



Revista de Ciencias Sociales (Ve)
ISSN: 1315-9518
rcs_luz@yahoo.com
Universidad del Zulia
Venezuela

Castro Aristizabal, Geovanny; Castillo Caicedo, Maribel; Mendoza Parra, Julie Carolina
Factores asociados a la adquisición de competencias en América Latina
Revista de Ciencias Sociales (Ve), vol. XXIII, núm. 4, octubre-diciembre, 2017, pp. 33-52
Universidad del Zulia
Maracaibo, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28055641004>

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

Factores asociados a la adquisición de competencias en América Latina *

Castro Aristizabal, Geovanny **
Castillo Caicedo, Maribel ***
Mendoza Parra, Julie Carolina ****

Resumen

Desde el año 2000, y con una periodicidad de tres años, la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico, viene aplicando el Programa Internacional para la Evaluación de los Estudiantes, con el objetivo de evaluar sus competencias en las áreas de lectura, matemáticas y ciencias, para determinar qué tan preparados están para su vida futura. El presente artículo identifica los factores que indicen en la adquisición de competencias en América Latina. Para este propósito, se emplea la información de los ocho países latinoamericanos participantes en el Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes 2012. Como la base en mención contiene datos faltantes, se aplicó el método de imputación no paramétrico *hot-deck*. A partir del modelo lineal jerárquico con predictores aleatorios, en dos niveles, se determinó para los países estudiados, en las tres áreas evaluadas, que la variabilidad en la adquisición de competencias es explicada en menor proporción, por la heterogeneidad en las características de los estudiantes. Además, se encontró que los principales condicionantes del desempeño escolar son el género, la condición de no repetidor y la calidad de los materiales educativos. Finalmente, se estimó que los centros privados tuvieron un mejor desempeño que los públicos, donde Brasil, Costa Rica y Uruguay fueron los países con mayor desigualdad educativa.

Palabras clave: América Latina; función de producción educativa; imputación *hot-deck*; modelos multínivel; Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes.

* El presente artículo es resultado del trabajo de grado, para optar por el título de Magistra en Economía, de Julie Carolina Mendoza Parra.

** Doctor en Economía. Profesor Asistente del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali, Colombia. Miembro del Grupo de Investigación Competitividad y Desarrollo. E-mail: gcastro@javerianacali.edu.co

*** Doctora en Ciencias Sociales Niñez y Juventud. Profesora Asociada del Departamento de Economía y Directora del Programa de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali, Colombia. Miembro del Grupo de Investigación Competitividad y Desarrollo. E-mail: mabelcas@javerianacali.edu.co

**** Magistra en Economía. Profesora de la Fundación Universitaria Católica Unicatólica, Cali, Colombia. E-mail: julie.mendoza@gmail.com

Factors associated with the acquisition of skills in Latin America

Abstract

Since 2000, and with a periodicity of three years, the Organization for Economic Cooperation and Development has been applying the International Program for the Evaluation of Students, with the aim of evaluating their competences in the areas of reading, mathematics and science, to determine how prepared they are for their future life. This article identifies the factors that index on the acquisition of skills in Latin America. For this purpose, the information of the eight Latin American countries participating in Programme for International Student Assessment 2012 is employed. As the base in question containing missing data, the method nonparametric hot-deck imputation was applied. Using a hierarchical linear model with random predictor, on two levels, to analyze the PISA 2012 for the Latin American countries results we found that the main determinants of school performance are gender, condition of not repeater and quality of school materials. In addition, it was determined that the variability in skills acquisition is explained, in a smaller proportion, by the heterogeneity in the characteristics of the students. Finally, it was estimated that private schools have a better performance than public ones, where Brazil, Costa Rica and Uruguay were the countries with the highest educational inequality.

Keywords: Latin America; educational production function; hot-deck imputation; multilevel models; Programme for International Student Assessment.

Introducción

Desde el año 2000, y con una periodicidad de tres años, la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico -OCDE-, viene aplicando el Programa Internacional para la Evaluación de los Estudiantes -PISA, por sus siglas en inglés- a los estudiantes entre los 15 y 16 años de edad de países y/o economías miembros y no miembros de la OCDE, con el objetivo de evaluar sus competencias en las áreas de lectura, matemáticas y ciencias, para determinar qué tan preparados están para su vida futura. Su desempeño en PISA, ha permitido que las regiones identifiquen sus fortalezas y debilidades, en materia de calidad educativa, contextualizándose internacionalmente y comparando sus sistemas educativos (Castro et al., 2014).

Los países de América Latina que han participado en dichas pruebas, si bien han logrado incrementar la cobertura académica, han obtenido un rendimiento relativamente bajo comparado con los de otras regiones, de hecho, en su última participación, en el

año 2012, ocuparon el tercio más bajo entre las 65 economías participantes, en las tres competencias evaluadas. Chile, fue el de mayor desempeño y Perú el de menor, entre los ocho países latinoamericanos. Además, en el área de énfasis (matemáticas), la proporción de alumnos en los niveles más altos de desempeño (cinco y seis) fueron muy bajos (Banco Interamericano de Desarrollo, 2015).

Al contextualizar los resultados de América Latina en PISA 2012, con los de otras regiones, se evidencian grandes diferencias. De acuerdo con Rivas (2015), en esta región el porcentaje promedio de estudiantes con niveles de desempeño inferiores al nivel uno (entre seis) en el área de matemáticas, supera al de los países de la OCDE en 40 puntos porcentuales, al de los países Nórdicos en 43 puntos, a los de Asia Pacífico en 53,8 puntos, a los países anglosajones en 42,2 puntos, y a los de Europa Oriental y Occidental en 31,3 y 42,3 puntos.

En el marco de la economía de la educación, estos resultados son empleados para medir la calidad educativa, en cada uno de estos países. Desde esta perspectiva,

y teniendo en cuenta el rendimiento de los estudiantes latinoamericanos en PISA 2012, se hace evidente la relativa deficiencia en materia de calidad formativa de los sistemas educativos en América Latina. Por esto, es importante identificar cuáles son los aspectos que están influyendo, de forma directa o indirecta, en la adquisición de competencias, y de esta manera, diseñar políticas educativas más eficientes.

En función de lo anterior, los estudios empíricos han usado diferentes técnicas, tales como los Mínimos Cuadrados Ordinarios -MCO- y los Modelos Lineales Jerárquicos -HML, por sus siglas en inglés-. Sin embargo, como lo señala Correa (2004), no solo las aplicaciones para el caso latinoamericano son relativamente escasas, además, no se han orientado, en su mayoría, a la aplicación de las técnicas HML. Por lo tanto, el presente trabajo, a partir de la información de PISA 2012, y la implementación de los modelos multínivel, para las tres áreas evaluadas, busca identificar cuáles son los principales factores que determinan la adquisición de competencias de los estudiantes en América Latina. Particularmente, se desea establecer cuáles de los factores asociados a los estudiantes, explican en mayor medida su desempeño escolar.

1. Marco de referencia y revisión de la literatura

La Economía de la Educación nace a partir de los aportes teóricos de los economistas estadounidenses Gary Becker, nobel en el año 1992, Edward F. Denison y Theodore W. Schultz, nobel en el año de 1979. Becker (1962) y Schultz (1961) consideraron, por primera vez, que el gasto en educación era una inversión, y como tal, de ésta se espera un retorno o beneficio. Por su parte, Denison (1962) relacionó el crecimiento económico con la educación, al estudiar el comportamiento para los Estados Unidos entre los años 1910 y 1960.

Aplica el análisis económico a las disciplinas educativas desde diferentes perspectivas: 1) la Teoría del Capital Humano,

2) la relación con la ocupación y el mercado laboral y 3) la financiación y gasto educativo. En general, promueve que la educación es un factor que estimula el crecimiento y desarrollo económico de los países, así como su competitividad internacional (Morduchowicz, 2003). Los primeros trabajos que hicieron estas relaciones, emplearon la función de producción estándar, incorporando en ella, como *input*, variables asociadas con la educación. Así, al evolucionar los estudios en educación, se empleó, además, como *output* de la función de producción, los puntajes que obtenían los estudiantes en las evaluaciones nacionales y/o internacionales en las que participaban los países. De esta manera, surge lo que se conoce como la Función de Producción Educativa -FPE-, empleada ampliamente para estudiar la calidad de los sistemas educativos nacionales.

Así, desde el trabajo realizado por Coleman, et al. (1966), los estudios sobre educación y desempeño académico han aumentado significativamente, asociando, fundamentalmente, la adquisición de competencias (rendimiento académico) a tres factores. El primero, las características propias de los estudiantes, el segundo, su entorno familiar, y por último, los recursos escolares. No obstante, los resultados encontrados en este ámbito son heterogéneos; es decir, la literatura no ha establecido un consenso que permita establecer cuáles de estos aspectos son los que explican en mayor medida el desempeño escolar.

Dentro de los estudios más recientes en el contexto internacional, se encuentran trabajos que argumentan que son los factores escolares los que explican en mayor medida el desempeño de los estudiantes. En particular, dentro de los factores que favorecen el rendimiento académico, se encuentran las investigaciones de Barrera-Osorio, et al. (2011) y Hanushek y Woessmann (2007), los cuales encontraron que la calidad de los profesores condiciona el desempeño académico, y Vegas (2006) que encontró una estrecha relación entre dicho desempeño y el mecanismo de incentivos que tienen los docentes.

No obstante, Mizala y Romaguera (2002) afirman que no hay conclusiones generales, respecto a la evidencia empírica, sobre la relación existente entre la calidad de los profesores y sus salarios, pero sí entre la calidad de los profesores y el desempeño escolar de los estudiantes. Entre tanto, Chaudhury, et al. (2006) y Suryadarma, et al. (2006), hallaron un efecto negativo del ausentismo de los profesores, y Woessmann y West (2006) y Hanushek y Luque (2000) lo encontraron en el número de alumnos matriculados en el centro escolar y/o la cantidad de estudiantes en el aula de clase.

Ahora bien, hay evidencia empírica que sugiere que los factores asociados al estudiante (características individuales y/o familiares) son las que tienen un mayor peso en determinación de su desempeño, específicamente, la educación de los padres, la tenencia de bienes culturales, recursos educativos y el ingreso del hogar (véase, Sun, et al. (2012), para Hong Kong, Tian (2006), Ammermüller, et al. (2005) Europa oriental y Woessmann (2005) para Europa occidental, Abdul-Hamid (2003) para Jordania, Fertig y Schmidt (2002) en el caso de Alemania).

En el caso de los países de América Latina, como se mencionó, la literatura es relativamente escasa, sin embargo, está sobre la misma línea que las anteriores; esto es, en ella se siguen encontrando resultados ambiguos. Por ejemplo, para Chile, Thiemea, et al. (2013), con base en la información del Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación -SIMCE-, hallaron que las variaciones en los resultados se deben a las características escolares en menos del 30%, coincidiendo con lo que encontraron Donoso y Hawes (2002). Estos autores concluyeron que las características socioeconómicas fueron los mayores determinantes en los resultados del SIMCE. Sin embargo, Henríquez, et al. (2012) muestran que, al existir escuelas privadas chilenas que admiten

estudiantes de bajos recursos, las brechas en rendimiento no son capturadas completamente por las características socioeconómicas de los estudiantes.

Por último, para Brasil, Marteleteo (2012) y Soares y Nascimento (2012) muestran que los factores individuales tienen una mayor contribución en el desempeño escolar, sugiriendo que hay un aumento en las habilidades cognitivas de los estudiantes, pero Sampaio y Guimaraes (2009), desde el punto de vista de las desigualdades educativas, identificaron grandes diferencias en términos de eficiencia entre las escuelas públicas y privadas, estimando una diferencia media, entre estos tipos de centros, de 10 puntos porcentuales, en favor de los colegios privados.

Por lo anterior, el presente trabajo busca contribuir, no solo a disminuir la escasa literatura para América Latina. También se quiere establecer un consenso para el caso de los países latinoamericanos participantes en PISA 2012, respecto a qué factores son los que condicionan la adquisición de competencias, lo que se constituye como la principal contribución.

2. Metodología

2.1. Datos

Para llevar a cabo el presente trabajo, se emplea la información que ofrece PISA 2012, disponible en OCDE (2015). Se obtuvo la información referente a las características de los estudiantes, con 90.799 observaciones -obs.-, y de las escuelas, con 3.722 obs., distribuida, en su orden, como sigue: 1) 5.908 y 226 obs., para Argentina; 2) 19.204 y 839 obs., para Brasil; 3) 6.856 y 221 obs., para Chile; 4) 9.073 y 352 obs., para Colombia; 5) 4.602 y 193 obs., para Costa Rica; 6) 33.806 y 1.471 obs., para México; 7) 6.035 y 240 obs., para Perú y 8) 5.315 y 180 obs., para Uruguay. Estas observaciones son estadísticamente

representativas de la población para cada uno de los países estudiados (BID, 2015).

Esta base contiene *missing values*, es decir, información sin registro, debido a la falta de respuesta de los directores de los centros escolares y estudiantes, originada por “... la fatiga del informante, al desconocimiento de la información solicitada, al rechazo de las personas a informar acerca de temas sensibles, (...), así como a problemas asociados a la calidad del marco de muestreo.” (Median y Galván, 2007:11), entre otras razones. Como la existencia de los datos faltantes puede generar sesgos que influyen en la inferencia estadística, se deben “sustituir” a través de los métodos de imputación.

Siguiendo las recomendaciones de Media y Galván (2007), para la imputación en encuestas educativas, se empleará la metodología *hot-deck* a aquellos *inputs* de la FPE que superen el 10% de *missing values*. Éste es un método no paramétrico que sustituye los registros faltantes (receptores) con la información recogida de una selección

aleatoria de valores observados (donantes). Se considera superior a otras metodologías de imputación porque no produce sesgos en los estimadores y sus desviaciones estándar, además, es más eficiente porque conserva la distribución de probabilidad de las variables imputadas (Durrant, 2009).

2.2. La función de producción educativa

Como se mencionó, la literatura ha usado ampliamente la Función de Producción Educativa -FPE- para medir la calidad en educación de regiones y/o países. En ella, se relacionan el *output* escolar, medido a través del puntaje obtenido por los estudiantes en las diferentes evaluaciones en las que participan, y los *inputs* agrupados en tres factores: 1) las características de individuales, 2) las características del hogar y 3) los recursos de las escuelas. De forma tal que, con base en lo realizado por Hanushek y Woessmann (2012; 2011) el presente trabajo estimó la siguiente FPE:

$$P_{ik}^{(t)} = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i CE_i^{(t)} + \sum_{i=m+1}^h \beta_i CH_i^{(t)} + \sum_{i=h+1}^w \beta_i RE_i^{(t)} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$P_{ik}^{(t)}$ corresponde a los cinco valores plausibles del estudiante i en el país t , en la competencia k , y ε_i es el término de perturbación del modelo. Cada i -ésimo coeficiente, mide el efecto de las características individuales -CE-, las características del hogar -CH- y de los recursos escolares -RE-, sobre la adquisición de competencias. Los inputs incorporados en la FPE se muestran en el Cuadro I. Dentro de las CE se han considerado los siguientes: 1) para medir las brechas entre géneros, la variable sexo, esto permitirá determinar si los hombres

obtienen mayores puntajes en matemáticas y ciencias (García, 2012; Ammermüller et al., 2005), y las mujeres en comprensión lectora (Woessmann, 2010; Mullis et al., 2007), 2) la condición de no repite capturará el efecto de lo que la literatura ha definido como el rezago escolar, tal y como lo realizan Cordero, et al. (2013) y Martin (2011), 3) el esfuerzo y 4) la disciplina, servirán para determinar si hay relación entre la adquisición de competencias y las aptitudes del estudiante y el clima disciplinario en el aula de clase (Post, 2011).

Cuadro I

Inputs de la FPE para América Latina

Variable	Definición
Individuales - CE⁽¹⁾	
<i>sexo</i>	Toma valor de 1 si el estudiante es mujer, 0 si es hombre.
<i>norepitente</i>	Toma el valor de 1 si el estudiante no repitió curso ni en primaria, ni secundaria ni media, 0 si repitió curso.
<i>esfuerzo</i>	Toma el valor de 1 si el estudiante siempre busca información adicional para aclarar problemas, 0 en caso contrario.
<i>disciplina</i>	Toma el valor de 1 si el estudiante declara que en casi todas las clases los estudiantes escuchan, 0 en caso contrario.
Familiares - CH⁽²⁾	
<i>libros</i>	Toma el valor de 1 si en el hogar hay al menos 200 libros, 0 menos de 200 libros.
<i>educamadre</i>	Toma el valor de 1 si el nivel educativo de la madre es de al menos bachillerato, 0 en caso contrario.
<i>emppadre</i>	Toma el valor de 1 si el empleo del padre es de medio tiempo o tiempo completo, 0 en caso contrario.
Escolares - RE⁽³⁾	
<i>publico</i>	Toma el valor de 1 si el centro educativo es público, 0 si es privado.
<i>profecua</i>	Proporción de profesores cualificados en el centro escolar.
<i>porfecer</i>	Proporción de profesores certificados en estudios de educación en el centro escolar.
<i>profeprofull</i>	Proporción de profesores con título profesional de tiempo completo en el centro escolar.
<i>STRATIO</i>	Proporción Alumno/Profesor.
<i>SCMATEDU</i>	Índice construido por la OCDE que mide la calidad de los materiales educativos del centro.
<i>SCHSIZE</i>	Número de estudiantes matriculados en el centro educativo.

Fuente: Elaboración propia con base en información OCDE (2015).

Para determinar el impacto del estatus socioeconómico del estudiante y de la tenencia de bienes culturales de la familia, dentro de las características del hogar se ha incorporado en la FPE: 1) la cantidad de libros en el hogar (Woessmann et al., 2007), 2) el nivel educativo de la madre (Guryan et al., 2008) y 3) el tiempo que el padre dedica a su trabajo, considerando lo que ha realizado Woessmann (2010).

Por último, en el conjunto RE, se han tenido en cuenta: 1) la titularidad del centro escolar, para establecer si hay o no brechas escolares significativas entre los colegios públicos y privados (Fernández y Del Valle, 2013; Oliveira et al., 2013), 2) las proporciones de profesores con formación de grado superior (profecua), con certificación en estudios de educación (porfecer) y con título profesional (profeprofull) en los centros escolares (Chingos y Peterson, 2011; Anderson et al., 2011) y 3) el tamaño del aula de clase (STRATIO), del colegio (SCHSIZE) y la calidad de los materiales educativos (SCMATEDU), para cuantificar el impacto que tiene el gasto educativo que realizan las escuelas en el desempeño académico (Hanushek, 2011).

2.3. Modelos multinivel a estimar

Como lo señalan Gaviria y Castro (2005), las características del centro escolar pueden ser obtenidas a partir de la información de los estudiantes. De esta manera, las características medias de los alumnos, también son las del centro escolar, las cuales, a su vez, son determinantes del rendimiento académico. Sin embargo, hay aspectos propios de la escuela que asimismo la caracterizan, por ejemplo, el perfil del profesorado. Como todos los alumnos comparten los mismos profesores, entonces dicho perfil, es común a todo el colegio. Ahora bien, las características de los profesores influyen, además, sobre el desempeño escolar del alumnado, pero éstas son variables del colegio y no del estudiante. Por lo tanto, las características del estudiante están anidadas a las del centro escolar, a través de su rendimiento.

Esto quiere decir que, como los puntajes obtenidos en las evaluaciones de desempeño son un resultado individual, difieren en cada estudiante, y están determinados por las

características de cada uno; no obstante, el contexto donde se desarrollan, también es causa de estas diferencias en rendimiento o adquisición de competencias. De esta forma, la estructura de la información, que se usa para medir la calidad educativa o estimar la FPE, es jerárquica o por niveles, la cual no es tenida en cuenta por el modelo clásico de regresión lineal. Así, la literatura sugiere emplear los Modelos Jerárquicos Multinivel -MJM-, ya que estos trabajan, de forma simultánea, con los diferentes niveles, representados por su propio modelo (Draper, 1995).

La jerarquía hace referencia al agrupamiento de información en un nivel básico, definido como micro-nivel, dentro de

un contexto de orden superior, o macro-nivel. Por lo que los MJM tratan, estadísticamente, las variaciones causadas tanto por las divergencias del micro-nivel como del macro-nivel, sobre la variable de respuesta (Gaviria y Castro, 2005). En el caso de la información educativa, el primero, lo constituyen los estudiantes, el segundo, los colegios y el rendimiento escolar corresponde a la variable de respuesta.

Teniendo en cuenta estos niveles, y siguiendo lo formulado en Goldstein (2011) y Hox (2010), para el modelo (1) se emplean tres MJM. El primero, considera solo los efectos aleatorios a través de los términos de perturbación de error, para el país t en la competencia k , de la siguiente forma:

$$P_{ijk}^{(t)} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad \text{donde } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \quad (2)$$

$$\beta_{0j} = \alpha_{00} + \mu_{0j} \quad \text{donde } \mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{\mu_0}^2) \quad (3)$$

Sustituyendo (3) en (2):

$$P_{ijk}^{(t)} = \alpha_{00} + (\mu_{0j} + \varepsilon_{ij}) \quad \text{donde } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \text{ y } \mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{\mu_0}^2) \quad (4)$$

La expresión (4) se define como el Modelo Nulo -MN-, y es básicamente un modelo de varianza con efectos aleatorios, constituido por: a) un efecto fijo, α_{00} que es el puntaje promedio de todos los colegios, para el país t en la competencia k , y b) un efecto aleatorio, μ_{0j} , y mide qué tanto de la puntuación media de la escuela j , se aleja de α_{00} . ε_i es la desviación del rendimiento del estudiante i , del colegio j , respecto al promedio de su escuela, $\sigma^2\varepsilon$ y $\sigma^2\mu_0$, representan, respectivamente, las varianzas entre los alumnos de cada colegio y entre los promedios de las escuelas. Éstas

deben ser significativamente distintas de cero, para incluir variables explicativas y tener alternativas de comparación para determinar cuál de los modelos resultantes explica mejor la varianza en rendimiento académico¹.

De presentarse dicha significancia, al MN se le incorporan predictores en el micro-nivel y el macro-nivel; es decir, se introducen los inputs individuales en (2) y los escolares en (3), tal y como lo realizan Sun, et al. (2012). Así, el micro-nivel y el macro-nivel quedan expresados en (5) y (6):

$$P_{ijk}^{(t)} = \beta_{0j} + \sum_{n=1}^m \beta_{nj} CE_{nij}^{(t)} + \sum_{n=m+1}^h \beta_{nj} CH_{nij}^{(t)} + \varepsilon_{ij} \quad \text{donde } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \quad (5)$$

$$\beta_{0j} = \alpha_{00} + \sum_{n=1}^w \alpha_{0n} RE_{nj}^{(t)} + \mu_{0j} \quad \text{donde } \mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{\mu_0}^2) \quad (6)$$

Reemplazando (6) en (5), sustituyendo $\beta_{nj} = \alpha_{0n}$ y reorganizando términos, se tiene

el Modelo Nulo con Predictores -MNP-:

$$P_{ijk}^{(t)} = \alpha_{00} + \sum_{n=1}^m \alpha_{n0} CE_{nij}^{(t)} + \sum_{n=m+1}^h \alpha_{n0} CH_{nij}^{(t)} + \sum_{n=1}^w \alpha_{0n} RE_{nij}^{(t)} + (\mu_{0j} + \varepsilon_{ij}) \quad (7)$$

El componente aleatorio del MNP, segundo modelo a estimar, sigue siendo el mismo que en del MN, no obstante, sus varianzas deben ser menores: las distribuciones de las variables explicativas son diferentes en las unidades del macro-nivel. Por otro lado, ahora el componente fijo considera no solo α_{00} , incluye los coeficientes estimados para cada uno de los *inputs* de la FPE, por lo tanto, esto indica que los *inputs* individuales tienen igual influencia a través de la escuela, debido a que $\beta_{nj} = \alpha_{n0}$ (constantes). Esto no

permite estimar los efectos de la interacción entre los niveles, es decir, el impacto conjunto de los *inputs* individuales y escolares sobre el rendimiento académico.

Por lo anterior, y con el ánimo de determinar si las desigualdades educativas, causadas por la titularidad del centro escolar, influyen en la adquisición de competencias, se incluirá en el macro-nivel, un efecto aleatorio en cada β_{nj} , además de la variable *público*. De esta manera, el MNP en el micro-nivel y macro-nivel se reescribe como:

$$P_{ijk}^{(t)} = \beta_{0j} + \sum_{n=1}^m \beta_{nj} CE_{nij}^{(t)} + \sum_{n=m+1}^h \beta_{nj} CH_{nij}^{(t)} + \varepsilon_{ij} \quad \text{donde } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (8)$$

$$\beta_{0j} = \alpha_{00} + \sum_{n=1}^w \alpha_{0n} RE_{nij}^{(t)} + \mu_{0j} \quad \text{donde } \mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{\mu_0}^2) \quad (9)$$

$$\beta_{nj} = \alpha_{n0} + \alpha_{n1} publico_j^{(t)} + \mu_{nj} \quad \text{donde } \mu_{nj} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, T\right); T = \begin{bmatrix} \sigma_{\mu_0}^2 & \cdots & \sigma_{\mu_0 \mu_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{\mu_0 \mu_n} & \cdots & \sigma_{\mu_n}^2 \end{bmatrix} \quad (10)$$

Incorporando (9) y (10) en (8), y ordenando términos, se tiene el Modelo con Predictores y efectos Aleatorios -MPA-, tanto

$$\begin{aligned} P_{ijk}^{(t)} = & \alpha_{00} + \sum_{n=1}^m \alpha_{n0} CE_{nij}^{(t)} + \sum_{n=1}^m \alpha_{n0} CH_{nij}^{(t)} + \sum_{n=1}^m \alpha_{n1} publico_j^{(t)} CE_{nij}^{(t)} + \\ & \sum_{n=1}^m \alpha_{n1} publico_j^{(t)} CH_{nij}^{(t)} + \sum_{n=1}^m \alpha_{0n} RE_{nij}^{(t)} + \left(\sum_{n=1}^m \mu_{nj} CE_{nij}^{(t)} + \right. \\ & \left. \sum_{n=1}^m \mu_{nj} CH_{nij}^{(t)} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \right) \end{aligned} \quad (11)$$

El efecto fijo del modelo se amplía al considerar la interacción entre los niveles [tercera y cuarta sumatoria de (11)]. Así, por ejemplo, cuando la variable *público* tome el valor de uno, *ceteris paribus*, α_{n1} miden el efecto de las características del estudiante i , del colegio público j , sobre la adquisición de competencias en el área k , para el país t , por lo que α_{n1} cuantifica el impacto de la inequidad media, originada por la titularidad del centro escolar (Gaviria y Castro, 2005).

en intercepto como en pendientes, último modelo a estimar:

Por último, el método de estimación que se empleará en los MN (4), MNP (7) y MPA (11), será el de Máxima Verosimilitud -MV-. Por lo tanto, con base en los resultados de la razón de verosimilitud, se determinará cuál de los tres explica mejor la variabilidad en resultados académicos. Además, se usarán los criterios elaborados por Akaike (1974) y Schwarz (1978), los cuales, fueron propuestos a partir de argumentos bayesianos, para la elección de modelos dentro de un conjunto de modelos finitos. Al primero, se le conoce

con el acrónimo AIC, al segundo, con el BIC. Después de la elección del modelo, y luego de interpretar sus coeficientes estimados, para determinar cuál es la proporción de la varianza que es explicada por las características del estudiante y del hogar (entorno familiar) y/o por los recursos escolares (entorno escolar), se usará el Coeficiente de Correlación Interclase -CCI-

3. Resultados

La estimación del modelo MN, expresión (4), para cada país latinoamericano participante en PISA 2012, y en cada

competencia evaluada, arroja un efecto aleatorio significativo y diferente de cero: tanto la varianza de la constante como la del residuo, son estadísticamente mayores a cero (ver Tabla I). Por lo tanto, hay una parte de la variabilidad en la adquisición de competencias sin explicar, lo que justifica la inclusión de predictores en el modelo. Así, se estimaron los modelos MNP y MPA, ecuaciones (7) y (11), que incluyen, en el micro-nivel, las características asociadas al estudiante y su familia, y en el macro-nivel, los factores de escuela, con el ánimo de disminuir la variabilidad no explicada por la FPE.

Tabla I
Efectos aleatorios del MN

País	Efecto aleatorio	Lenguaje		Matemáticas		Ciencias	
		Estimada	P-value*	Estimada	P-value*	Estimada	P-value*
ARG	var(cons)	5180,7	0,000	3560,6	0,000	4705,7	0,000
	var(Residual)	4019,0	0,000	2644,6	0,000	2968,0	0,000
BRA	var(cons)	3669,7	0,000	3045,8	0,000	3032,8	0,000
	var(Residual)	3314,4	0,000	2695,5	0,000	2672,3	0,000
CHL	var(cons)	4441,5	0,000	4679,5	0,000	4301,3	0,000
	var(Residual)	2594,9	0,000	3026,9	0,000	2952,4	0,000
COL	var(cons)	2959,3	0,000	2342,6	0,000	2300,2	0,000
	var(Residual)	3385,6	0,000	2901,6	0,000	3043,0	0,000
CRI	var(cons)	2138,3	0,000	1886,4	0,000	1947,6	0,000
	var(Residual)	2376,0	0,000	2106,7	0,000	2122,0	0,000
MEX	var(cons)	2964,7	0,000	2339,4	0,000	2153,2	0,000
	var(Residual)	3047,2	0,000	2877,3	0,000	2409,8	0,000
PER	var(cons)	4511,5	0,000	3426,0	0,000	2900,3	0,000
	var(Residual)	3391,5	0,000	3099,5	0,000	2521,8	0,000
URY	var(cons)	4468,6	0,000	3746,8	0,000	4009,8	0,000
	var(Residual)	3975,9	0,000	3809,3	0,000	4387,3	0,000

*Asociado al test de Wald.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Con base en la información de la Tabla II, se determinó que el modelo que mejor se ajusta a la explicación de la variación en la puntuación media, en las tres competencias, es el MPA. Para los ocho países de América Latina en PISA 2012, los criterios de *deviance*, AIC y BIC, fueron menores en la estimación de (11), que además considera el efecto aleatorio del predictor *público*, asociado a las

características de escuela. Por este motivo, en los siguientes apartados, se muestran e interpretan los resultados de la parte fija del MPA, con los cuales, se determinan los factores que condicionan la adquisición de competencias, y de la parte aleatoria, que permite estimar qué tanto de la variación es explicada por los factores individuales y familiares o escolares.

Tabla II
Criterios de información para selección del modelo

País	Criterio	Lectura			Matemáticas			Ciencias		
		MN	MNP	MPA	MN	MNP	MPA	MN	MNP	MPA
ARG	Deviance	6.081.742	5.755.766	5.322.238	5.853.265	5.547.235	5.137.344	5.916.277	5.607.754	5.193.924
	AIC	6.081.748	5.755.800	5.322.302	5.853.271	5.547.269	5.137.396	5.916.283	5.607.788	5.193.976
	BIC	6.081.768	5.755.912	5.322.512	5.853.292	5.547.382	5.137.566	5.916.303	5.607.901	5.194.147
BRA	Deviance	25.833.708	22.540.098	22.200.000	25.345.924	22.171.478	21.800.000	25.325.502	22.234.684	21.800.000
	AIC	25.800.000	22.500.000	22.200.000	25.300.000	22.200.000	21.800.000	25.300.000	22.200.000	21.900.000
	BIC	25.800.000	22.500.000	22.200.000	25.300.000	22.200.000	21.800.000	25.300.000	22.200.000	21.900.000
CHL	Deviance	2.453.391	1.885.358	1.813.327	2.488.662	1.915.183	1.842.231	2.482.936	1.931.693	1.857.717
	AIC	2.453.397	1.885.392	1.813.391	2.488.668	1.915.217	1.842.283	2.482.942	1.931.727	1.857.769
	BIC	2.453.418	1.885.505	1.813.601	2.488.689	1.915.329	1.842.454	2.482.963	1.931.840	1.857.940
COL	Deviance	6.139.230	5.338.043	5.279.620	6.052.865	5.257.663	5.198.924	6.079.475	5.285.541	5.228.084
	AIC	6.139.236	5.338.077	5.279.683	6.052.871	5.257.697	5.198.976	6.079.481	5.285.575	5.228.136
	BIC	6.139.257	5.338.196	5.279.907	6.052.892	5.257.816	5.199.157	6.079.502	5.285.694	5.228.318
CRI	Deviance	429.502	354.053	348.342	424.643	348.937	343.935	424.939	352.357	347.257
	AIC	429.508	354.087	348.404	424.649	348.971	343.988	424.945	352.391	347.309
	BIC	429.527	354.194	348.598	424.669	349.077	344.150	424.965	352.497	347.472
MEX	Deviance	14.409.724	12.554.175	12.367.278	14.333.372	12.502.274	12.319.468	14.098.390	12.314.245	12.134.264
	AIC	14.400.000	12.600.000	12.400.000	14.300.000	12.500.000	12.300.000	14.100.000	12.300.000	12.100.000
	BIC	14.400.000	12.600.000	12.400.000	14.300.000	12.500.000	12.300.000	14.100.000	12.300.000	12.100.000
PER	Deviance	4.607.330	4.063.351	3.994.242	4.569.472	4.022.041	3.954.206	4.482.867	3.959.471	3.892.534
	AIC	4.607.336	4.063.385	3.994.306	4.569.478	4.022.075	3.954.258	4.482.873	3.959.505	3.892.586
	BIC	4.607.356	4.063.498	3.994.517	4.569.498	4.022.187	3.954.429	4.482.893	3.959.617	3.892.757
URY	Deviance	443.464	402.749	385.603	441.737	401.560	384.501	447.342	407.578	390.345
	AIC	443.470	402.783	385.665	441.743	401.594	384.553	447.348	407.612	390.397
	BIC	443.490	402.894	385.866	441.763	401.705	384.721	447.368	407.723	390.565

Deviance: -2*Log likelihood, AIC: Criterio de Información de Akaike y BIC: Criterio de Schwarz.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

3.1. Efectos fijos del MPA para la FPE

La estimación de los coeficientes de los efectos cruzados del MPA, en las tres áreas y en los ocho países latinoamericanos analizados, no resultaron significativos. Por lo tanto, estos efectos no son condicionantes de la adquisición de competencias. Por este motivo, y en aras de resumir las interpretaciones, no se incluyeron en esta sección.

3.1.1. Lectura

Los resultados ilustrados en la Tabla III, muestran que Costa Rica, Uruguay y Colombia se destacan en esta área al obtener las mayores puntuaciones. Entre tanto, Argentina y Perú ocupan el séptimo y octavo lugar.

Dentro de los factores individuales, se estimaron, en todos los países, diferencias por género en favor de las mujeres. Este resultado está acorde con lo obtenido por Woessmann (2010) en el caso de Argentina y Colombia, y por Mullis (2007) para los 40 países participantes en el Estudio Internacional del Progreso en Competencia Lectora -PIRLS, pos sus siglas en inglés-. Los países con una mayor desigualdad por género son Argentina y Brasil. Así mismo, la condición de no repitente es un condicionante en la adquisición de la competencia lectora. El que un estudiante no presente rezago escolar hace que, en media, su puntaje es mayor en 43.5 puntos, comparados con los que sí presentan rezago (Cordero et al., 2013). Respecto al esfuerzo, ésta no fue significativa en Brasil, Colombia y Costa Rica, y la disciplina solo lo fue en el caso de Chile (ver Tabla III).

Tabla III
Factores determinantes adquisición de competencias, lectura

		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	México	Perú	Uruguay
<i>constante</i>		367,570*** (10,630)	385,345*** (9,001)	393,842*** (14,586)	410,849*** (17,634)	450,899*** (18,247)	393,623*** (8,232)	344,132*** (12,826)	423,017*** (20,442)
Individuales	<i>sexo</i>	26,951*** (3,455)	20,822*** (3,428)	18,098*** (1,986)	13,184*** (5,084)	12,524*** (3,801)	13,904*** (3,508)	11,012** (4,980)	12,300*** (4,330)
	<i>norepitente</i>	45,524*** (4,866)	49,134*** (2,967)	48,982*** (2,695)	39,941*** (3,013)	25,046*** (6,031)	29,604*** (5,713)	44,384*** (5,501)	64,183*** (7,221)
	<i>esfuerzo</i>	13,342*** (3,416)	3,361 (3,869)	11,642*** (2,248)	-2,964 (4,339)	3,052 (3,408)	10,763*** (3,122)	11,564** (4,495)	8,971** (4,116)
	<i>disciplina</i>	8,324 (6,345)	-2,202 (3,134)	5,247*** (2,116)	6,441 (5,487)	-1,163 (5,599)	1,125 (2,599)	3,124 (5,148)	6,281 (5,240)
Familiares	<i>libros</i>	21,226*** (3,720)	8,713* (4,680)	15,941*** (2,475)	5,884 (6,450)	20,786*** (4,116)	12,451*** (2,745)	19,803*** (5,860)	17,001*** (4,343)
	<i>educamadre</i>	0,486 (0,357)	1,158** (0,522)	0,166 (0,306)	0,992 (0,955)	0,828 (0,744)	1,243*** (0,373)	1,548*** (0,587)	0,184 (0,786)
	<i>emppadre</i>	10,716* (5,588)	2,698 (4,769)	-13,902*** (3,469)	-6,008 (4,406)	-8,037 (7,045)	-3,571 (4,876)	5,029 (5,117)	0,586 (7,819)
	<i>publico</i>	-63,559*** (11,918)	-61,317*** (8,600)	-34,566*** (10,672)	-29,724* (16,421)	-79,339*** (19,749)	-33,822*** (8,302)	-30,473** (12,638)	-90,340*** (16,950)
Escolares	<i>profecua</i>	1,293 (5,246)	0,304 (4,174)	30,321** (13,656)	-4,085 (7,845)	3,381 (3,903)	1,243 (2,859)	-3,015 (3,547)	-4,627 (20,946)
	<i>profecer</i>	0,092 (3,314)	2,374* (1,414)	8,782 (8,623)	-9,503 (6,248)	-3,732 (3,580)	-0,212 (1,970)	-1,940 (4,271)	-23,352 (21,776)
	<i>profeprofull</i>	0,097 (0,123)	-0,061 (0,054)	0,123 (0,222)	0,076 (0,100)	0,046 (0,108)	0,011 (0,048)	-0,045 (0,044)	-2,530* (1,431)
	<i>STRATIO</i>	-0,277 (0,233)	-0,066 (0,076)	-1,208* (0,648)	-0,682*** (0,248)	-0,036 (0,041)	-0,020 (0,042)	-0,062 (0,327)	-0,514 (0,486)
	<i>SCMATEDU</i>	7,651*** (2,969)	5,835*** (1,710)	7,839*** (2,813)	8,482*** (2,476)	4,592 (3,104)	7,543*** (1,151)	10,672*** (2,895)	8,105*** (2,859)
	<i>SCHSIZE</i>	0,030*** (0,009)	0,019*** (0,003)	0,024 (0,015)	0,009*** (0,003)	0,014*** (0,004)	0,020*** (0,002)	0,044*** (0,007)	0,024*** (0,006)
No. Observaciones		5.253	16.698	5.354	7.970	3.845	29.401	5.347	4.740
Log likelihood		-2.661.119	-11.100.000	-906.663	-2.639.810	-174.171	-6.183.639	-1.997.121	-192.802

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

En los factores familiares, se halla que la cantidad de libros en el hogar favorece positivamente el desempeño, tal y como lo estimó Woessmann (2007) para los países participantes en PISA 2003. Respecto a la educación de la madre, se encuentra que es un factor determinante solo en Brasil, México y Perú. Cabe resaltar que el efecto, no significativo, en los demás países también es positivo. Este último resultado coincide con Meunier (2011) para el caso de Suiza, con base en PISA 2000. Por último, el tiempo que dedica el padre al trabajo, es una variable que influye en el puntaje medio en lectura solamente en los casos de Argentina y Chile.

Respecto a los factores escolares, se determinó una amplia diferencia en rendimiento académico entre los colegios públicos y privados, en favor de estos últimos. Esta brecha también es hallada por Fernández y Del Valle (2013) para Costa Rica con información PISA 2009, y Oliveira, et al. (2013) para Brasil empleando los resultados del Sistema Básico de Desempeño Educativo 2005. Para el caso del Uruguay y Costa Rica, esta brecha es 90.3 y 79.3 puntos, por lo que se constituyen como los países de mayor desigualdad educativa, y Colombia con 29.7, la de menor. Las variables asociadas al profesorado, en términos generales, no son significativas, por

lo que no explican, estadísticamente hablando, la variabilidad del puntaje en comprensión lectora (Chingos y Peterson, 2011; Kane et al., 2008), al igual que la proporción alumno–profesor. Caso contrario, ocurre con la calidad de los materiales educativos. El efecto de *SCMATEDU* sobre el desempeño en esta competencia es positivo. Finalmente, si bien el tamaño del centro escolar resulta significativo en la mayoría de países de América Latina, su efecto es casi nulo, ya que el coeficiente estimado es cercano a cero (ver Tabla III).

3.1.2. Matemáticas

El desempeño en esta competencia fue mayor al logrado en el área de lectura. Costa Rica, Uruguay y Colombia se mantienen en los tres primeros lugares y Perú sigue ocupando el último puesto. Al considerar el efecto de las características individuales, se estiman brechas

significativas entre hombres y mujeres. Perú y Chile presentan las mayores divergencias por género, y Argentina la menor. Para estos países, en su orden, los hombres obtienen 32.3, 30.3 y 21.5 puntos, en promedio, más que las mujeres. Esta brecha, en favor de los hombres, también es estimada por García (2012) para España con los resultados en PIRLS y en el Estudio Internacional de Tendencias en Matemáticas y Ciencias -TIMSS, por sus siglas en inglés- del año 2011. Entre tanto, el que un estudiante no repita curso en todo su ciclo escolar, se relaciona directamente con el desempeño en matemáticas, en todos los países estudiados. Así mismo, el que un alumno busque información adicional para el desarrollo de sus tareas, sin embargo, esta relación no fue significativa en Colombia y Costa Rica. La disciplina, es un condicionante significativo y positivo solo en los casos de Colombia y México (ver Tabla IV).

Tabla IV
Factores determinantes adquisición de competencias, matemáticas

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	México	Perú	Uruguay
constante	395,453*** (9.678)	404,678*** (9.192)	393,129*** (12.866)	411,284*** (15.092)	449,258*** (12.728)	398,100*** (8.285)	363,452*** (12.122)	432,040*** (19.783)
Individuales	sexo (3,261)	-21,596*** (3,341)	-29,599*** (1,922)	-30,304*** (4,585)	-26,906*** (3,908)	-30,110*** (3,243)	-24,718*** (4,649)	-32,324*** (4,422)
	norepitente (3,943)	41,285*** (3,523)	49,760*** (3,227)	49,272*** (4,025)	30,563*** (5,956)	22,652*** (6,727)	32,993*** (5,250)	40,203*** (8,630)
	esfuerzo (3,509)	13,543*** (3,170)	7,007** (2,450)	12,505*** (4,003)	-1,135 (3,103)	4,497 (2,899)	13,466*** (3,748)	10,322*** (5,065)
	disciplina (6,088)	7,263 (3,017)	-2,013 (2,274)	2,793 (4,246)	9,176** (4,688)	-3,703 (2,580)	6,271** (5,120)	2,313 (4,684)
Familiares	libros (2,913)	20,500*** (3,714)	9,444** (2,630)	18,650*** (5,252)	8,388 (4,807)	21,936*** (2,724)	13,497*** (6,186)	27,528*** (3,822)
	educamadre (0,325)	0,193 (0,504)	1,063*** (0,364)	0,955*** (0,793)	1,059 (0,527)	0,316 (0,361)	1,240*** (0,598)	1,225** (0,616)
	emppadre (5,035)	1,256 (4,472)	-0,829 (3,684)	-7,743*** (3,437)	-9,613*** (5,745)	-5,868 (4,293)	-5,583 (5,095)	2,069 (6,077)
Escolares	publico (10,226)	-56,967*** (8,325)	-62,209*** (10,459)	-33,118*** (12,278)	-32,977*** (15,197)	-68,598*** (8,366)	-22,150*** (11,478)	-33,895*** (15,956)
	profecua (3,991)	1,646 (4,555)	-4,528 (12,787)	26,423** (7,294)	-3,223 (4,373)	1,165 (2,730)	1,903 (3,221)	-3,245 (33,119)
	profecer (2,868)	0,455 (1,288)	2,182* (8,369)	5,847 (5,944)	-6,467 (3,682)	-3,769 (1,844)	-1,444 (4,069)	-3,723 (20,251)
	profeprofull (0,110)	0,110 (0,056)	-0,078 (0,228)	0,254 (0,087)	-0,004 (0,118)	-0,123 (0,047)	-0,010 (0,038)	-0,023 (1,297)
	STRATIO (0,137)	-0,229* (0,065)	0,004 (0,619)	-1,260** (0,213)	-0,589*** (0,040)	-0,096** (0,036)	0,005 (0,299)	0,004 (0,395)
	SCMATEDU (2,411)	8,341*** (1,537)	6,672*** (2,769)	8,835*** (2,048)	6,331*** (3,516)	7,125*** (1,050)	6,275*** (2,384)	10,043*** (2,456)
	SCHSIZE (0,019)	0,019** (0,008)	0,017*** (0,003)	0,020 (0,015)	0,007** (0,003)	0,014*** (0,004)	0,017*** (0,002)	0,033*** (0,006)
	No. Observaciones	5.253	16.698	5.354	7.970	3.845	29.401	5.347
	Log likelihood	- 2.568.672	- 10.900.000	- 921.115	- 2.599.462	- 171.968	- 6.159.734	- 1.977.103
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.								
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.								

Para los factores familiares, se encuentra que la existencia de material de lectura en los hogares, tiene una incidencia positiva y significativa en el rendimiento del estudiante, excepto para Colombia. Perú, Uruguay y Argentina son los países con un mayor efecto. Brasil obtiene el menor. Con relación a la educación de la madre, no se encuentra una relación significativa en Argentina, Colombia, Costa Rica y Uruguay (Meunier, 2011). Del tiempo que dedica el padre al empleo, en términos generales, no se constituye como un factor condicionante en esta área, ya que en la mayoría de países latinoamericanos participantes en PISA 2012, no resulta significativo.

De los factores relacionados con la escuela, se presentan, al igual que en el caso de lectura, brechas académicas. Las escuelas públicas obtienen un menor puntaje que las privadas. Los países con mayor desigualdad educativa son Uruguay, Costa Rica y Brasil, con 76,3, 68,5 y 62,2 puntos, en promedio, respectivamente. Colombia y México, ocupan el séptimo y octavo puesto con 32,9 y 22,1 puntos. Las variables referentes a las cualidades y formación de los docentes, no resultan factores determinantes en esta área. La relación alumno/profesor, tiene un efecto negativo y significativo en cuatro de los ocho países estudiados (ver Tabla IV).

La calidad y disponibilidad de recursos escolares, tiene impacto positivo y significativo en todos los países, por lo tanto, es un factor condicionante en la adquisición de esta competencia. El efecto es mayor en Perú, Chile y Argentina, y menor en Uruguay. Finalmente, el efecto del tamaño de la escuela es casi nulo, ya que el coeficiente estimado, si bien es significativo (menos en Chile), es cercano a cero, tal y como ocurre en comprensión lectora (ver Tabla IV).

3.1.3. Ciencias

En los países latinoamericanos que participaron en las pruebas PISA 2012, se desempeñaron mejor en esta área. La puntuación media es mayor a la obtenida en

lectura y matemáticas. Los países que más se destacan en esta competencia son Costa Rica, Uruguay y Colombia. Mientras que Argentina, Chile y Perú son los de menor puntaje medio. Dentro de los factores individuales, se estimaron diferencias entre género que favorecen a los hombres, hallazgo que está acorde con lo encontrado por Vegas y Petrow (2007). Los países con mayor desigualdad por género son Colombia y Costa Rica. Argentina y Brasil tienen la menor. La condición de no repitente favorece el desempeño en esta área. Así mismo, el nivel de esfuerzo, excepto en Colombia y Costa Rica, donde esta variable no resulta un condicionante. La disciplina solo lo fue en los casos de Chile y Colombia (ver Tabla V).

Los recursos disponibles en el hogar para realizar tareas, consultas y actividades académicas, tales como la cantidad de libros, también resulta un condicionante en esta área. Del nivel educativo de la madre, hay que decir que no fue un factor condicionante en Colombia, Costa Rica y Uruguay, tal y como sucedió con lectura y matemáticas. Este resultado está sobre la línea de Meunier (2011). El tiempo de ocupación del padre solo fue significativo en Argentina y Chile.

Respecto a los factores de escuela, la titularidad del centro escolar afectó negativa y significativamente en todos los países, lo que indica que, los colegios públicos tienen un menor desempeño en ciencias que los privados. Los países con mayores desigualdades educativas son Uruguay y Brasil. Para Colombia y Perú se estimaron las menores brechas. Teniendo en cuenta los resultados en las otras dos competencias, Brasil, Costa Rica y Uruguay se constituyen como los países latinoamericanos participantes en PISA 2012, con la mayor brecha en desempeño entre los colegios públicos y privados, entre tanto, Colombia es el de menor. De las variables asociadas al profesorado, al igual que en lectura y matemáticas, en términos generales, no son significativas, por lo tanto, ni la cualificación, ni la certificación, ni tener profesores profesionales de tiempo completo, son condicionantes en la adquisición de las competencias (ver Tabla V).

Tabla V
Factores determinantes adquisición de competencias, ciencias

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	México	Perú	Uruguay
<i>constante</i>	394,028*** (10,442)	411,827*** (9,389)	402,447*** (15,538)	434,774*** (16,994)	454,350*** (14,639)	402,657*** (8,581)	352,794*** (10,945)	445,962*** (24,031)
Individuales	<i>sexo</i>	-3,007 (3,098)	-9,717*** (3,175)	-10,275*** (2,211)	-25,991*** (4,951)	-16,576*** (4,528)	-14,907*** (3,216)	-12,024*** (4,021)
	<i>norepitente</i>	45,322*** (3,812)	43,349*** (2,650)	36,184*** (3,097)	33,192*** (4,033)	30,074*** (7,553)	26,018*** (6,881)	38,245*** (5,322)
	<i>esfuerzo</i>	10,614*** (3,445)	5,611* (3,298)	12,462*** (2,602)	-2,647 (4,210)	2,707 (2,716)	11,513*** (2,523)	8,812** (4,014)
	<i>disciplina</i>	3,653 (6,480)	-2,409 (3,060)	4,230* (2,460)	12,344*** (3,907)	-6,156 (4,115)	-0,363 (3,009)	0,461 (4,419)
Familiares	<i>libros</i>	20,321*** (2,755)	8,946** (4,058)	13,677*** (2,747)	10,321* (5,291)	17,358*** (6,204)	12,188*** (2,694)	19,997*** (4,743)
	<i>educamadre</i>	0,675* (0,348)	0,968* (0,497)	1,391*** (0,335)	0,237 (0,774)	1,071 (0,687)	0,961*** (0,327)	1,375*** (0,516)
	<i>emppadre</i>	8,668* (4,468)	-3,046 (4,567)	-9,838** (3,835)	-7,506 (5,100)	-9,593 (5,870)	-0,666 (3,962)	-0,710 (4,935)
	<i>publico</i>	-61,983*** (11,021)	-64,278*** (8,687)	-34,652*** (11,139)	-29,083** (14,825)	-63,599*** (16,156)	-27,374*** (8,672)	-19,499* (10,686)
Escolares	<i>profecua</i>	-1,548 (4,887)	-2,959 (4,538)	30,823* (15,878)	-4,561 (8,805)	0,373 (3,976)	2,250 (2,535)	-1,658 (2,857)
	<i>profecer</i>	-2,776 (3,283)	1,794 (1,255)	9,457 (7,655)	-10,387 (6,835)	-3,709 (3,151)	-2,519 (1,858)	-0,434 (3,200)
	<i>profeprofull</i>	0,066 (0,130)	-0,080 (0,052)	0,141 (0,278)	-0,012 (0,097)	0,014 (0,114)	0,027 (0,048)	-0,055 (0,040)
	<i>STRATIO</i>	-0,109 (0,135)	-0,017 (0,064)	-1,033 (0,701)	-0,760*** (0,246)	-0,074 (0,084)	-0,023 (0,041)	-0,151 (0,221)
<i>SCMATEDU</i>	5,242*	5,102*** (2,748)	9,869*** (1,622)	6,760*** (2,698)	6,209** (2,238)	6,307*** (2,889)	8,942*** (0,992)	4,662* (2,490)
	<i>SCHSIZE</i>	0,025*** (0,009)	0,016*** (0,003)	0,023 (0,016)	0,011*** (0,003)	0,012*** (0,004)	0,016*** (0,002)	0,032*** (0,006)
No. Observaciones	5.253	16.698	5.354	7.970	3.845	29.401	5.347	4.740
Log likelihood	-2.596.962	-10.900.000	-928.858	-2.614.042	-173.629	-6.067.132	-1.946.267	-195.173

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.

Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

La relación alumno/profesor resultó significativa solo en Colombia. La calidad de los materiales educativos es un factor que condiciona y favorece el puntaje medio en ciencias. Su relación con el desempeño en esta área es positiva y significativa en todos los países. Los casos de Chile, Perú y Colombia se destacan por tener el mayor efecto. Por último, el tamaño del centro escolar también es significativo, con la excepción de Chile. Sin embargo, los coeficientes estimados son cercanos a cero (ver Tabla V).

Después de interpretar los efectos fijos del modelo estimado, y determinar qué factores son los que condicionan la adquisición de

competencias en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012, a continuación, se muestran e interpretan los resultados de los efectos aleatorios en cada uno de ellos.

3.2. Efectos aleatorios del MPV para la FPE

La variabilidad en resultados académicos que es explicada por las características individuales del estudiante y las familiares, se encuentra en la varianza estimada en el micro-nivel, y la que es explicada por los factores de escuela corresponde a la varianza estimada en el macro-nivel. Con base en ellas, se determina

el Coeficiente de Correlación Intragrupo -ICC-, que corresponde a la proporción de la varianza del micro-nivel sobre la varianza total. Permite determinar cuál de los dos entornos, familiar o escolar, es el más relevante en la explicación de la varianza desconocida del modelo, teniendo en cuenta el efecto alumno.

Como se muestra en la Tabla VI, el ICC no supera el 50% en las tres competencias evaluadas en PISA 2012, y en todos los países latinoamericanos participantes en estas

pruebas. Esto quiere decir que, la variación en la adquisición de competencias, en América Latina, es explicada en una menor proporción por los factores asociados al estudiante y su familia, o lo que es lo mismo, el total de la varianza del logro académico (promedio) de los estudiantes, es explicada en menor medida, por la heterogeneidad entre las características de los alumnos, por lo tanto, la incidencia de los factores escolares es mayor, a la hora de explicar dicha varianza.

Tabla VI
Varianzas e ICC del MPV

Efectos aleatorios ↓		Argentina	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	México	Perú	Uruguay
Lectura	Varianza Pub.	1246,646 (213,099)	128,4428 (1,405)	1047,173 (358,622)	248,3254 (32,315)	620,1153 (26,894)	328,8611 (1149,026)	295,5311 (413,437)	898,0524 (232,091)
	Varianaza α_{00}	1510,28 (295,269)	1883,414 (106,040)	1715,9 (262,344)	2046,511 (271,654)	1411,715 (436,119)	1967,722 (646,002)	2509,037 (515,597)	575,1091 (139,860)
	Cov(Pub.,a ₀₀)	-(308,811) (217,304)	-(146,169) (23,458)	-(939,090) (332,783)	-(317,939) (172,934)	-(566,091) (653,253)	-(376,521) (948,769)	-(456,609) (493,148)	-(42,108) (13,256)
	Varianza Res.	3222,544 (88,528)	2690,738 (47,037)	2108,1 (51,411)	2860,754 (63,191)	1895,933 (55,793)	2719,024 (42,875)	2854,874 (65,534)	3136,699 (80,340)
	ICC	31,91%	41,18%	44,87%	41,70%	42,68%	41,98%	46,78%	15,49%
Matemáticas	Varianza Pub.	824,6185 (124,039)	338,1198 (273,441)	1371,991 (294,465)	670,1573 (187,512)	541,3282 (512,511)	548,1567 (227,388)	621,7987 (369,863)	673,8847 (155,317)
	Varianaza α_{00}	1150,361 224,2918 -282,2287	2004,117 324,4994 -494,4737	1705,835 208,5433 -944,7347	2786,913 444,4984 -1244,465	1378,884 395,3653 -591,7121	1727,453 169,3637 -486,9692	2554,749 512,7707 -902,1989	757,0636 262,0381 -240,5193
	Cov(Pub.,a ₀₀)	(87,034)	(313,589)	(148,232)	(323,784)	(472,656)	(142,645)	(450,242)	(74,077)
	Varianza Res.	2205,252 (53,821)	2261,568 (42,017)	2492,316 (62,112)	2425,678 (54,034)	1662,387 (49,271)	2608,71 (37,673)	2562,202 (67,795)	3043,956 (70,765)
	ICC	34,3%	47,0%	40,6%	53,5%	45,3%	39,8%	49,9%	19,9%
Ciencias	Varianza Pub.	987,6821 (193,766)	317,9507 (1367,745)	1480,656 (196,170)	609,6509 (274,113)	528,8559 (331,276)	233,0589 (425,063)	396,8981 (421,780)	834,8546 (73,011)
	Varianaza α_{00}	1382,612 317,3061	1999,289 1164,264	1717,477 204,8331	2463,67 386,3059	1063,835 341,4943	1558,622 279,7694	1976,954 405,2794	1150,182 299,9741
	Cov(Pub.,a ₀₀)	-153,4195 (164,880)	-422,8849 (1340,483)	-987,5711 (130,350)	-902,1664 (350,886)	-377,7427 (349,436)	-272,784 (368,336)	-509,7956 (429,214)	-481,3477 (144,614)
	Varianza Res.	2476,46 (61,060)	2333,85 (41,168)	2726,32 (65,127)	2574,59 (56,994)	1836,08 (53,595)	2220,41 (32,094)	2168,56 (56,808)	3591,85 (84,951)
	ICC	35,8%	46,1%	38,6%	48,9%	36,7%	41,2%	47,7%	24,3%

Errores estándar robustos entre paréntesis. Pub. Público, Res. Residuos.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Calculando el ICC en las tres competencias y para cada país, se concluye que los países donde más se ve la incidencia de los factores escolares en el rendimiento académico de los estudiantes son Perú, Colombia y Brasil (con ICC promedio del 48,1%; 48,0% y 44,7%, respectivamente). En Uruguay dicha incidencia es la menor (19,8%).

Conclusiones

El presente trabajo empleó la técnica de modelos jerárquicos multinivel para identificar los principales condicionantes en la adquisición de competencias, medida a través del puntaje obtenido en PISA 2012, en las tres áreas evaluadas, para los países latinoamericanos

participantes. Se empleó un modelo con dos niveles. El primero (micro-nivel), incluye las características asociadas al estudiante y su familia. El segundo (macro-nivel), tiene los factores escolares. Inicialmente, se estimó el Modelo Nulo que considera efectos fijos y aleatorios solo en el puntaje medio. Se encontró que las varianzas del micro-nivel y macro-nivel fueron significativamente distintas de cero, por lo tanto, se incluyeron predictores en modelo. Así, se formularon el Modelo Nulo con Predictores -MNP- y el modelo con efectos aleatorios en pendiente -MPA-. A partir de los criterios de información AIC y BIC, se determinó que el mejor modelo entre los tres es el MPA.

A partir de los resultados obtenidos en la estimación del MPA, se determina, para el caso de los ocho países latinoamericanos en PISA 2012, que en el área de ciencias hay un mejor desempeño, seguido de lectura y por último matemáticas. Los países con un mayor rendimiento escolar son Costa Rica, Uruguay y Colombia, y el de menor Perú. Como determinantes en la adquisición de estas competencias se encuentran, dentro de los factores individuales y familiares, el género: las mujeres obtienen un mayor desempeño en lectura, y los hombres en matemáticas y ciencias, la condición de no repitente: quienes no repiten curso obtienen una mayor puntuación media que aquellos que sí. Por último, el esfuerzo y la cantidad de libros en el hogar, son determinantes en la adquisición de las tres competencias evaluadas en PISA 2012.

Dentro de los factores de escuela, la titularidad del centro escolar fue uno de los principales factores. Se estimaron desigualdades educativas en lectura, matemáticas y ciencias, en todos los países estudiados. Los colegios privados obtuvieron un mejor rendimiento escolar que los públicos. Brasil, Costa Rica y Uruguay se constituyen como los países con mayor brecha en desempeño escolar, mientras que Colombia tiene la menor.

Otro factor condicionante, corresponde a la calidad de los materiales educativos. Favorece el rendimiento medio de los estudiantes en América Latina. Ahora bien,

ni las variables asociadas al profesorado, ni la proporción alumno-profesor, ni el tamaño de la escuela, resultaron aspectos condicionantes en la adquisición de competencias.

Finalmente, se determinó que la varianza del logro académico de los estudiantes o la variabilidad en la adquisición de competencias, en las tres áreas, es explicada en menor medida por la heterogeneidad en las características de los alumnos, es decir, que está asociado más a los factores escolares.

Es de resaltar la significancia de la presencia de recursos educativos en el hogar como apoyo al proceso del estudiante, se plantea la existencia de políticas donde se motive y se involucre al núcleo familiar como un apoyo y acompañamiento dentro del proceso educativo de los jóvenes, e involucrándolos más en los procesos pedagógicos y actividades extracurriculares ofrecidas por el centro escolar, aportando de manera positiva, a un mejor rendimiento académico.

Si bien los factores escolares, tales como con la relación alumno/profesor y la cantidad de estudiantes matriculados en la escuela, no fueron condicionantes en la adquisición de competencias, se pueden aumentar planteando una relación proporcional entre estos factores y la disponibilidad de recursos (pedagógicos y planta física) que ofrezca la escuela, dando como resultado, una maximización del proceso de adquisición de competencias por parte de los estudiantes y así aumentar el nivel en rendimiento académico.

Notas

¹ Si la varianza de entre los estudiantes de cada colegio es estadísticamente significativa e igual a cero, y la de escuelas no, entonces, si bien los colegios difieren entre sí, cada uno de ellos obtiene el mismo rendimiento para todos sus estudiantes. En cambio, si $\sigma_{\epsilon}^2 > 0$ y $\sigma_{u_0}^2 = 0$, toda la variación en rendimiento se debe a las diferencias entre estudiantes y no hay diferencias entre las escuelas. Por último, si ambas varianzas son iguales a cero, entonces no tiene sentido agregar predictores (variables explicativas), ya que no habría nada que explicar.

Referencias Bibliográficas

- Abdul-Hamid, Husein (2003). What Jordan needs to do to prepare for, Adelphi (Unated State). University of Maryland University College. Mimeographed.
- Akaike, Hirotugu (1974). "A New Look at the Statistical Model Identification". **IEEE Transactions on Automatic Control**. Vol. 19, No. 6. Canada. Pp. 716-723.
- Ammermüller, Andreas; Heijke, Hans y Woessmann, Ludger (2005), "Schooling Quality in Eastern Europe: Educational Production During Transition", **Economics of Education Review**. Vol. 24, No. 5. Amsterdam, Netherlands. Pp. 579-599.
- Anderson, Chritian; Johansson, Per y Waldenström, Nina (2011). "Do you want your child to have a certified teacher?", **Economics of Education Review**. Vol. 30, No. 1. Amsterdam, Netherlands. Pp. 65-78.
- Banco Interamericano de Desarrollo (2015). America Latina en PISA 2012. Disponible en: <http://www.iadb.org/es/temas/educacion/resultados-pisa-2012-en-america-latina>,9080 Consulta realizada el 17 de Julio de 2015.
- Barrera-Osorio, Felipe; García-Moerno, Vicente; Patrinos, Harry y Porta, Emilio (2011). Using the Oaxaca-Blinder decomposition technique to analyze learning outcomes changes over time: An application to Indonesia. Whasintong D.C.. World Bank, working paper. No. 5584.
- Becker, Gary (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis". **Journal of Political Economy**. Vol. 70, No. 5. Chicago. Pp. 9-49.
- Castro, Geovanny; Giménez, Gregorio y Pérez, Domingo (2014). "El desempeño educativo escolar en Colombia: factores que determinan la diferencia en rendimiento académico entre las escuelas públicas y privadas", en Adela García-Aracil e Isabel Neira-Gómez (eds.), **Investigaciones de Economía de la Educación**. Vol. 9. Valencia, España. Pp. 895-922.
- Chaudhury, Nazmul; Hammer, Jeffrey; Kremer, MMichael; Muralidharan, Karthik y Rogers, Halsey (2006). "Missing in action: teacher and health worker absence in developing countries". **Journal of Economic Perspectives**. Vol. 20, No. 1. Estados Unidos. Pp. 91-116.
- Chingos, Matthew y Peterson, Paul (2011). "It's easier to pick a good teacher than to train one: Familiar and new results on the correlates of teacher effectiveness". **Economics of Education Review**. Vol. 30, No. 3. Amsterdam, Netherlands. Pp. 449-465.
- Coleman, James; Hopkins, Johns; Campbell, Ernest; Hobson, Carol; McPartland, James; Mood, Alexander; Weinfeld, Frederic y York, Robert (1966). **Equality of Educational Opportunity**. Washington. Department of Education.
- Cordero, José Manuel; García, Carmen y Manchón, César (2013). "Evaluación del rendimiento adacémico y sus condicionantes: Una aproximación a partir de TIMSS 2011", en María Mercedes Teijeiro Álvarez (eds.). **Investigaciones de Economía de la Educación**. vol. 8. La Coruña, España. Pp. 541-562.
- Correa, John Jairo (2004). "Determinantes del rendimiento educativo de los estudiantes de secundaria en Cali: un análisis multínivel". **Revista Sociedad y Economía**. No. 6. Cali, Colombia. Pp. 81-105.

- Denison, Edward (1962). **The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives before Us.** New York. Committee on Economic Development.
- Donoso, Sebastián y Hawes, Gustavo (2002). “Eficiencia escolar y diferencias socioeconómicas: a propósito de los resultados de las pruebas de medición de la calidad de la educación en Chile”. **Educação e Pesquisa**. Vol. 28, No. 2. São Paulo, Brasil. Pp. 25-39.
- Draper, David (1995). “Inference and hierarchical modelling in social sciences”. **Journal of Educational and Behavioral Statistics**. Vol 20, No. 2. Los Angeles, USA. Pp. 115-149.
- Durrant, Gabriele B. (2009). “Imputation Methods for Handling Item-Nonresponse in Practice: Methodological Issues and Recent Debates”. **International Journal of Social Research Methods**. Vol. 12, No. 4. United States. Pp. 293-304.
- Fernández, Andrés y Del Valle, Roberto (2013). “Desigualdad educativa en Costa Rica: la brecha entre estudiantes de colegios públicos y privados. Análisis con los resultados de la evaluación internacional PISA”. **Revista CEPAL**. Vol. 111. Santiago, Chile. Pp. 37-57.
- Fertig, Michael y Schmidt, Christoph M. (2002). **The role of background factors for reading literacy: straight national scores in the PISA 2000 study**. Bonn, Germany. Institute for the Study of Labor, discussion paper series. No. 545.
- García, José (2012). “Nivel socioeconómico, tipo de escuela y resultados educativos en España: El caso de TIMSS PIRLS 2011”. En Ministerio de Educación, Cultura y Deporte (eds.), **PIRLS-TIMSS 2011 Estudio Internacional de Progreso en compresión lectora, matemáticas y ciencias, Informe Español. Análisis Secundario. Instituto Nacional de Evaluación Educativa**. Vol. II. Madrid, España. Pp. 67-108.
- Gaviria, José Luis y Castro, María (2005). **Modelos Jerárquicos Lineales**. Madrid, España. La Muralla, S.A.
- Goldstein, Harvey (2011). **Multilevel Statistical Models**. London. Jhon Wiley & Sons Ltd.
- Guryan, Jonatha; Hurst, Erid y Kearney, Melissa (2008). “Parental education y parental time with children”. **Journal of Economic Perspectives**. Vol. 22, No. 3. Estados Unidos. Pp. 23-46.
- Hanushek, Eric (2011). “The economic value of higher teacher quality”. **Economics of Education Review**. Vol. 30. Amsterdam, Netherlands. Pp. 466-479.
- Hanushek, Eric y Luque, Javier (2000). “Smaller Classes, Lower Salaries? The Effects of Class Size on Teacher Labor Markets”. En Sabrina W.M Laine y James G. Ward (eds.): *Using What We Know: A Review of the Research on Implementing Class-Size Reduction Initiatives for State and Local Policymakers*. Illinois. North Central Regional Educational Laboratory. Pp. 35-51.
- Hanushek, Eric y Woessmann, Ludger (2007). **Education quality and economic growth**. Washington, D.C. World Bank Publications.
- Hanushek, Eric y Woessmann, Ludger (2011). “The Economics of International Diferences in Educational Achievement”. En Eric Hanushek, Stephen Machin y Ludger Woessmann (eds.) **HandBooks in Economics of Education**. Vol. 3. Amsterdam, North-Holland. Pp. 89-200.

- Hanushek, Eric y Woessmann, Ludger (2012). “Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle”. **Journal of Development Economics**. Vol. 99, No. 2. Amsterdam, Netherlands. Pp. 497-512.
- Henríquez, Francisco; Lara, Bernardo; Mizala, Alejandra y Repetto, Andrea (2012). “Effective schools do exist: low-income children’s academic performance in Chile”. **Applied Economics Letters**. Vol. 19, No. 5. United States. Pp. 445-451.
- Hox, Joop (2010). **Multilevel Analysis. Techniques and Application**. New York. Routledge.
- Kane, Thomas; Rockoff, Jonah y Staiger, Douglas (2012). “What does certification tell us about teacher effectiveness?”. **Economics of Education Review**. Vol. 27, No. 6. Amsterdam, Netherlands. Pp. 615-631.
- Marteleteo, Leticia (2012). “Educational Inequality by Race in Brazil, 1982-2007: Structural Changes and Shifts in Racial”. **Demography**. Vol. 49. United States. Pp. 337-58.
- Martin, Andrew (2011). “Holding back and holding behind: grade retention and students’ non academic and academic outcomes”. **British Educational Research Journal**. Vol. 37, No. 5. United States. Pp. 739-763.
- Median, Fernando y Galván, Marco (2007). Imputación de datos: Teoría y práctica. Santiago de Chile. Comisión Económica para América Latina y el Caribe-Naciones Unidas.
- Meunier, Muriel (2011). “Immigration and student achievement: Evidence from Switzerland” **Economics of Education Review**. Vol. 30, No. 1. Amsterdam, Netherlands. Pp. 16-38.
- Mizala, Alejandra y Romaguera, Pilar (2002). “Evaluación del desempeño e incentivos en la educación chilena”. **Cuadernos de Economía**. Año 39, No. 118. Bogota, Colombia. Pp. 353-394.
- Morduchowicz, Alejandro (2003). **Discusiones de la Economía de la Educación**. Buenos Aires. Losada S. A.
- Mullis, Ina; Martin, Michael y Kennedy y Foy, Pierre (2007). **PIRLS 2006 International Report. IEA's Progress in International Reading Literacy Study in Primary Schools in 40 Countries**. Chesnut Hill, United States. TIMSS and PIRLS International Study Center-Lynch School of Education-Boston College.
- OCDE (2015). Programme for International Student Assessment. Disponible en: <http://pisa2012.acer.edu.au/> Consulta realizada el 2 de Mayo de 2015.
- Oliveira, Pedro; Belluzzo, Walter y Pazello, Elaine (2013). “The public-private test score gap in Brazil”. **Economics of Education Review**. Vol. 35. Amsterdam, Netherlands. Pp. 120-133.
- Post, David (2011). “Primary school student employment and academic achievement in Chile, Colombia, Ecuador and Perú”. **International Labour Review**. Vol. 150, No. 3-4. USA. Pp. 255-278.
- Rivas, Axel (2015). **América Latina después de PISA. Lecciones aprendidas de la educación en siete países (2000-2015)**. Buenos Aires, Argentina. CIPPEC-Instituto Natura.
- Sampaio, Breno y Guimaraes, Juliana (2006). “Diferenças de eficiência entre ensino público e privado no Brasil”. **Economía Aplicada**. Vol. 13, No. 1. Zaragoza, España. Pp. 45-68.

- Schultz, Theodore (1961). "Investment in Human Capital". **The American Economic Review**. Vol. 51, No. 1. United States. Pp. 1-17.
- Schwarz, Gideon (1978). "Estimating the dimension of a model". **Annals of Statistics**. Vol. 6, No. 2. United States. Pp. 461-464.
- Soares, Sergei y Nascimento, Paulo (2012). "Evolution of the cognitive achievement of Brazilian youth on Pisa". **Cuadernos de Pesquisa**. Vol. 42, No. 145. São Paulo, Brasil. Pp. 68-87.
- Sun, Letao; Bradley, Kelly D. y Akers, Kathryn (2012). "A Multilevel Modelling Approach to Investigating Factors Impacting Science Achievement for Secondary School Students: PISA Hong Kong Sample", **International Journal of Science Education**. Vol. 34, No. 14. United States. Pp. 2107-2125.
- Suryadarma, Daniel; Suryahadi, Asep; Sumarto, Sudarno y Halsey, Rogers (2006). "Improving student performance in public primary schools in developing countries: evidence from Indonesia". **Education Economics**. Vol. 14, No. 4. United States. Pp. 401-429.
- Thiemea, Claudio; Priorb, Diego y Tortosa-Ausinad, Emili (2013). "A multilevel decomposition of school performance using robust nonparametric frontier techniques". **Economics of Education Review**. Vol. 32. Amsterdam, Netherlands. Pp. 104-121.
- Tian, Maozai (2006). "A Quantile Regression Analysis of Family Background Factor Effects on Mathematical Achievement". **Journal of Data Science**, Vol. 4, No. 4. New York. Pp. 461-478.
- Vegas, Emiliana (2006). "Incentivos docentes y sus efectos en el aprendizaje del alumnado en Latinoamérica". **Revista de Educación**. No. 340. España. Pp. 213-241.
- Vegas, Emiliana y Petrow, Jenny (2007). **Raising student achievement in Latin America: the challenge for the 21st century**. Washington, D.C.. World Bank Publications.
- Woessmann, Ludger (2005). "Educational Production in Europa". **Economic Policy**. Vol. 20, No. 43. USA. Pp. 445-504.
- Woessmann, Ludger (2010). "Families, Schools and Primary-School Learning: Evidence for Argentina and Colombia in an International Perspective". **Applied Economics**. Vol. 42, No. 21. United States. Pp. 2645-2665.
- Woessmann, Ludger y West, Martin (2006). "Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS". **European Economic Review**. Vol. 50, No. 3. Amsterdam, Netherlands. Pp. 695-736.
- Woessmann, Ludger; Lüdemann, Elke; Schütz, Gabriela y West, Martin R. (2007). "School Accountability, Autonomy, Choice, and the Level of Student Achievement: International Evidence from PISA 2000". Paris. Organisation for Economic Co-operation and Development, working papers, No. 13.