, no todos los trabajos concuerdan en las conclusiones. El Ministerio de Educación de Perú (2001) verifica la ventaja de los hombres en matemática y no encuentran superioridad en los rendimientos de las mujeres en lengua. De igual modo, Piñeros y Rodríguez (1998) muestran que las pruebas realizadas sobre alumnos del último año de secundario en Colombia, reflejan que las mujeres tienen peores resultados que los hombres en ambas disciplinas.

Si bien los antecedentes para Argentina y América Latina son nóveles, la brecha de género en los logros educativos ha sido objeto de investigación a lo largo de la historia en otros contextos geográficos. El primer antecedente en la temática puede adjudicarse a Maccoby y Jacklin (1974), quienes sostienen que los varones obtienen mejores resultados en las ciencias exactas mientras que las mujeres tienen un mejor desempeño en lectura y escritura. La conclusión fue apoyada por diferentes trabajos empíricos (Cleary 1982; College Board, 2006; Hyde & Linn, 1986; Nowell & Hedges, 1988; Wilder & Powell, 1989; Willingham & Cole, 1997).

Por su parte, Nowell y Hedges (1998) examinan los datos del programa de análisis de resultados educativos de los Estados Unidos en el tiempo y hallan que la ventaja de los hombres en el área de matemáticas se reduce en el período 1971-1994. Sin embargo, no encuentran dicho cambio

en la ventaja que obtienen las mujeres en literatura. Además, Cole (1997) concluye lo mismo al analizar una base de datos representativa para el país norteamericano en alumnos de 15 años.

En 2004, el estudio Trends in International Mathematics and Science no verifica diferencias de género en Singapur, Taiwán, Hong Kong, Corea del Sur y Japón (González et al., 2004). El mismo resultado obtiene Tsui (2007) en base a resultados de rendimiento en matemáticas de estudiantes de octavo grado.

Otros estudios, basándose en diversas pruebas estandarizadas, han demostrado la existencia desigualdad de género a favor de las mujeres en todas las disciplinas (Arnot et al., 1996; Foster, 2000; Gallagher, 1997; Ridell, 1998; Turner et al., 1995; Warrington & Younger, 1997; Weiner et al., 1997). A las mismas conclusiones arriban estudios realizados sobre las pruebas estandarizadas del año 2005 de los Estados Unidos, National Curriculo Assesment y General Certification Secondary Education, donde se muestra que las mujeres aventajan a los varones en todas las disciplinas, inclusive en matemáticas (Demie, 2001; Warrington & Younger, 2007).

La ventaja de las mujeres en el área de matemáticas también es verificada por Sammons (1995) en su estudio sobre la década de los 80' para la etapa básica del secundario de EEUU. Por su parte, se ha demostrado que en Hong Kong la diferencia a favor de las mujeres se sostiene aún una vez que los resultados obtenidos por los hombres en el secundario son controlados por los obtenidos en la primaria (Wong, Lam & Ho, 2002).

Asimismo, Calero, Escardíbul y Choi (2012) sostienen que las mujeres poseen mayores probabilidades de situarse en niveles más altos de rendimiento que los hombres en España e Italia. Para los mismos países, García et. al. (2009) encuentran que las mujeres obtienen mejores resultados que los hombres en lectura, mayor tasa de finalización del nivel secundario de educación y, en general, mejores logros educativos.

Con respecto a los efectos de interacción entre variables, Connolly (2006) utiliza la base de Youth Cohort Study of England and Wales y concluye que en Inglaterra la variable género ejerce un efecto propio sobre los logros educativos que es independiente y menor al ejercido por la raza y la clase social. La conclusión contraria, respecto a la independencia del efecto de género, es sostenida por Arnot et al. (1996). Los autores sostienen que la raza y el género tienen un efecto conjunto sobre los resultados educativos; por ejemplo, las mujeres blancas de clase media tienen mejores rendimientos que los hombres con las mismas características, sin embargo los hombres de raza negra y de clase media superan a las mujeres en África (Arnot et al., 1996).

También ha sido estudiada la incidencia de las entidades educativas sobre las diferencias de género. Un conjunto de trabajos (Mortimore et al., 1988; Willms & Raudenbush, 1989) no encuentra un efecto significativo de las escuelas sobre las diferencias de género. Por el contrario, otros estudios (Mortimore & Sammons, 1994; Nuttal et al., 1989) sostienen que la desigualdad de género varía significativamente entre escuelas y que las mismas tienen competencias disímiles para compensar dicha diferencia.

A modo de conclusión ya partir de los antecedentes expuestos, es dable destacar que existen inconsistencias acerca de la relación entre el género y los logros educativos. Las conclusiones respecto de la incidencia del género en los resultados de los alumnos argentinos varían en función del nivel educativo que se analice, la base de datos utilizada y la metodología de estimación empleada. En este último aspecto, se avanzará en la aplicación de la misma metodología para todas las ondas de las pruebas PISA en las que Argentina ha participado, permitiendo realizar un análisis temporal que no cuenta con antecedentes y que permitirá detectar si existe persistencia de las desigualdades.

En lo que respecta a la base de datos, la utilización de las pruebas PISA suele basarse en la competencia prioritaria o 2 competencias para realizar comparaciones, entonces la consideración de las tres disciplinas es un aspecto novedoso del presente trabajo. Finalmente, cabe destacar que

la variable genero ocupa habitualmente un lugar secundario en las estimaciones cumpliendo el rol de una variable control en la mayoría de los casos. Por ende, poner el foco en esta cuestión es otro aporte relevante.

Metodología, Datos y Variables

Metodología²

Como ya se ha mencionado, la metodología utilizada en este trabajo es una regresión econométrica de tipo multinivel. Esta es la metodología sugerida al momento de estudiar los determinantes de los resultados educativos (Bryk & Raudenbusch, 1988, en Calero, Choi & Waisgrais, 2009; Hox, 1995); y, por ello, es la elegida por diversos autores a la hora de realizar sus investigaciones (Calero, Choi y Waisgrais, 2009; Cervini, 1999; Formichella, 2011; Formichella e Ibáñez, 2014; Krüger, 2013; OCDE, 2003).

La preponderancia de la metodología en cuestión se debe a que, cuando se estudia el rendimiento escolar, si bien las unidades de observación son los alumnos, éstos se encuentran agrupados en clases y en escuelas. Hox (1995) explica que la metodología multinivel se destaca precisamente por tener en cuenta que las unidades muéstrales están anidadas dentro de unidades más amplias.

El motivo de esta preponderancia se basa en que cuando las observaciones forman parte de grupos² no existe independencia de las mismas al interior de éstos y los modelos de tipo multinivel son capaces de incorporar la relación de dichas observaciones dentro de cada grupo (Diez Roux, 2002; Hox, 1995). Por ello se estima una ecuación por cada uno de los grupos y no una única regresión sobre el total de los datos (OCDE, 2003).

Hox (1995) y De la Cruz (2008) explican que las regresiones multinivel proveen estimadores más eficientes de los coeficientes que acompañan a las variables independientes, en comparación con los modelos tradicionales. De este modo, la información sobre la variación de dichos coeficientes es más confiable y, por ende, también lo son los test de hipótesis.

De acuerdo con la información provista por PISA, es posible plantear un modelo de dos niveles: alumnos (nivel 1) y escuelas (nivel 2). Las variables del segundo nivel son idénticas para todas las observaciones al interior de cada grupo. De este modo, influyen únicamente en los interceptos de la regresión de cada establecimiento educativo (OCDE, 2003).

Asimismo, las variables explicativas (Xs) de nivel 1 pueden ser incorporadas al modelo con efectos fijos o con efectos aleatorios, de acuerdo con la teoría sobre el tema y/o los objetivos de investigación. Que los efectos sean fijos significa que la influencia de la variable en cuestión sobre la variable dependiente es idéntica en cada grupo, es decir, el coeficiente que acompaña a la X es igual en cada regresión y las rectas que representan a cada escuela son paralelas. En cambio, que los efectos sean aleatorios significa que dicho coeficiente varía entre grupos, lo cual implica que las rectas que representan a cada establecimiento educativo no son paralelas. Por último, cabe mencionar que, si la incorporación de efectos aleatorios en una variable de nivel 1 resulta ser significativa, entonces las escuelas difieren en su accionar respecto a las diferencias de origen de sus respectivos estudiantes (Cervini, 1999).

Formalmente, el modelo descripto puede expresarse de la siguiente manera:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{p=1}^P \pi_{pj} X_{prij} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{q0} Z_{qj} + e_{ij} + r_{0j}$$

² Para un análisis más formal y más detallado de la metodología ver Cervini y Dari, 2009.

Donde:

- Y_{ij} es el resultado educativo del individuo i que asiste a la escuela j .
- X_{pij} es el valor que toma la variable de nivel uno p , para el individuo i que asiste a la escuela j .
- $\pi_{pj} = \beta_{p0} + r_{pj}$, representa el efecto de la variable explicativa de nivel uno p sobre la dependiente. Se compone de una parte fija, común a todas las escuelas (β_{p0}), y una parte aleatoria, que difiere entre ellas (r_{pj}). La parte aleatoria puede o no estar presente, según cómo se haya introducido esta variable en el modelo. Si la variable fue introducida con efectos fijos $\pi_{pj} = \beta_{p0}$. No se recomienda incluir excesiva cantidad de efectos aleatorios para evitar que los modelos se vuelvan demasiado complejos Hox (2002).
- Z_{qj} es el valor que toma la variable de nivel dos q en la escuela j .
- γ_{q0} representa el efecto de la variable explicativa de nivel dos q sobre la dependiente.
- e_{ij} y r_{0j} son los residuos estocásticos. El primero representa la desviación de un individuo i de la escuela j respecto al promedio en dicha escuela, mientras que el segundo representa el desvío aleatorio de una escuela j en relación al promedio del total de las escuelas. Los residuos estocásticos se suponen normalmente distribuidos con media cero y varianza constante.
- γ_{00} es la constante que representa los valores que son fijos para todas las escuelas. Se conforma por las β_{00} (promedio de todas las escuelas en relación a las variables de nivel 2) y las β_{p0} (parte fija de las variables de nivel uno).

Con respecto a la información que brindan los modelos multinivel es importante destacar la utilidad de estimar un modelo que carece de variables explicativas, denominado “modelo nulo o vacío³”. Su utilidad se basa en que las varianzas residuales intra-grupos e inter-grupos son iguales a las estimaciones de las varianzas de los resultados entre las unidades de anidamiento y al interior de las mismas. Así, en el caso de estudio aquí analizado, es posible conocer qué proporción de la desigualdad en los resultados educativos se debe a diferencias entre escuelas y qué proporción se vincula a desigualdades en el interior de éstas. Más específicamente, de la descomposición de la varianza surge un indicador denominado “coeficiente de correlación intraclasa” (φ), que representa la proporción de la varianza residual total que es explicada por diferencias entre las escuelas. Si φ fuera cero no tendría sentido utilizar un modelo de tipo multinivel (OCDE, 2003).

Formalmente, el modelo nulo se expresa así:

Nivel 1:

$$Y_{ij} = \pi_{0j} + e_{ij}$$

Nivel 2:

$$\pi_{0j} = \beta_{00} + r_{0j}$$

Donde la primer ecuación muestra el resultado educativo esperado del alumno i perteneciente a la escuela j (Y_{ij}). El mismo está formado por el valor promedio para esa escuela (π_{0j}) y una desviación aleatoria de ese alumno con respecto al promedio escolar (e_{ij}). Por otra parte, la ecuación

³ Para mayores detalles ver Formichella, 2011.

correspondiente al nivel dos muestra la conformación del intercepto de nivel uno (π_{0j}). Éste se halla formado por el promedio global para todas las escuelas (β_{00}) y por una desviación aleatoria de esa escuela con respecto a dicho promedio global (r_{0j}). La varianza del error de nivel 1 o $\text{var}(e_{ij})$, denominada (σ_e^2), representa a la variación en los resultados educativos que se evidencia entre alumnos al interior de las escuelas. Mientras que, la varianza del error de nivel 2 o $\text{var}(r_{0j})$, que se denomina (σ_r^2), representa a la variación en los logros escolares que se verifica entre establecimientos educativos.

En OCDE (2003) se detalla cómo el modelo nulo es también útil para construir un indicador denominado “varianza explicada”, que es frecuentemente utilizado en las investigaciones sobre rendimiento educativo y reporta información sobre la bondad de ajuste de los modelos no-nulos. Este indicador se construye a partir del cotejo de la varianza del residuo de cada modelo -la varianza de los resultados que no se explica mediante las variables X incorporadas al mismo- y la varianza del residuo del modelo nulo, así:

$$\text{VarianzaExplicada} = 1 - \frac{\text{Var del residuo en el modelo propuesto}}{\text{Var del residuo en el modelo nulo}}$$

En este trabajo se propone un modelo con más de una variable dependiente (Y), y se incorpora una por cada competencia evaluada en PISA (lectoescritura, matemática y ciencias). Cuando esto sucede, es recomendable utilizar modelos multinivel un poco más sofisticados, denominados **modelos multinivel multivariados**. Éstos permiten calcular los determinantes de todas las variables respuesta (Y) al mismo tiempo y, de ese modo, obtener un resultado más eficiente que si se llevaran a cabo las regresiones de manera independiente. La mayor eficiencia se evidencia en que los test estadísticos son más fiables porque se produce una disminución en los valores de los errores estándar (Cervini & Dari, 2009; Snijders & Bosker, 1999).

En este sentido, De Maeyery otros (2004) señalan que este tipo de modelos reduce la probabilidad de cometer un error de tipo I (rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente que acompaña a una variable dependiente es cero cuando en realidad sí lo es), es decir, disminuye la posibilidad de obtenerse un falso efecto positivo. Asimismo, señalan que se reduce la probabilidad de cometer un error tipo II (no encontrar significativo un efecto que es realidad sí lo es). Además Gertel (2013), señala que los sesgos potenciales que podrían originarse por la interacción entre los diferentes tipos de resultados escolares se eliminan al utilizar la metodología aquí propuesta.

Otra ventaja se refleja en la comparación del tamaño del efecto de los regresores entre las diferentes variables dependientes: en los modelos multivariados es más adecuada. Las correlaciones entre la variable representativa del género de los estudiantes, y las otras variables explicativas, con las variables dependientes (en este caso los resultados educativos en las competencias matemática, ciencia y lectura) pueden observarse más fácilmente (Cervini & Dari, 2009). Además, esta ventaja se vuelve más relevante en casos como el aquí propuesto, dónde existe una gran correlación entre las Y (Snijders & Bosker, 2000).

Cervini y Dari (2009) explican que un modelo multinivel multivariado se conforma sumando un nuevo nivel por debajo del nivel inferior correspondiente a su expresión univariada. Es así que, en este trabajo, el modelo contiene tres niveles en vez de dos, como se explicó párrafos arriba: los datos correspondientes a las puntuaciones de cada competencia forman el nivel uno porque se hallan anidadas dentro del alumno; luego, el nivel alumnos pasa a ser considerado el dos y las escuelas el nivel tres.

Finalmente, en cuanto a la base de datos utilizada –PISA en sus ondas 2000, 2006, 2009 y 2012 - se siguen las indicaciones de OCDE (2003, 2009) para calcular y presentar los parámetros estadísticos vinculados al tratamiento de los valores de los resultados educativos: dado que en cada competencia se informan cinco valores plausibles por observación, todos los estadísticos presentados como resultado surgen como promedio final de los estimadores poblacionales obtenidos para cada valor plausible en cada una de las competencias. Asimismo, cabe señalar que, en el modelo aquí propuesto se ponderan las observaciones por alumno con la variable-peso w_{fstumt} ⁴, mientras que las observaciones por escuela se ponderan con la variable w_{fschwt} (ambas proporcionadas en la base de datos del programa PISA⁵).

Datos

Tal como ha sido mencionado en secciones anteriores, el estudio empírico se realiza en base a la información proveniente del estudio PISA elaborado cada tres años por la OCDE desde el año 2000. Las pruebas estandarizadas que forman parte del programa evalúan las competencias de los estudiantes de 15 años de diferentes países, con objetivo de analizar su preparación para llevar adelante su vida adulta en sociedad.

El estudio consiste de una serie de evaluaciones de las capacidades de los estudiantes en Matemática, Ciencias y Lectoescritura, aunque en cada oportunidad se elige un área de evaluación como prioritaria de forma rotativa. En el año 2000 lectoescritura fue seleccionada como competencia prioritaria, en el 2006 ciencias, en 2009 nuevamente compresión lectora y, finalmente, en 2012 se priorizó matemática. Sin embargo, no se limita a la evaluación de las áreas mencionadas, sino que recopila información acerca del contexto social de los estudiantes y de los centros a los que éstos asisten (OCDE, 2006).

La escala de calificaciones de las pruebas estandarizadas posee una media de 500 y un desvío estándar de 100. Los logros educativos, expresados en los resultados obtenidos en las evaluaciones, se presentan a través de la utilización de “valores plausibles” (PV). La utilización de dichos valores encuentra justificación en el propósito principal del programa: evaluar las destrezas de una población, y no de cada individuo en particular. Por tal motivo cada alumno responde a un cierto número de ítems y se estima cómo hubiera contestado en todos los casos, así este conjunto de valores logran una representación del conjunto de capacidades en un estudiante. Desde la primer onda del estudio, se ha construido un conjunto de 5 PV para cada área a partir de la información obtenida (Martínez Arias, 2006; OCDE, 2003).

Argentina participó del programa durante los años 2000, 2006, 2009 y 2012, empleando todas las ondas en el trabajo propuesto. Es dable destacar que en el año 2000 todos los alumnos respondieron el cuestionario de lectoescritura y sólo 1 de cada 2 alumnos respondió el cuestionario de las otras dos competencias, reduciendo la cantidad de observaciones de la muestra dado que aquí se evalúan las tres competencias de forma simultánea. En el año 2000 la muestra recoge 2.230 observaciones, 4.339 en el 2006, 4.771 en el 2009 y 5.908 en el 2012.

Es dable destacar que la utilización de pruebas estandarizadas para medir logros educativos es fuertemente criticada por diversos autores (Berrenechea, 2010; Casassus, 2007; Froemel, 2009; Llach, Montoya & Roldán, 1999); sin embargo, la disponibilidad de base de datos construidas a partir de pruebas estandarizadas son información estadística que puede ser utilizada como *proxy* de la calidad de los resultados educativos, sin contar con otra alternativa para el mismo fin.

⁴“Los pesos son inversamente proporcionales a la probabilidad de selección” (OCDE, 2003).

⁵ De acuerdo con Rabe-Hesketh y Skrondal (2006, 2012), los pesos de las observaciones de nivel uno fueron re-escalados dividiéndolos por la media de cada grupo.

Variables

Los modelos multinivel, tal como fue explicitado anteriormente, cuentan con variables explicativas a nivel individual y a nivel grupal, en este caso las escuelas. A su vez, al estimar un modelo de tres niveles se incluyen variables que representan al individuo en sí mismo, relevando sus logros educativos en las tres competencias evaluadas por el programa.

El modelo multinivel aquí propuesto contará, entonces, con tres variables dependientes que se corresponden con los resultados individuales en matemática, ciencia y lectoescritura. En la tabla a continuación (Nº1) pueden observarse los errores y desvíos estándar de la variable dependiente para cada competencia, tanto para el total de la muestra como la discriminación de los resultados por género. Tal como fue mencionado, cada resultado está compuesto por 5 valores posibles.

Tabla 1
Promedio y Desvío Estándar según competencia

Año	Promedio Total (D.E)			Promedio Mujeres (D.E)			Promedio Varones (D.E)		
	Matemática	Ciencia	Lectura	Matemática	Ciencia	Lectura	Matemática	Ciencia	Lectura
2000	395,508 (116,79)	406,836 (106,68)	419,626 (105,66)	395,63 (114,85)	405,882 (106,16)	439,154 (101,19)	395,362 (118,58)	407,918 (108,37)	397,516 (106,75)
2006	388,114 (95,85)	398,324 (96,55)	383,926 (117,82)	381,842 (96,40)	402,322 (112,20)	406,522 (95,82)	395,588 (95,85)	393,56 (96,75)	357,026 (118,14)
2009	391,694 (90,78)	404,896 (98,77)	391,694 (103,64)	385,56 (88,58)	406,53 (95,12)	417,136 (99,72)	398,972 (92,70)	402,96 (102,95)	384,016 (105,76)
2012	395,632 (80,47)	410,474 (89,95)	403,592 (101,17)	389,276 (87,37)	412,92 (78,22)	420,898 (95,70)	402,706 (92,07)	407,748 (82,29)	384,316 (102,51)

Fuente: elaboración propia con base en datos de PISA 2000, 2006, 2009, 2012.

Con objetivo de que los modelos presenten consistencia y puedan ser comparables, se incorporaron los mismos indicadores para todos los años analizados. Sin embargo, la selección de variables encontró restricción en disponibilidad de ciertas variables y/o de la pregunta en el cuestionario de las pruebas estandarizadas utilizadas.

Dentro de las variables explicativas de nivel 1, alumnos, se encuentra la que contempla el género del alumnado (“mujer”), que toma el valor uno si la observación corresponde a una niña. Las muestras se encuentran aproximadamente balanceadas entre mujeres y varones, para todas las ondas de las pruebas: en el año 2000 las mujeres representaban el 53,09% de la muestra, el 54,34% en el 2006, 54,26% en el 2009 y en el año 2012 el 52,69%.

El resto de las variables, tanto a nivel alumno como escuelas, han sido incorporadas a los modelos multinivel para cumplir la función de variables control. Aquellas que se encuentran en todas las ondas y que forman parte de las estimaciones pueden observarse en la tabla nº2.

Tabla 2

Variables explicativas disponibles en todas las ondas

Nivel 1- Alumnos	Nivel 2- Escuelas
Estatus ocupacional de los padres (HISEI)⁶: Es un índice construido por la OCDE que representa el estatus ocupacional de los padres y surge de considerar el estatus más alto entre padre y madre.	Pública: Tomará valor 1 si el centro se enmarca en la esfera de gestión pública y cero en caso contrario, sin tener en cuenta si el centro recibe algún tipo de subsidio.
Recursos educativos del hogar (HEDRES): representa la cantidad de recursos educativos del hogar, a partir de un indicador elaborado por OCDE. Se evalúa la disponibilidad escritorio, un lugar tranquilo para estudiar, computadora, un software educativo, libros y diccionario.	Urbana: Es una variable dicotómica que toma valor uno si la escuela se localiza en sector urbano (más de 15 mil habitantes) y cero en caso contrario.
El Índice de Posesiones Culturales del Hogar (CULTPOSS): expresa la cantidad de posesiones culturales del hogar (libros de literatura clásica y de poesía, y si hay obras de arte).	Nivel socioeconómico promedio (NSP): Es el promedio del índice <i>ESCS</i> de la escuela. El indicador <i>ESCS</i> es construido por el equipo de PISA de la OCDE y resume la información de los índices <i>HISEI</i> , <i>PARED</i> y <i>HOMEPOS</i> ⁷ . En decir, <i>ESCS</i> representa el nivel socio-económico del hogar y el promedio de <i>ESCS</i> de una escuela representa el entorno económico y social de la misma.
Edad: Es una variable continua que se calcula como la diferencia entre el año y mes de la prueba, y el año y mes de nacimiento del estudiante.	Proporción de alumnas (PCgirls): Variable continua que da cuenta de la proporción de mujeres que asisten a una escuela, respecto del total de su alumnado evaluado.
	Calidad de los recursos educativos (SCMATEDU): Es un índice construido por la OCDE que informa sobre la cantidad y calidad de los recursos educativos presentes en un centro educativo (equipos de laboratorio, posesión de libros, computadoras, conexión a Internet, medios audiovisuales, entre otros).

Tal como se mencionó, a pesar del propósito seguido en la selección, se incorporaron ciertas variables que tenían limitaciones en su disponibilidad.

⁶ Este índice y el resto de los que se describen a continuación, y que son construidos por el equipo de PISA de la OCDE, están confeccionados de manera tal que un valor positivo representa una situación en la que el nivel del hogar se encuentra por encima del nivel promedio de los países de la OCDE, mientras que un valor negativo implica lo contrario.

⁷ Para mayor información consultar el manual PISA de cualquiera de las ondas utilizadas.

Nivel 1(alumnos):

ICTRES (2009 y 2012): Es un índice construido por la OCDE que representa los recursos vinculados a tecnologías de la información y la comunicación que posee el alumno en su hogar. Incluye si tiene a disposición un software educativo, conexión a internet y computadora.

2000 y 2006 cuentan con dos variables que captan, parcialmente, los contenidos de ICTRES.

Computadora: es una variable dicotómica que toma valor 1 si el estudiante posee al menos una computadora en su hogar.

Internet: tomará valor 1 si en el hogar se dispone de conexión a internet y cero en caso contrario.

PARED (2006, 2009, 2012): representa el nivel educativo de los padres medido como la cantidad de años de estudio aprobados, considerando el nivel más alto entre los padres.

El indicador no se encuentra disponible en el 2000, por lo que se incorporaron 2 variables para captar el nivel educativo de los padres:

Padres secundarios completos: variable dicotómica que tomara valor 1 si al menos uno de los padres ha completado el nivel medio.

Padres terciario: tomará valor 1 si al menos uno de los padres ha iniciado estudios de nivel terciario o superior.

Familia Nuclear (2000, 2009, 2012): toma 1 uno si la familia del alumno es nuclear y cero en caso contrario (uniparental, ensamblada o de otro tipo).

Repetidor más de una vez (2000, 2006): Es una variable dicotómica con valor 1 en caso que el alumno haya repetido más de una vez.

Para el año 2012, la variable toma valor 1 si el alumno repitió una vez o más. La pregunta no fue incorporada en el cuestionario del 2009.

Nivel 2 (escuelas):

SCMATBUI (2000, 2012): Es un índice construido por la OCDE que representa la calidad de la infraestructura edilicia de las escuelas. Incluye cuestiones respecto a la percepción de cuáles son los principales obstáculos para la instrucción.

Promedio disclima (2000): Es una variable continua que se forma como el promedio del índice DISCLIMA de la escuela, que indica la percepción de los alumnos acerca del orden y la organización que hay en el aula durante las clases de matemáticas. A mayor valor, mejor es el clima disciplinario percibido.

Resultados

Para realizar las estimaciones de los modelos multinivel propuestos se utilizó el Software STATA.12 sumado a la aplicación MLWIN, tal como recomiendan Leckie y Charlton (2012).

Como fue mencionado en la sección metodológica, primero se estima un modelo sin variables explicativas para comprobar si es correcto utilizar modelos *multinivel* y *multivariados*.

Tabla 3
Resultados del Modelo Nulo

Efecto salaria torios		PISA 2000			PISA 2006			PISA 2009			PISA 2012		
Nivel Escuelas	Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		
var(cons_1)	5,758	5,508	6,007	3,728	3,460	3,997	4,590	3,643	5,538	3,289	2,656	3,922	
cov(cons_1,cons_2)	120	5,599	5,599	3,922	3,635	4,208	2,328	5,245	6,091	1,754	3,926	4,531	
var(cons_2)	5,349	5,116	5,582	4,488	4,168	4,808	6,145	4,880	7,410	4,971	4,010	5,931	
cov(cons_1,cons_3)	2,549	2,389	2,710	3,519	3,264	3,775	3,060	4,521	5,741	2,245	3,367	4,203	
cov(cons_2,cons_3)	2,350	2,197	2,504	3,780	3,504	4,056	5,716	4,525	6,907	4,325	3,467	5,183	
var(cons_3)	3,528	3,366	3,689	3,437	3,189	3,686	5,680	4,512	6,849	4,316	3,491	5,141	
Nivel Alumnos		Intervalo de Confianza (95%)		Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		Estimador	Intervalo de Confianza (95%)		
var(cons_1)	9,254	9,180	9,327	10,470	10,424	10,516	4,025	3,860	4,190	3,356	3,233	3,480	
cov(cons_1,cons_2)	33	7,156	7,156	8,531	8,488	8,574	84	3,392	3,392	68	3,056	3,056	
var(cons_2)	8,736	8,667	8,805	11,245	11,195	11,295	5,400	5,179	5,622	5,363	5,166	5,561	
cov(cons_1,cons_3)	1,657	1,605	1,709	9,110	9,067	9,153	2,859	3,475	3,736	2,333	2,829	3,025	
cov(cons_2,cons_3)	1,426	1,376	1,476	9,140	9,096	9,184	3,768	3,584	3,951	3,455	3,303	3,606	
var(cons_3)	9,011	8,940	9,083	10,396	10,350	10,441	4,787	4,591	4,983	4,123	3,971	4,275	

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2000, 2006, 2009 y 2012.

La utilización de los modelos multinivel se justifica a partir de los intervalos de confianza expresados en la tabla nº3, desprendiéndose que la varianza de los resultados entre escuelas es significativa para cada una de las competencias estudiadas (donde: 1= matemática, 2= lengua y 3= ciencias). A su vez, los modelos multinivel encuentran apoyo en los resultados obtenidos para los coeficientes de correlación intraclass, siendo positivos en todos los casos analizados (Tabla nº4).

Tabla 4
Coeficiente de correlación intraclass

PISA 2000			PISA 2006			PISA 2009			PISA 2012		
Matemá tica	Leng ua	Cien cia									
0.38	0.38	0.28	0.26	0.29	0.25	0.53	0.53	0.51	0.49	0.48	0.51

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2000, 2006, 2009 y 2012.

A su vez, las covarianzas de los resultados entre las variables respuesta son significativas en cada uno de los años considerados, corroborando que es adecuado utilizar modelos *trivariados*. Este resultado implica que las variables dependientes están correlacionadas, por tanto el resultado que obtenga un alumno en cada competencia estará relacionado con el que obtenga en las dos restantes.

Los principales resultados de los modelos multinivel trivariados de efectos fijos estimados se encuentran plasmados en la tabla nº5⁸. El primer resultado es la falta de homogeneidad en la significatividad de las variables entre competencias.

La variable relevante que representa el efecto género (“mujer”) resulta estadísticamente significativa en todas las competencias para todas las ondas del estudio (la única excepción es ciencias en 2012). Esto coincide con lo hallado por Formichella e Ibáñez (2014) y brinda robustez a las conclusiones esbozadas por las autoras.

Asimismo, se corrobora la hipótesis de investigación propuesta: en promedio las mujeres son superiores en lectoescritura y los hombres las aventajan matemáticas y ciencias. La hipótesis se verifica en cada año y competencia, sin embargo el año 2000 parece atípico en ciencias aunque el valor absoluto del coeficiente es bajo⁹. Cabe señalar que la diferencia en matemáticas ha ido en aumento, pasando de 12,09 puntos en la escala de PISA en el año 2000 a 21,17 en el año 2012.

A partir del objeto de estudio, también reviste importancia la variable que indica la proporción de mujeres presentes en el centro educativo (“PcGirls”). La variable en cuestión no presenta homogeneidad en su significatividad estadística entre competencias y años. Su efecto no es robusto, por lo que no podría sostenerse la presencia de un efecto género compañero.

⁸La totalidad de los resultados de los mismos puede encontrarse en el anexo (tablas 1 a 4).

⁹Los coeficientes que acompañan a la variable mujer al evaluar la competencia ciencias son los más bajos en todos los períodos estudiados.

Tabla 5
Principales resultados

Variables	PISA 2000			PISA 2006			PISA 2009			PISA 2012		
	M	L	C	M	L	C	M	L	C	M	L	C
Coeficiente de la variable "mujer"	-12.09	25.71	1.88	-15.32	32.73	-5.75	-17.02	25.70	-2.11	-21.17	23.91	-5.47
p-value	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	0.03

Coeficiente de la variable "PCgirls"	5.71	10.85	7.76	-0.53	2.31	-0.01	0.02	0.291	0.11	-6.60	17.36	-3.74
p-value	0.83	0.00	0.09	0.80	0.51	0.82	0.83	0.31	0.71	-4.55	0.24	0.76

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2000, 2006, 2009 y 2012.

Para detectar si las escuelas difieren en sus acciones sobre las diferencias de género se incorporan al modelo multinivel efectos aleatorios sobre la variable explicativa “mujer”. De los resultados, por la significatividad de los efectos aleatorios incorporados, se desprende que en 2000 y 2006 las escuelas tenían diferente capacidad de tratamiento sobre las disimilitudes entre mujeres y varones pero no en 2009 y 2012.

En cuanto al resto de las variables explicativas incorporadas, las que resultaron significativas en todas las competencias y años fueron: nivel educativo de los padres y su status ocupacional que afectan positivamente a los resultados, siendo el entorno socioeconómico del alumno un factor relevante para explicar sus logros educativos. Los recursos educativos disponibles en los hogares también influyen favorablemente sobre los logros escolares. Esto es coincidente con la literatura sobre el tema (véase Formichella & Krüger, 2013, para una revisión detallada).

De las variables a nivel escuelas resulta significativo el nivel socioeconómico promedio del alumnado. Esto verifica que el “efecto compañero”, externalidad positiva en el proceso de enseñanza-aprendizaje en el que se ven inmersos los alumnos, está presente en el sistema educativo argentino (Calero & Escardíbul, 2007).

Tabla 6
Varianza explicada

Bondad de ajuste	PISA 2000			PISA 2006			PISA 2009			PISA 2012		
	M	L	C									
Porcentaje de Varianza Explicada del modelo con efectos fijos	44%	44%	9%	38%	45%	38%	36%	48%	24%	37%	54%	47%
Porcentaje de Varianza Explicada del modelo con efectos aleatorios	42%	27%	27%	38%	36%	37%	38%	41%	22%	45%	43%	57%

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2000, 2006, 2009 y 2012.

De la tabla N°6 puede desprenderse la bondad del ajuste de los modelos estimados. Se logra explicar un adecuado porcentaje de las desigualdades en el rendimiento de las tres competencias evaluadas por PISA en los cuatro años, ya que los valores de porcentaje de varianza explicada son consistentes con los obtenidos en estudios que aplican modelos de tipo multinivel.

Conclusiones

En el presente trabajo se ha estudiado el efecto del género sobre los logros educativos para todas las ondas de PISA en las que Argentina ha participado: 2000, 2006, 2009 y 2012. A su vez, se han analizado en simultáneo las tres competencias evaluadas por el programa. Esto ha permitido esbozar un análisis temporal de la relación entre el género y el rendimiento de los estudiantes, que no cuenta con precedentes en el país considerado.

De los modelos multinivel estimados puede desprenderse que los hombres obtienen, en promedio, mejores resultados en matemática y ciencias mientras que las mujeres lo hacen en lectoescritura. Si bien este resultado es menos agudo en ciencias, puede sostenerse la presencia de un efecto género en el rendimiento educativo de los alumnos argentinos durante los últimos 12 años. Esto muestra evidencia a favor de la hipótesis propuesta acerca de la persistencia del efecto género sobre los logros educativos en el tiempo.

Por el contrario, no existe evidencia de un efecto género-compañero dado que la variable “PcGirls” no presenta un comportamiento homogéneo respecto a su significatividad estadística entre competencias y olas de PISA.

En cuanto a las variables control, el entorno socioeconómico individual y del centro educativo es relevante a la hora de explicar desigualdad en el rendimiento. También lo son el nivel educativo de los padres y su status ocupacional.

En suma, en base a los datos estudiados, puede sostenerse que los logros educativos están vinculados al género de los estudiantes y a sus condiciones de origen. A su vez, el rendimiento se encuentra influenciado por las características del centro escolar al que asisten los individuos.

Ha quedado fuera del alcance de este trabajo conocer las causas de las persistentes diferencias de rendimiento por género, lo cual excede el campo de la Economía de la Educación e implica la necesidad de aportes de otras disciplinas (tales como psicología, pedagogía y medicina, entre otras) para dilucidarlas. Una pregunta interesante de responder es si las discrepancias

observadas son innatas o tienen que ver con cuestiones del desarrollo de los individuos en determinado contexto histórico, cultural y social.

Más allá de esto, las mencionadas diferencias existen y las políticas educativas deberían procurar estrategias pedagógicas que colaboren especialmente en el aprendizaje de matemáticas y ciencias en el caso de las mujeres y de lectura en el caso de los varones, para que de este modo disminuyan las brechas evidenciadas.

Referencias

- Arnot, M., David, M., & Weiner, G. (1996). *Educational Reforms and Gender Equality in Schools*. Manchester: Equal Opportunities Commission.
- Barrenechea, I. (2010). Evaluaciones estandarizadas: seis reflexiones críticas. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 18(8). Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/2750/275019712008/>
- Bernatzky, M., & Cid, A. (2015). Brecha de género en la educación secundaria: singularidades de la mujer y el varón en las estrategias educativas. *Páginas de Educación*, 8(1), 99-122.
- Binstock, G. P., & Cerrutti, M. (2005). *Carreras truncadas: el abandono escolar en el nivel medio en la Argentina*. Buenos Aires: UNICEF.
- Blanco, B. (2008). Factores escolares asociados a los aprendizajes en la educación primaria mexicana: un análisis multinivel. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 6(1), 58-84.
- Blanco, E., De los Heros, M., Florez, N., Luna, M., & Zertuche, M. (2007). *Factores asociados al logro educativo de matemáticas y español en la Prueba ENLACE 2007: Un análisis multinivel*. México: Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO). Disponible en: <http://www.snee.sep.gob.mx/Enlace2008/Flacso.pdf>
- Calero, J., & Escardíbul, J. (2007). Evaluación de servicios educativos: El rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003. *Hacienda Pública Española*, 83(4), 33-66.
- Calero, J., Choi, A. & 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 2010), 225-256.
- Calero, J., Escardíbul, J. O., & Choi, Á. (2012). El fracaso escolar en la Europa Mediterránea a través de PISA-2009: Radiografía de una realidad latente. *Revista Española de Educación Comparada*, (19), 69-104. <https://doi.org/10.5944/reec.19.2012.7578>
- Casassus, J. (2007). El precio de la evaluación estandarizada: la pérdida de calidad y la segmentación social. *Revista Brasileira de Política e Administração da Educação-Periódico científico editado pela Anpae*, 23(1), 71-79.
- Cervini, R. (1999). *Calidad y equidad en la educación básica de argentina, factores Asociados al Logro Escolar*, 5. Buenos Aires: Ministerio de Cultura y Educación de la Nación.
- Cervini, R. (2002). Desigualdades en el logro académico y reproducción cultural en Argentina. Un modelo de tres niveles, *Revista mexicana de investigación educativa*, 16(7), 445-500.
- Cervini, R. (2005). Variación de la equidad en resultados cognitivos y no cognitivos de la educación media de Argentina. *Revista electrónica de investigación educativa*, 7(1). Disponible en <http://redie.uabc.mx/redie/article/view/114/1105>
- Cervini, R. (2006). Los efectos de la escuela y del aula sobre el logro en matemáticas y en lengua de la educación secundaria. Un modelo multinivel. *Perfiles educativos*, 28(112), 68-97.

- Cervini, R. (2009). Comparando la inequidad en los logros escolares de la educación primaria y secundaria en Argentina: Un estudio multinivel, *Rivista electrónica iberoamericana sobre calidad, eficiencia y cambio en la educación* (reice), 7(1).
- Cervini, R. (2010). El 'Efecto Escuela' en la Educación Primaria y Secundaria: El Caso de Argentina. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 8(1), 7-25.
https://repositorio.uam.es/xmlui/bitstream/handle/10486/661252/REICE_8_1_2.pdf?sequence=1
- Cervini, R., Dari, N., & Quiroz, S. (2015). Género y rendimiento escolar en América Latina. Los datos del SERCE en matemática y lectura. *Revista Ibero-americana de Educação*, 68, 99-116.
- Cervini, R., & Dari, N. (2009). Género, escuela y logro escolar en matemática y lengua de la educación media. Estudio exploratorio basado en un modelo bivariado. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 14(42), 1051-1078.
- Cleary, T. A. (1992). Gender differences in aptitude and achievement test scores. *Sex Equity in Educational Opportunity, Achievement, and Testing: Proceedings of the 1991ETS invitational conference*, Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Cole, N.S. (1997). *ETS gender study: How females and males perform in educational settings*. Princeton, NJ: Education Testing Service.
- College Board. (2006). *2006 college -bound seniors: Total group profile report*. Nueva York: Autor.
- Connolly, P. (2006). The effects of social class and ethnicity on gender differences in GCSE attainment: a secondary analysis of the Youth Cohort Study of England and Wales 1997–2001. *British Educational Research Journal*, 32(1), 3-21.
<https://doi.org/10.1080/01411920500401963>
- Cordero Ferrera, J. M., Cebada, C., & Pedraja, F. (2013). Rendimiento educativo y determinantes según PISA: Una revisión de la literatura en España. *Revista de educación*, 362, 273-297.
- De La Cruz, F. (2008). Modelos multinivel. *Revista per. Epidemiol.*, 12(3), 1-8.
- De Maeyer, S., Rymenans, R., Van Petegem, P., & Van den Bergh, H. (2004). *Multivariate multilevel models in school effectiveness research*. In *International Congress for School Effectiveness and Improvement*. Róterdam, Holanda. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10067/440020151162165141>
- Decándido, G. (2011). Factores que afectan las competencias de los alumnos argentinos en PISA 2009. Un estudio empírico de dos niveles con efectos de interacción. *Anales de la AAEP*. Disponible en: www.aeap.org.ar
- Demack, D., & Grimsley, M. (2000). Minding the Gap: Ethnic, gender and social class differences in attainment at 16, 1988-1995. *Race, Ethnicity and Education* 3(2), 117-143.
<https://doi.org/10.1080/13613320050074005>
- Demie, F. (2001). Ethnic and gender differences in educational achievement and implications for school improvement strategies. *Educational Researchh*, 43(1), 91-106.
<https://doi.org/10.1080/00131880110040968>
- Diez Roux, A. (2002). A glossary for multilevel analysis. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56 (8), 588. <https://doi.org/10.1136/jech.56.8.588>
- DOEE. (1998). *Informe de resultados. Tercer curso*. Asunción: Dirección de Orientación y Evaluación Educativa.
- Fernández Aguerre, T. (2002). Determinantes sociales e institucionales de la desigualdad educativa en sexto año de educación primaria de Argentina y Uruguay, 1999. Una aproximación mediante un modelo de regresión logística, *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 7(16), 501-536.
- Formichella, M. (2010) *Educación y desarrollo: Análisis desde la perspectiva de la equidad educativa interna y del mercado laboral*. Tesis doctoral en Economía. Universidad Nacional del Sur.

- Formichella, M. (2011a) Análisis del concepto de equidad educativa a la luz del enfoque de las capacidades de AmartyaSen. *Revista Educación* 35(1), 1-36.
<https://doi.org/10.15517/revedu.v35i1.463>
- Formichella, M. (2011b). ¿Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestión privada en la Argentina al tipo de administración? *Revista de la CEPAL*, 105, 151-166.
- Formichella, M. M., & Ibáñez Martín, M. (2014). Género e Inequidad Educativa: Un análisis para el nivel medio en Argentina. *Revista Regional and Sectoral Economic Studies/Estudios Económicos Regionales y Sectoriales*, 14(1), 195-210.
- Formichella, M., & Krüger, N. (2013) El fracaso escolar en el nivel medio argentino: ¿su mayor frecuencia en las escuelas de gestión pública se debe al tipo de gestión? *Revista Regional and Sectoral Economic Studies/Estudios Económicos Regionales y Sectoriales*, 13(3), 127-144.
- Foster, V. (2000). Gender, schooling achievement and post-school pathways: beyond statistics and populist discourse. En T. Maxwell (Ed.) *Teaching in Context*. Canberra: ACER.
- Franco, C., Ortigao, I., Albernaz, A., Bonamino, A., Aguiar, G., Alves, F. & Sátiro, N. (2007). Qualidade e equidade em educação: Reconsiderando o significado de ‘factores intra-escolares’. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 15(55), 1-15. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362007000200007>
- Fresoli, D, Herrero, V., Giuliodori, R., & Gertel, H. (2007). Incidencia de la gestión sobre el rendimiento escolar en la escuela argentina. El mensaje de las pruebas internacionales y nacionales. *Anales de la AAEP*. Disponible en: www.aeap.org.ar
- Froemel, J. E. (2009). La Efectividad y la Eficacia de las Mediciones Estandarizadas y de las Evaluaciones en Educación. *Revista Iberoamericana de Evaluación Educativa*, 2(1), 10-28.
- Gallagher, A. M. (1997). Educational achievement and gender: a review of research evidence on the apparent under achievement of boys. *Research Report* 6. Bangor: Department of Education for Northern Ireland.
- García, J., Montoya, B., Sánchez, C., Cuesta, S., & Casañas, M. (2009). Clase, género, familia y logro educativo. *Reporte Técnico de Investigación*. Disponible en
https://www.researchgate.net/profile/Leopoldo_Cabrera/publication/273443287_CLASE_GNERO_FAMILIA_Y_LOGRO_EDUCATIVO/links/55014e5e0cf2aee14b591757.pdf
- Gaviria, J., Martínez-Arias, R., & Castro, M. (2004). Un estudio multinivel sobre los factores de eficacia escolar en países en desarrollo: El caso de los recursos en Brasil, *Education Policy Analysis Archives*, 12(20). Disponible en: <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.v12n20.2004>
- Gertel, H. (2013). Comentario al trabajo ‘Resultados escolares no-cognitivos: Un análisis de los determinantes de la actitud hacia la escuela en el nivel medio español’. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*. Disponible en www.aeap.org.ar
- Gertel, H., Fresoli, D, Herrero, V. & Giuliodori, R. (2007). El rendimiento escolar de la población de estudiantes de la educación basica en Argentina: Como contribuye la gestión de la escuela? *IX Jornadas Argentinas de Estudios de Población*. Cordoba, Asociacion Argentina de Estudios de Poblacion. Disponible en: <http://www.academica.org/000-028/38.pdf>
- Gillborn, D., & Mirza, H. (2000). *Educational Inequality: mapping race, class and gender. A synthesis of research evidence*. London: OFSTED, HMI 232.
- Gonzales, P., Guzman, J. C., Partelow, L., Pahlke, E., Jocelyn, L., Kastberg, D., & Williams, T. (2004). *High lights from the trends in international mathematics and science study (TIMSS 2003)*. Washington, DC: National Center of Education Statistics.
- Gutiérrez, E. J. D. (2015). Códigos de masculinidad hegemónica en educación. *Revista Ibero-americana de Educação*, 68, 79-98.

- Gutierrez, G., & Uanini, M. (2015). Transformaciones en los procesos de la escolaridad secundaria argentina (1970-2013). *Revista Latinoamericana de Políticas y Administración de la Educación* (2), 28-37 / Año 2 N°2. Disponible en: <http://relapae.com.ar/wp-content/uploads>
- Hox, J. (1995). *Applied Multilevel Analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties.
- Hox, J. (2002). *Multilevel analysis: Techniques and Applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Hyde, J. S., & Linn, M. C. (Eds). (1986). *The psychology of gender: Advances through meta-analysis*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Ibáñez Martín, M. M. (2014). *Segmentación e inequidad educativa en Argentina: Su relación con la movilidad Social*. Tesis de Magister en Economía. Universidad Nacional del Sur.
- IIMEC. (1997). *Informe nacional sobre el desarrollo, validación y aplicación de las pruebas de diagnóstico de conocimientos*. San José de Costa Rica: Ministerio de Educación Pública.
- Krüger, N. (2013). *Equidad educativa interna y externa en Argentina: un diagnóstico para las últimas décadas*. Tesis doctoral en Economía. Universidad Nacional del Sur.
- Krüger, N., Formichella, M. M., & Lekuona, A. (2015). Más allá de los logros cognitivos: la actitud hacia la escuela y sus determinantes en España según PISA 2009. *Revista de Educación*, 367, 10-35.
- Leckie, G., & Charlton, C. (2013). Runmlwin-a program to Run the MLwiN multilevel modelling software from within stata. *Journal of Statistical Software*, 52(11), 1-40.
- Llach, J. (2006). El desafío de la equidad educativa. Buenos Aires: Editorial Granica.
- LLECE. (2000). *Segundo informe del Primer Estudio Internacional Comparativo sobre Lenguaje*. Santiago: Oficina Regional de Educación de la UNESCO para América Latina y el Caribe (OREALC)-UNESCO.
- LLECE. (2008). *Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE)*, Santiago: Oficina Regional de Educación de la UNESCO para América Latina y el Caribe (OREALC)-UNESCO.
- Maccoby, E., & Jacklyn, C. (1974). *The psychology of sex differences*, Stanford, CA: 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, 2013. Disponible en: http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2013/marchioni_pinto.pdf
- Martin, M., Mullis, I., Gonzalez, E., & Chrostowski, S. (2004). *TIMSS 2003 International Report. Finding from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade*. Chestnut Hill, MA: International Study Center, Boston College.
- Martínez Arias, R. (2006). La metodología de los estudios PISA. *Revista de Educación*, (1), 111-129.
- McEwan, P. (2001). The effectiveness of public, Catholic, and non-religious private schools in Chile's voucher system. *Education Economics*, 9(2), 103-128. <https://doi.org/10.1080/09645290110056958>
- Ministerio de Educación de Perú. (2001). *Resultados de las pruebas de matemática y lenguaje: ¿Qué aprendimos a partir de la evaluación CRECER 1998?*, Unidad de Medición de Calidad Educativa (UMC), Boletín UMC núms. 5/6, Lima: Ministerio de Educación, disponible en: <http://www2.minedu.gob.pe/umc/admin/images/publicaciones/boletines/Boletin-0506.pdf>
- Miranda, A. (2010). Educación secundaria, desigualdad y género en Argentina. *Revistamexicana de investigación educativa*, 15(45), 571-598.
- Mortimore, P., & Sammons, P. (1994). School effectiveness and value added measures. *Assessment in Education*, 1, 315-332. <https://doi.org/10.1080/0969594940010307>
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D., & Ecob, R. (1988). *School Matters: The junior years*. London: Paul Chapman.
- Navarrete, C., López, R., & Laguna, J. (2008). *Los factores asociados en la Evaluación Nacional del Rendimiento Académico 2006: Un análisis multinivel*, Managua: Ministerio de Educación de

- Nicaragua. Disponible en:
http://www.mined.gob.ni/Bolet_MINED/Articulos%20y%20Opiniones/diciembre/pdf
- Nowell, A., & Hedges, L. (1998). Trends in gender differences in academic achievement from 1960-1994: An analysis of differences in mean, variance, and extreme scores. *Sex Roles*, 39, 21-43.
<https://doi.org/10.1023/A:1018873615316>
- Nuttall, D., Goldstein, H., Prosser, R. & Rasbash, J. (1989). Differential school effectiveness. *International Journal of Educational Research*, 13(7), 769-776.[https://doi.org/10.1016/0883-0355\(89\)90027-X](https://doi.org/10.1016/0883-0355(89)90027-X)
- OCDE. (2001). *PISA 2001. Manual de análisis de datos*. Paris: OECD Publishing.
- OCDE. (2003). *PISA 2003. Manual de análisis de datos*. Paris: OECD Publishing.
- OCDE. (2006). *El programa PISA de la OCDE ¿qué es y para qué sirve?* Paris: OCDE y Santillana.
- OCDE. (2009). *PISA Data Análisis Manual. SPSS*. 2da ed. Paris: OECD Publishing.
- OCDE. (2012). *PISA Data Análisis Manual. SPSS*. 2da ed. Paris: OECD Publishing.
- Paz, J. A., & Cid, J. C. (2012). Determinantes de la asistencia escolar de los jóvenes en la Argentina. *Revista electrónica de investigación educativa*, 14(1), 136-152.
- Piñeros, L., & Rodríguez, A. (1998). *Los insumos escolares en la educación secundaria y su efecto sobre el rendimiento académico de los estudiantes: un estudio en Colombia*. Human Development Department, LCSHD paper series, núm. 36. Washington, DC: The World Bank.
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2006). Multilevel modeling of complex survey data. *J. R. Statist. Soc.*, 169, 805–827. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2006.00426.x>
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*(3ra. Ed.). College Station, Texas: Stata Press.
- Riddell, S. (1998). Boys and under-achievement: The Scottish dimension. *International Journal of Inclusive Education*, 2, 169–186. <https://doi.org/10.1080/1360311980020206>
- Sammons, P. (1995). Gender, ethnic and socio-economic differences in attainment and progress: a longitudinal analysis of student achievement over 9 years. *British Educational Research Journal*, 4, 465-485. <https://doi.org/10.1080/0141192950210403>
- Santos, M. (2005). El nivel efectivo de educación secundaria en Argentina y la brecha educacional entre generos. *Estudios Económicos*, 22(44), 53-82.
- Santos, M. (2007). Quality of education in Argentina: determinants and distribution using pisa 2000 test scores. *Well-being and Social Policy*, 3(1).
- Sen, A. (1999). *Desarrollo y Libertad*. Bogotá: Planeta.
- SIMCE. (2005). *Análisis de las diferencias de logro en el aprendizaje escolar entre hombres y mujeres*. Santiago de Chile: Sistema de Medición de la Calidad de la Educación.
- SIMECAL. (1998). Rendimientos de 3º y 6º de educación primaria en lenguaje y matemática y factores asociados. La Paz: Ministerio de Desarrollo Humano.
- Snijders, T., & Bosker R. (2000). *Multilevel Analysis*. (2nd ed.). Sage Publishers.
- Tsui, M. (2007). Gender and Mathematics achievement in China and the United States. *Gender Issues*, 24, 1-11. <https://doi.org/10.1007/s12147-007-9044-2>
- Turner, E., Riddell, S., & Brown, S. (1995). *Gender equity in Scottish schools: The impact of recent educational reforms*. Manchester: Equal Opportunities Commission.
- Universidad Pedagógica Nacional. (1998). *Factores asociados al rendimiento académico*, Honduras: Secretaría de Educación.
- Vélez, E., Schiefelbein, E., & Valenzuela, J. (1994). Factores que afectan el rendimiento académico en la educación primaria. Revisión de la Literatura de América Latina y el Caribe. *Revista latinoamericana de Innovaciones Educativas*, 17, 1994.
- Viego, V. (2006). Comentario al trabajo ‘Análisis multinivel del rendimiento escolar al término de la educación básica en Argentina’. *Anales de la AAEP*. Disponible en www.aeap.org.ar

- Warrington, M., & Younger, M. (1997). Gender and achievement: The debate at GCSE. *Education Review*, 10(1), 21-27.
- Warrington, M., & Younger, M. (2007). Closing the Gender Gap? Issues of Equity in English Secondary Schools. *Discourse: Studies in the cultural politics of education*, 28(2), 219-242.
<https://doi.org/10.1080/01596300701289276>
- Weiner, G., Arnot, M. & David, M. (1997). Is the future female? Female success, male disadvantage, and changing gender patterns in education. En A. H. Halsey, P. Brown & H. Lauder (Eds.), *Education, Economy, Culture and Society*. Oxford: Oxford University Press.
- Wilder, G., & Powell, K. (1989). Sex differences in test performance: A survey of the literature. *Educational Testing Service Research Report*, 4, Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Willingham, W., & Cole, N. (1997). Research on gender differences. En W. W. Willingham, N. S. Cole (Eds.), *Gender and Fair Assessment*, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Willms, J. D., & Raudenbush, S. W. (1989). A longitudinal hierarchical model for estimating school effects and their stability. *Journal of Educational Measurement*, 26, 209-232.<https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1989.tb00329.x>
- Wong, K., Lam, W., & Ho, L. (2002). The effects of schooling on gender differences. *British Educational Research Journal*, 28(6), 827-843.<https://doi.org/10.1080/0141192022000019080>
- Zorrilla, M. & Muro, F. (2004). *La enseñanza secundaria en México 2002. Una exploración de modelos explicativos de resultados de aprendizaje y características del alumno, del entorno familiar y escolar*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación, disponible en:
http://www.inee.edu.mx/images/stories/documentospdf/Resultados_Evaluaciones/Estudios/Anteriores_2003/10_ensenanza_secund_mx02.pdf

Anexo

Tabla 1

Coeficientes Modelo Multinivel Trivariado. PISA 2000¹⁰

Variables	Matemática	Lengua	Ciencia
Constante	135.15 *	94.22 *	366.52 *
Mujer	-12.09 *	28.69 *	1.88 *
Familia Nuclear	-1.13	-2.34 *	-1.23
Edad	0.85 *	0.97 **	0.19 *
Padres			
secundariocompleto	12.96 *	10.34 *	4.18 *
Padres Terciario	-0.32	-0.54	-2.29 *
Computadora	39.99 *	33.78 *	26.06 *
Internet	14.17	15.59 *	8.11
HISEI	0.64 *	0.78 *	-0.02
CULTPOSS	1.64 *	4.64 *	-3.52 *
HEDRES	14.53 *	12.91 *	6.57 *
PCgirls	5.71	10.85 *	7.76 ***
SCMATEDU	-5.25 *	-5.65 *	-4.99 *
SCMATBUI	2.20 *	2.61 *	2.92 *
TCSHORT	-0.75	-0.56	-0.84
Pública	7.65 *	5.37 *	7.45 *
Urbana	-8.42 *	-3.10 **	-4.87 *
NSP	2.66 *	2.56 *	0.99 *
Repitió más de una vez	-79.36 *	-70.96 *	-21.29 *
Promediodisclima	-19.77 *	-2.45	0.94

*sig al 1%, **sig al 5%, ***sig al 10%

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2000.

¹⁰Los coeficientes que acompañan a las variables explicativas se estiman simultáneamente mediante métodos iterativos que maximizan una función de máxima verosimilitud.

Tabla 2

Coeficientes Modelo Multinivel Trivariado. PISA 2006¹¹

Variables	Matemática	Lengua	Ciencia
Constante	137.93 *	172.83 *	156.91 *
Mujer	-15.32 *	32.73 *	-5.75 *
Edad	12.34 *	8.45 *	11.07 *
PARED	1.45 *	0.84 *	1.58 *
Computadora	30.23 *	29.97 *	33.18 *
Internet	37.22 *	34.00 *	34.21 *
HISEI	0.78 *	0.82 *	0.82 *
CULTPOSS	5.10	9.20 *	10.37 *
HEDRES	7.33 *	7.68 *	5.84 *
PCgirls	-0.53	2.31	-0.01
SCMATEDU	3.24	4.44 *	3.92 *
TCSHORT	-1.26 **	-0.99	-0.81
Pública	1.19	1.05	0.79
Urbana	-2.07 ***	-3.74 *	-1.28
NSP	0.97	1.03 *	0.89 *
Repitió más de una vez	-63.24	-63.29 *	-59.30 *

*sig al 1%, **sig al 5%, ***sig al 10%

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2006.

¹¹Los coeficientes que acompañan a las variables explicativas se estiman simultáneamente mediante métodos iterativos que maximizan una función de máxima verosimilitud.

Tabla 3

Coeficientes Modelo Multinivel Trivariado. PISA 2009¹²

Variables	Matemática	Lengua	Ciencia
Constante	236.76	216.19	101.614
Mujer	-17.02 *	25.706 *	-2.110
Familia Nuclear	3.28 *	5.091 ***	3.678
Edad	7.86 *	7.837 ***	18.190 *
PARED	0.63 *	0.715 **	1.035 *
ICTRES	3.49 *	2.759 **	1.736
HISEI	0.44 *	0.493 *	0.544 *
CULTPOSS	4.29	5.415 *	6.104 *
HEDRES	2.58	3.968 **	4.433 **
PCGIRLS	0.02	0.291	0.109
SCMATEDU	13.37	15.824 *	17.076 *
TCSHORT	2.43	2.105	2.824
Pública	-27.17 *	-35.571 *	-33.046 *
Urbana	16.16 *	15.560 ***	14.520 ***
NSP	17.14 *	19.686 *	17.546 *

*sig al 1%, **sig al 5%, ***sig al 10%

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2009.

¹²Los coeficientes que acompañan a las variables explicativas se estiman simultáneamente mediante métodos iterativos que maximizan una función de máxima verosimilitud.

Tabla 4
Coeficientes Modelo Multinivel Trivariado. PISA 2012¹³

Variables	Matemática	Lengua	Ciencia
Constante	356.65 *	197.54	191.052 *
Mujer	-21.17 *	23.91 *	-5.474 **
Edad	5.03	13.24 *	15.310 *
PARED	0.27	0.33	0.603
Familia Nuclear	-3.26	-1.44	5.827 ***
Computadora	11.10 **	10.81 **	6.767
Internet	0.23	2.60	4.344
HISEI	0.19 **	0.13 **	0.280 *
CULTPOS	5.13 *	4.58 *	6.945 *
HEDRES	0.72	3.53 **	3.489 *
PCgirls	-6.60	-17.36	-3.739
SCMATEDU	-3.36	-2.92	-5.417 **
SCMATBUI	-0.29	-0.82	1.130
TCSHORT	-0.69	1.61	0.689
Privada	3.64	4.63	2.779
Urbana	-0.81	-3.57	-1.833
NSP	39.50 *	48.11 *	38.779 *
Repitió más de una vez	-41.06 *	-48.02 *	-43.494 *

*sig al 1%, **sig al 5%, ***sig al 10%

Fuente: elaboración propia en base a PISA 2012.

¹³Los coeficientes que acompañan a las variables explicativas se estiman simultáneamente mediante métodos iterativos que maximizan una función de máxima verosimilitud.

Sobre las Autoras

María María Ibáñez Martín

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (CONICET-UNS); Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur (UNS)

maria.ibanez@uns.edu.ar

María María Ibáñez Martín es Magister y Licenciada en Economía (UNS), Becaria Doctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Asistente de Docencia con dedicación exclusiva del Departamento de Economía de la UNS. Integra diversos proyectos de investigación locales y extranjeros, siendo su área de aplicación la Economía Aplicada, la Inclusión Social y la Economía de la Educación, en especial temas vinculados a la equidad, igualdad e inclusión multidimensional, con mayor énfasis en el ámbito educativo. Sus trabajos se encuentran publicados en diversas revistas académicas nacionales e internacionales.

María Marta Formichella

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (CONICET-UNS); Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur (UNS)

mformichella@iies-conicet.gob.ar

María Marta Formichella es Doctora en Economía (UNS), Investigadora Adjunta del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Docente Profesora Adjunta en el Departamento de Economía de la UNS y miembro del Comité Académico de la Maestría en Sociología de la misma Casa de Estudios. Integra distintos proyectos locales y extranjeros de investigación y su área es la Economía de la Educación, en especial temas vinculados a la equidad y calidad educativa. Sus trabajos se encuentran publicados en diversas revistas académicas nacionales e internacionales.

archivos analíticos de políticas educativas

ISSN 1068-2341



Volumen 25 Número 3

16 de enero 2017

ISSN 1068-2341



Los/as lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Más detalles de la licencia de CreativeCommons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0> Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es, o AAPE/EPAA. La sección en español para Sud América de AAPE/EPAA es publicada por el *Mary Lou Fulton Teachers College, Arizona State University* y la *Universidad de San Andrés* de Argentina. Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en CIRC (Clasificación Integrada de Revistas Científicas, España) DIALNET (España), [Directory of Open Access Journals](#), EBSCO EducationResearch Complete, , ERIC, Education Full Text (H.W. Wilson), QUALIS A2 (Brasil), SCImago Journal Rank; SCOPUS, SOCULAR (China)

Por errores y sugerencias contacte a Fischman@asu.edu

Síganos en EPAA's Facebook comunidad at <https://www.facebook.com/EPAAAAPPE> y en Twitter feed@epaa_aape.

**archivos analíticos de políticas educativas
consejo editorial**

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editores Asociados: **Armando Alcántara Santuario** (Universidad Nacional Autónoma de México), **Jason Beech**, (Universidad de San Andrés), **Ezequiel Gomez Caride**, (Pontificia Universidad Católica Argentina), **Antonio Luzon**, (Universidad de Granada)

Claudio Almonacid

Universidad Metropolitana de Ciencias de la Educación, Chile

Miguel Ángel Arias Ortega

Universidad Autónoma de la Ciudad de México

Xavier Besalú Costa

Universitat de Girona, España

Xavier Bonal Sarro Universidad Autónoma de Barcelona, España

Antonio Bolívar Boitia

Universidad de Granada, España

José Joaquín Brunner Universidad Diego Portales, Chile

Damián Canales Sánchez

Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación, México

Gabriela de la Cruz Flores

Universidad Nacional Autónoma de México

Marco Antonio Delgado Fuentes

Universidad Iberoamericana, México

Inés Dussel, DIE-CINVESTAV,

México

Pedro Flores Crespo Universidad Iberoamericana, México

Ana María García de Fanelli
Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES) CONICET,
Argentina

Juan Carlos González Faraco

Universidad de Huelva, España

María Clemente Linuesa

Universidad de Salamanca, España

Jaume Martínez Bonafé

Universitat de València, España

Alejandro Márquez Jiménez

Instituto de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación, UNAM, México

María Guadalupe Olivier Tellez,

Universidad Pedagógica Nacional, México

Miguel Pereyra Universidad de Granada, España

Mónica Pini Universidad Nacional de San Martín, Argentina

Omar Orlando Pulido Chaves

Instituto para la Investigación Educativa y el Desarrollo Pedagógico (IDEP)

José Luis Ramírez Romero

Universidad Autónoma de Sonora, México

Paula Razquin Universidad de San Andrés, Argentina

José Ignacio Rivas Flores

Universidad de Málaga, España

Miriam Rodríguez Vargas

Universidad Autónoma de Tamaulipas, México

José Gregorio Rodríguez

Universidad Nacional de Colombia, Colombia

Mario Rueda Beltrán Instituto de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación, UNAM, México

José Luis San Fabián Maroto
Universidad de Oviedo, España

Jurjo Torres Santomé, Universidad de la Coruña, España

Yengny Marisol Silva Laya

Universidad Iberoamericana, México

Juan Carlos Tedesco Universidad Nacional de San Martín, Argentina

Ernesto Treviño Ronzón

Universidad Veracruzana, México

Ernesto Treviño Villarreal

Universidad Diego Portales Santiago, Chile

Antoni Verger Planells Universidad Autónoma de Barcelona, España

Catalina Wainerman

Universidad de San Andrés, Argentina

Juan Carlos Yáñez Velasco
Universidad de Colima, México

**education policy analysis archives
editorial board**

Lead Editor: **Audrey Amrein-Beardsley** (Arizona State University)

Consulting Editor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Associate Editors: **David Carlson, David Garcia, Margarita Jimenez-Silva, Eugene Judson, Mirka Koro-Ljungberg, Scott Marley, Jeanne M. Powers, Iveta Silova, Maria Teresa Tattó** (Arizona State University)

Cristina Alfaro San Diego State University

Gary Anderson New York University

Michael W. Apple University of Wisconsin, Madison

Jeff Bale OISE, University of Toronto, Canada

Aaron BevanotSUNY Albany

David C. Berliner Arizona State University

Henry Braun Boston College

Casey Cobb University of Connecticut

Arnold Danzig San Jose State University

Linda Darling-Hammond Stanford University

Elizabeth H. DeBrayUniversity of Georgia

Chad d'Entremont Rennie Center for Education Research & Policy

John Diamond University of Wisconsin, Madison

Matthew Di Carlo Albert Shanker Institute

Michael J. Dumas University of California, Berkeley

Kathy Escamilla University of Colorado, Boulder

Melissa Lynn Freeman Adams State College

Rachael Gabriel University of Connecticut

Amy Garrett DikkersUniversity of North Carolina, Wilmington

Gene V Glass Arizona State University

Ronald Glass University of California, Santa Cruz

Jacob P. K. Gross University of Louisville

Eric M. HaasCalifornia State Polytechnic University, Pomona

Julian Vasquez HeiligeCalifornia State University, Sacramento

Kimberly Kappler Hewitt University of North Carolina Greensboro

Aimee Howley Ohio University

Steve KleesUniversity of Maryland

Jaekyung Lee
SUNY Buffalo

Jessica Nina Lester Indiana University

Amanda E. Lewis University of Illinois, Chicago

Chad R. LochmillerIndiana University

Christopher LubienskiUniversity of Illinois, Urbana-Champaign

Sarah LubienskiUniversity of Illinois, Urbana-Champaign

William J. Mathis University of Colorado, Boulder

Michele S. Moses University of Colorado, Boulder

Julianne Moss Deakin University, Australia

Sharon Nichols University of Texas, San Antonio

Eric Parsons University of Missouri-Columbia

Susan L. Robertson Bristol University, UK

Gloria M. Rodriguez
University of California, Davis

R. Anthony Rolle University of Houston

A. G. RudWashington State University

Patricia Sánchez University of University of Texas, San Antonio

Janelle Scott University of California, Berkeley

Jack Schneider College of the Holy Cross

Noah SobeLoyola University

Nelly P. StromquistUniversity of Maryland

Benjamin Superfine University of Illinois, Chicago

Adai Tefera Virginia Commonwealth University

Tina Trujillo University of California, Berkeley

Federico R. WaitollerUniversity of Illinois, Chicago

Larisa Warhol University of Connecticut

John Weathers University of Colorado, Colorado Springs

Kevin Welner University of Colorado, Boulder

Terrence G. Wiley Center for Applied Linguistics

John Willinsky Stanford University

Jennifer R. WolgemuthUniversity of South Florida

Kyo Yamashiro Claremont Graduate University

**arquivos analíticos de políticas educativas
conselho editorial**

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editoras Associadas: **Geovana Mendonça Lunardi Mendes** (Universidade do Estado de Santa Catarina),
Marcia Pletsch, Sandra Regina Sales (Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro)

Almerindo Afonso
Universidade do Minho
Portugal

Alexandre Fernandez Vaz
Universidade Federal de Santa
Catarina, Brasil

José Augusto Pacheco
Universidade do Minho, Portugal

Rosanna Maria Barros Sá
Universidade do Algarve
Portugal

Regina Célia Linhares Hostins
Universidade do Vale do Itajaí,
Brasil

Jane Paiva
Universidade do Estado do Rio de
Janeiro, Brasil

Maria Helena Bonilla
Universidade Federal da Bahia
Brasil

Alfredo Macedo Gomes
Universidade Federal de Pernambuco
Brasil

Paulo Alberto Santos Vieira
Universidade do Estado de Mato
Grosso, Brasil

Rosa Maria Bueno Fischer
Universidade Federal do Rio Grande
do Sul, Brasil

Jefferson Mainardes
Universidade Estadual de Ponta
Grossa, Brasil

Fabiany de Cássia Tavares Silva
Universidade Federal do Mato
Grosso do Sul, Brasil

Alice Casimiro Lopes
Universidade do Estado do Rio de
Janeiro, Brasil

Jader Janer Moreira Lopes
Universidade Federal Fluminense e
Universidade Federal de Juiz de Fora,
Brasil

António Teodoro
Universidade Lusófona
Portugal

Suzana FeldensSchwertner
Centro Universitário Univates
Brasil

Debora Nunes
Universidade Federal do Rio Grande
do Norte, Brasil

Lílian do Valle
Universidade do Estado do Rio de
Janeiro, Brasil

Flávia Miller Naethe Motta
Universidade Federal Rural do Rio de
Janeiro, Brasil

Alda Junqueira Marin
Pontifícia Universidade Católica de
São Paulo, Brasil

Alfredo Veiga-Neto
Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Brasil

Dalila Andrade Oliveira
Universidade Federal de Minas
Gerais, Brasil