

Geovanny Castro Aristizabal

El desempeño educativo escolar
en los países latinoamericanos
participantes en PISA 2012:
factores que determinan la
diferencia en rendimiento
académico entre las escuelas
públicas y privadas

Departamento
Estructura e Historia Económica y Economía Pública

Director/es

Giménez Esteban, Gregorio
Pérez Ximénez de Embún, Domingo

<http://zaguan.unizar.es/collection/Tesis>



Reconocimiento – NoComercial – SinObraDerivada (by-nc-nd): No se permite un uso comercial de la obra original ni la generación de obras derivadas.

© Universidad de Zaragoza
Servicio de Publicaciones

ISSN 2254-7606



Universidad
Zaragoza

Tesis Doctoral

**EL DESEMPEÑO EDUCATIVO
ESCOLAR EN LOS PAÍSES
LATINOAMERICANOS
PARTICIPANTES EN PISA 2012:
FACTORES QUE DETERMINAN LA
DIFERENCIA EN RENDIMIENTO
ACADÉMICO ENTRE LAS
ESCUELAS PÚBLICAS Y
PRIVADAS**

Autor

Geovanny Castro Aristizabal

Director/es

Giménez Esteban, Gregorio

Pérez Ximénez de Embún, Domingo

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA

Estructura e Historia Económica y Economía Pública

2016



**Universidad
Zaragoza**

Tesis doctoral presentada por

Geovanny Castro Aristizabal

Doctorado en Economía

Programa conjunto

Departamento de Análisis Económico y Departamento de
Estructura e Historia Económica y Economía Pública

Facultad de Economía y Empresa
Universidad de Zaragoza

Título: *El desempeño educativo escolar en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012: factores que determinan la diferencia en rendimiento académico entre las escuelas públicas y privadas.*

Directores:

Dr. Gregorio Giménez Esteban

Dr. Domingo Pérez Ximénez de Embún

Zaragoza, Abril de 2016



Departamento de Estructura
e Historia Económica
y Economía Pública
Universidad Zaragoza

Fecha: 24 de mayo de 2016

Nº Ref. : Dpto. Estructura e Historia Económica y
Economía Pública. MSS/top

Destinatario:
Geovanny Castro Aristizabal

Asunto: Aprobación Tesis Doctoral

En la sesión del 24 de mayo del presente año, la Comisión de Doctorado en "Economía" ha decidido aprobar la Tesis Doctoral "El desempleo educativo escolar en los países latinoamericanos en PISA 2012: factores que determinan la diferencia entre el rendimiento académico escolar entre las escuelas públicas y privadas", presentado por D. Geovanny Castro Aristizabal.

Se adjunta el informe extensivo –y positivo- emitidos por un evaluador externo, cuyas observaciones y recomendaciones deberán ser tomadas en consideración en el desarrollo de la tesis doctoral, y se le informa de la valoración positiva igualmente de los demás evaluadores.

Programa de Doctorado en Economía
Universidad de Zaragoza
Gran Vía, 2
50005-Zaragoza
Fdo.: Marcela Sabaté Sort
Coordinadora del Doctorado
en Economía

Facultad de Economía y Empresa
Gran Vía, 2 / 50005 Zaragoza
Tel.: 976 76 18 41 / Fax: 976 76 18 40
<http://estructuraehistoria.unizar.es/>

unizar.es

Zaragoza, 26 de mayo de 2016

ESTUDIOS DE DOCTORADO

ADMISIÓN A TRÁMITE DE LA TESIS DOCTORAL

Expedimos el presente documento al objeto de certificar que la Tesis “El desempeño educativo escolar en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012: factores que determinan la diferencia en rendimiento académico entre las escuelas públicas y privadas”, llevada a cabo por el doctorando D. Geovanny Castro Aristizabal, es apta, en nuestra opinión, para su defensa. La misma se ajusta a lo presentado en el Proyecto de Tesis.

Quedamos a su disposición para ampliar cualquier información al respecto. Un atento saludo.

Fdo. Dr. Gregorio Giménez Esteban

Tutor de la Tesis
Dep. Estructura e Historia Económica
y Economía Pública
Universidad de Zaragoza
Facultad de Economía y Empresa
Gran Vía, 2
50005 Zaragoza (SPAIN)
Phone: (34) 976 76 22 23
Mail: gregim@unizar.es

Fdo. Dr. Domingo Pérez Ximénez

Cotutor de la tesis
Jefe de Gabinete de la Consejera de
Economía, Industria y Empleo
Gobierno de Aragón
Pº María Agustín, 36
50004 Zaragoza (SPAIN)
Phone: (34) 976 71 4758
Mail: dpximenez@aragon.es

Productos asociados a la tesis doctoral

Artículos, capítulos de libro y *working papers*:

Castro, G.; Giménez, G. y Pérez, D. (2016). *Desigualdades educativas en América Latina, PISA 2012: causas de las diferencias en desempeño escolar entre los colegios públicos y privados*. Documentos de Trabajo FCEA, Número 19. Pontificia Universidad Javeriana, Cali.

Castro, G.; Giménez, G. y Pérez, D. (2016). *Desigualdades educativas en América Latina, PISA 2012: causas de las diferencias en desempeño escolar entre los colegios públicos y privados*. Revista de Educación, Ministerio de Educación, Cultura y Deporte, España (en evaluación).

Castro, G.; Giménez, G. y Pérez, D. (2016). *Estimación de los factores condicionantes de la adquisición de competencias académicas en América Latina en presencia de endogenidad*. Revista CEPAL, Chile (en evaluación).

Castro, G.; Giménez, G. y Pérez, D. (2016). *Principales factores que determinan la diferencia en desempeño académico escolar entre los colegios públicos y privados en Colombia, PISA 2012*. Revista Estudios Sociales, Colombia (en evaluación)

Castro, G.; Giménez, G. y Pérez, D. (2014). *El desempeño educativo en Colombia: factores que determinan la diferencia en el rendimiento académico entre las escuelas públicas y privadas*. Investigaciones de Economía de la Educación. Volumen 9. Valencia, España. pp. 895-922.

Ponencias

XXV Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Extremadura. Junio 29 y Julio 1 de 2016. Badajoz, España. *Las diferencias en rendimiento académico escolar entre los colegios públicos y privados: causas de las brechas con base en los resultados de América Latina en la pruebas PISA 2012*.

XXIII Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Consejo Superior de Investigaciones Científicas (CSIC) y Universidad Politécnica de Valencia. Julio 3 y 4 de 2014. Valencia, España. *El desempeño educativo escolar en Colombia: factores que determinan la diferencia en rendimiento académico entre las escuelas públicas y privadas*.

Otros productos desarrollados

Artículos, capítulos de libro y *working papers*:

Arias, R.; Giménez, G. (coordinadores); Castro, G.; Fernández-Labordeta, J.; Ospina, N.; Sánchez-Hernández, L. (2016). *Análisis de las diferencias entre colegios públicos y privados costarricenses a partir de las pruebas PISA de Matemáticas*. Estado de la Educación. San José, Costa Rica (en edición).

Castro, G.; Castillo, M. y Mendoza, J.C. (2016). *Principales determinantes en la adquisición de competencias en América Latina: un análisis multinivel a partir de los resultados en PISA 2012*. Documentos de Trabajo FCEA, Número 22. Pontificia Universidad Javeriana, Cali.

Castro, G.; Castillo, M. y Mendoza, J.C. (2016). Factores asociados a la adquisición de competencias en América Latina. *Revista Perfiles Educativos*, Universidad Autónoma de México, México (en evaluación).

Castro, G.; Díaz, M. y Tobón, J. (2016). *El rendimiento de los estudiantes colombianos en las pruebas SABER11: ¿Por qué los colegios privados obtienen mejores resultados?* Revista Sociedad y Economía. Universidad del Valle (en evaluación).

Giménez, G. y Castro, G. (2017). *Por qué los estudiantes de colegios públicos y privados de Costa Rica obtienen diferentes resultados académicos?* Revista Perfiles Latinoamericanos, México. Número 49.

Giménez, G. (coord.); Arias, R.; Castro, G.; Fernández-Labordeta, J.; Ospina, N.; Sánchez-Hernández, L. (2015). *Por qué los estudiantes de colegios públicos y privados de Costa Rica obtienen diferentes resultados académicos?* V Informe del Estado de la Educación, San José, Costa Rica.

Mancebón, M.J., Gómez, J.M., Villar, A. y Castro, G. (2016). *Does Educational Reinforcement Programs increase student's academic achievement? The case of the PROA in Spain*. (en curso).

Molina, A. y Castro, G. (2015). *Estimación de la Eficiencia Técnica en cinco países Latinoamericanos: Un análisis de Frontera Estocástica, 1995-2008*. Revista Civilizar, Ciencias Sociales y Humanas. Volumen 15. Número 29. pp. 93-112.

Monsalve, M.A.; Castro, G.; García, L. y Muñoz, A. (2014). *Impacto de la localización en la rentabilidad económica, un modelo de efectos aleatorios con variable dependiente limitada para el caso de las empresas de Andalucía, 2008-2011*. Cuadernos de Economía y Dirección de Empresa, Asociación Científica de Economía y Dirección de la Empresa (en evaluación).

Dirección tesis de maestría

Causas de las diferencias en desempeño escolar entre los colegios públicos y privados: Colombia en la pruebas SABER 11, 2014. Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá. Programa académico Maestría en Economía. Personas orientadas: Marcela Díaz Rocero y Jairo Tobón Bedoya. 2016 (Aprobada).

Principales determinantes en la adquisición de competencias en América Latina: un análisis multinivel a partir de los resultados en PISA 2012. Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá. Programa académico Maestría en Economía. Persona orientada: Julie Carolina Mendoza Parra. 2016 (Aprobada).

Ponencias

XXV Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Extremadura. Junio 29 y Julio 1 de 2016. Badajoz, España. *Does Educational Reinforcement Programs increase student's academic achievement? The case of the PROA in Spain.*

XXV Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Extremadura. Junio 29 y Julio 1 de 2016. Badajoz, España. *Factores condicionantes de la divergencia público-privado en desempeño escolar: Colombia en las pruebas SABER11.*

XXV Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Extremadura. Junio 29 y Julio 1 de 2016. Badajoz, España. *Principales determinantes en la adquisición de competencias en América Latina: un análisis multinivel a partir de los resultados en PISA 2012.*

XL Reunión de Estudios Regionales, Universidad de Zaragoza. Noviembre 20 y 21 de 2014. Zaragoza, España. *Impacto de la localización en la rentabilidad económica, un modelo de efectos aleatorios: caso de las empresas de Andalucía, 2008-2011.*

X Jornadas de Economía Laboral, Universidad Autónoma de Madrid. Julio 11 y 12 de 2013. Madrid, España. *Duración del Desempleo de Profesionales en Ciencias Económicas, Administrativas e Ingeniarías Cali A.M. 2001-2006.*

XXII Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Universidad de La Coruña. Julio 4 y 5 de 2013. La Coruña, España. *Emprendimiento en Colombia: el impacto que tiene el Capital Humano sobre la motivación emprendedora por oportunidad.*

XXVIII Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Autónoma de Madrid. Junio 25 y 26 de 2015. Madrid, España. *El rendimiento escolar de los centros públicos y privados en Costa Rica: factores que determinaron la brecha escolar en PSA 2012.*

AGRADECIMIENTOS

He llegado a un destino que por algunos años me fue esquivo. Hubo momentos en los que pensé en abandonar el camino que me traería hasta aquí. Sin embargo, a lo largo de él, estuvieron personas que me acompañaron, me extendieron su mano y me llenaron de fortaleza y confianza para continuar y seguir creyendo que la “meta” estaba cada vez más cerca. A ellos, mis más sinceros y profundos agradecimientos: a Jaime Humberto Escobar y Carlos Ortiz Quevedo por iniciarme en este fascinante mundo de la academia. A mis profesores de la maestría en economía de la Pontificia Universidad Javeriana, Sergio Monsalve, Dairo Estrada, Alejandro Vivas, Oscar Martínez y Diego Vásquez por su “transferencia tecnológica de conocimiento”. Al Departamento de Economía de la Javeriana, Cali por su apoyo, especialmente a Maribel Castillo Caicedo, Mauricio De Miranda Parrondo y Alexei Arbona. A los profesores de la Universidad de Zaragoza, María Jesús Mancebón Torrubia y Jesús María Gómez Sancho, a Eva Pastor, Aracely Bravo, Asún Moreno del departamento de Relaciones Internacionales.

Esta etapa de mi vida, ha sido para mí más que un proceso de formación profesional para alcanzar la excelencia, fue toda una gran experiencia de vida. En ella, me encontré con personas maravillosas que estuvieron atentas a lo que me ocurría en cada momento. Me brindaron su cariño y amistad. Gracias Virginia por tus especiales atenciones. Jose Luis y Sheila por hacerme sentir como en casa. A mis amigos de la banda del Zityzen, Ruben, Ruth (la yaya), Cristina, Gino, Luisja y Jesús —buen compañero de viaje, gracias por llevarme a lugares que jamás pensé—. Elizabeth, gracias por estar en los momentos más difíciles, darme tu amor y ser paciente conmigo.

A mis directores Gregorio Gimenez Esteban y Domingo Pérez Ximénez de Embún, de la Universidad de Zaragoza, deseo agradecerles infinitamente por todo el apoyo que me han dado durante estos años, en especial por el tiempo, la dedicación y la confianza que depositaron en mí para sacar adelante este importante proyecto de vida. Para mí significó mucho trabajar de la mano con ustedes, indudablemente fue enriquecedor. Más allá del crecimiento profesional, siento que he alcanzado una madurez personal que, gracias a esta hermosa experiencia, me han hecho mejor persona. Me llevo de ustedes la sencillez, la humildad y el compromiso por seguir trabajando más fuerte, además de la gran sabiduría que compartieron conmigo. Todo ello, permitió que este ciclo se cerrara satisfactoriamente.

Al Banco Santander, a la Universidad de Zaragoza y a la Pontificia Universidad Javeriana, Cali, por el apoyo financiero.

DEDICATORIA

A mi padre Luis Arbey, a quien he considerado mejor economista que yo, y el que ha sido el pilar de nuestra familia. A mi madre Teresa (Q.E.P.D.), donde quiera que esté, porque ha iluminado todos los senderos que recorrido en mi vida. A mi nana Fanny por su entrega, dedicación y cariño maternal. A mis hermanos Jose Arbey y Mildred Constanza, de quienes me siento muy orgulloso. A mis sobrinos Juan David y Danna Isabella, y a mi hijo Juan José Castro Marín, de quienes deseo convertirme en un buen ejemplo y motivo de inspiración para ser lo que deseen ser. A Marco, Carlos, Alonso, Frank, Elizabeth, Tatiana y Claudia (la cuqui).

GRACIAS POR SU APOYO INCONDICIONAL. LOS AMO !!

Tabla de Contenido

| | |
|--|----|
| CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN | 1 |
| CAPÍTULO 2: EL SISTEMA EDUCATIVO EN AMÉRICA LATINA | 8 |
| 2.1. Argentina | 10 |
| 2.2. Brasil..... | 13 |
| 2.3. Chile | 17 |
| 2.4. Colombia | 20 |
| 2.5. Costa Rica..... | 23 |
| 2.6. México..... | 25 |
| 2.7. Perú..... | 28 |
| 2.8. Uruguay | 31 |
| 2.9. Síntesis sobre la oferta y demanda educativa en América Latina | 33 |
| CAPÍTULO 3: REVISIÓN DE LA LITERATURA | 35 |
| 3.1. La Función de Producción Educativa -FPE- | 35 |
| 3.1.1. Factores determinantes del desempeño escolar | 37 |
| 3.1.1.1. Evidencia en los países desarrollados | 37 |
| 3.1.1.2. Evidencia en los países en vías de desarrollo..... | 40 |
| 3.2. Relación entre la titularidad del centro y el rendimiento escolar | 43 |
| 3.2.1. Evidencia en los países desarrollados | 44 |
| 3.2.2. Evidencia en los países en vías de desarrollo | 45 |
| CAPÍTULO 4: METODOLOGÍA | 49 |
| 4.1. Formulación del modelo econométrico a estimar..... | 52 |
| 4.2. Variables incluidas en la FPE..... | 53 |
| 4.2.1. Características individuales | 53 |
| 4.2.2. Características familiares | 55 |
| 4.2.3. Características del centro escolar..... | 56 |
| 4.3. Endogeneidad en la FPE..... | 57 |
| 4.4. Técnicas econométricas empleadas | 58 |
| 4.4.1. Mínimos Cuadrados en Dos Etapas -2sls- | 62 |
| 4.4.2. Método Generalizado de Momentos..... | 66 |
| 4.4.3. Máxima Verosimilitud con Información Limitada..... | 70 |
| 4.5. La Descomposición de Oaxaca-Blinder | 72 |
| 4.5.1. Descripción metodológica | 74 |

| | |
|---|-----|
| 4.5.2. Descomposición de los efectos en función de las variables explicativas .. | 78 |
| 4.5.3. Limitaciones..... | 79 |
| 4.6. Síntesis acerca de la propuesta metodológica empleada | 82 |
| CAPÍTULO 5: RESULTADOS | 83 |
| 5.1. Estimación de la FPE para los países de América Latina, PISA 2012..... | 85 |
| 5.1.1. Comprensión lectora..... | 85 |
| 5.1.2. Matemáticas..... | 95 |
| 5.1.3. Ciencias..... | 106 |
| 5.2. Causas de las desigualdades en el desempeño académico entre los centros públicos y privados..... | 117 |
| 5.2.1. Comprensión lectora..... | 118 |
| 5.2.2. Matemáticas..... | 126 |
| 5.2.3. Ciencias..... | 134 |
| 5.3. Síntesis de los resultados encontrados a partir de la aplicación de OB..... | 141 |
| CAPÍTULO 6: CONCLUSIONES | 143 |
| BIBLIOGRAFÍA..... | 149 |
| ANEXOS..... | 161 |

Índice de Tablas

| | |
|--|-----|
| Tabla 1: Organización del sistema educativo en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 9 |
| Tabla 2: Crecimiento promedio anual entre 2002-2012 del sistema educativo en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 34 |
| Tabla 3: Descripción de las variables independientes de la FPE. | 54 |
| Tabla 4: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación VP. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 86 |
| Tabla 5: Estadísticos de prueba para la endogeneidad y sobreidentificación de la FPE en comprensión lectora. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. ... | 90 |
| Tabla 6: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación 2sls. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 92 |
| Tabla 7: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación MGM. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 93 |
| Tabla 8: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación MVIL. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 94 |
| Tabla 9: Factores determinantes del rendimiento académico en matemáticas. Estimación VP. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 96 |
| Tabla 10: Estadísticos de prueba para la endogeneidad y sobreidentificación de la FPE en matemáticas. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 99 |
| Tabla 11: Factores Determinantes del rendimiento académico en matemáticas. Estimación 2sls. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 101 |
| Tabla 12: Factores Determinantes del rendimiento académico en matemáticas. Estimación MGM. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 102 |
| Tabla 13: Factores Determinantes del rendimiento académico en matemáticas. Estimación MVIL. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 103 |
| Tabla 14: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias. Estimación VP. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 107 |
| Tabla 15: Estadísticos de prueba para la endogeneidad y sobreidentificación de la FPE en ciencias. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 110 |
| Tabla 16: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias. Estimación 2sls. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 112 |
| Tabla 17: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias. Estimación MGM. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 113 |
| Tabla 18: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias. Estimación MVIL. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012. | 114 |
| Tabla 19: Diferencias en rendimiento académico escolar entre colegios públicos y privados. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012, Lectura. | 119 |
| Tabla 20: Causas de la diferencia en desempeño en lectura entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación 2sls. | 121 |

| | |
|---|-----|
| Tabla 21: Causas de la diferencia en desempeño en lectura entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MGM..... | 122 |
| Tabla 22: Causas de la diferencia en desempeño en lectura entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MVIL..... | 123 |
| Tabla 23: Diferencias en rendimiento académico escolar entre colegios públicos y privados. Países participantes en PISA 2012, Matemáticas..... | 128 |
| Tabla 24: Causas de la diferencia en desempeño en matemáticas entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación 2sls..... | 130 |
| Tabla 25: Causas de la diferencia en desempeño en matemáticas entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MGM. | 131 |
| Tabla 26: Causas de la diferencia en desempeño en matemáticas entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MVIL. | 132 |
| Tabla 27: Diferencias en rendimiento académico escolar entre colegios públicos y privados. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012, Ciencias. | 135 |
| Tabla 28: Causas de la diferencia en desempeño en ciencias entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación 2sls..... | 137 |
| Tabla 29: Causas de la diferencia en desempeño en ciencias entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MGM..... | 138 |
| Tabla 30: Causas de la diferencia en desempeño en ciencias entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MVIL..... | 139 |

Índice de Gráficos

| | |
|--|----|
| Gráfico 1: Participación porcentual en la oferta educativa (educación común) de los colegios públicos y privados en Argentina, 2003-2012. | 10 |
| Gráfico 2: Oferta educativa en educación común en Argentina, 2003-2012. | 11 |
| Gráfico 3: Alumnos matriculados en educación común en los centros públicos y privados en Argentina, 2003-2012. | 12 |
| Gráfico 4: Docentes y directivos en educación común en Argentina, 2003-2012. | 13 |
| Gráfico 5: Participación porcentual en la oferta educativa (básica y media) de los colegios públicos y privados en Brasil, 2002-2012. | 14 |
| Gráfico 6: Oferta educativa en educación básica y media en Brasil, 2002-2012. | 15 |
| Gráfico 7: Alumnos matriculados en educación básica y media del sector público y privado en Brasil, 2002-2012. | 15 |
| Gráfico 8: Número de docentes en aulas de clase de los colegios públicos y privados en Brasil, 2010-2012. | 16 |
| Gráfico 9: Participación porcentual en la oferta educativa (preescolar, básica y media) por tipo de gestión administrativa en Chile, 2002-2012. | 17 |
| Gráfico 10: Cantidad de docentes en las aulas de clase del sistema regular educativo en Chile, 2002-2012. | 18 |
| Gráfico 11: Alumnos matriculados en el nivel preescolar, básico y medio en el sistema educativo en Chile, 2002-2012. | 19 |
| Gráfico 12: Participación porcentual en la oferta educativa (básica y media) de los colegios públicos y privados en Colombia, 2002-2012. | 20 |
| Gráfico 13: Oferta educativa en educación media y básica en Colombia, 2002-2012. | 21 |
| Gráfico 14: Número de estudiantes matriculados en educación básica y media en los colegios públicos y privados en Colombia, 2002-2012. | 22 |
| Gráfico 15: Participación porcentual en la oferta educativa (primaria y secundaria) por tipo de gestión administrativa en Costa Rica, 2002-2012. | 23 |
| Gráfico 16: Número de establecimientos educativos en educación primaria y secundaria por tipo de gestión administrativa en Costa Rica, 2002-2012. | 24 |
| Gráfico 17: Número de estudiantes matriculados en educación primaria y secundaria por tipo de gestión administrativa en Costa Rica, 2002-2012. | 24 |
| Gráfico 18: Participación porcentual en la oferta educativa (básica) por tipo centro escolar en México, 2003-2012. | 26 |
| Gráfico 19: Número de establecimientos en educación básica por tipo de centro escolar en México, 2003-2012. | 26 |
| Gráfico 20: Número de alumnos matriculados en educación básica por tipo de centro escolar en México, 2003-2012. | 27 |
| Gráfico 21: Número de docentes en educación básica por tipo de centro escolar en México, 2003-2012. | 27 |

| | |
|--|----|
| Gráfico 22: Participación porcentual en la oferta educativa (básica regular) por tipo de gestión en Perú, 2008-2012..... | 28 |
| Gráfico 23: Número de establecimientos en educación básica regular por tipo de gestión en Perú, 2008-2012..... | 29 |
| Gráfico 24: Número de alumnos matriculados en educación básica regular por tipo de gestión en Perú, 2008-2012..... | 29 |
| Gráfico 25: Número de docentes en educación básica regular por tipo de gestión en Perú, 2008-2012. | 30 |
| Gráfico 26: Participación porcentual en la oferta educativa (primaria y media básica) de los centros públicos y privados en Uruguay, 2002-2012. | 31 |
| Gráfico 27: Número de establecimientos en educación primaria y básica media por tipo de centro en Uruguay, 2002-2012..... | 32 |
| Gráfico 28: Número de estudiantes matriculados en educación primaria y básica media por tipo de centro en Uruguay, 2002-2012..... | 32 |
| Gráfico 29: Número de docentes en educación primaria por tipo de centro escolar en Uruguay, 2006-2012..... | 33 |

Índice de Anexos

| | |
|--|-----|
| Anexo 1: Leyes nacionales de educación vigentes por país..... | 161 |
| Anexo 2: Promedio de los resultados de todos los países participantes en las pruebas SERCE y TERCE (UNESCO). | 161 |
| Anexo 3: Variación entre las puntuaciones SERCE y TERCE obtenidos por los estudiantes latinoamericanos participantes en PISA 2012..... | 161 |
| Anexo 4: Países y/o economías miembros y no miembros de la OCDE participantes en PISA, 2000-2012. | 162 |
| Anexo 5: Puntuación promedio de los países latinoamericanos en PISA 2012. | 163 |
| Anexo 6: Resumen trabajos y/o investigaciones sobre rendimiento académico escolar, Países Latinoamericanos. | 164 |
| Anexo 7: Preguntas usadas para la elaboración de las variables independientes incluidas en la FPE. Países participantes en PISA 2012..... | 168 |
| Anexo 8: Preguntas usadas para elaboración de las variables instrumentales empleadas en la estimación de la FPC, Países participantes en PISA 2012. | 170 |
| Anexo 9: Porcentaje de <i>missing value</i> de las variables endógenas y exógenas de la FPE. PISA 2012. | 171 |
| Anexo 10: Estadísticos de prueba para detección de endogeneidad en la FPE, comprensión lectura. Países latinoamericanos en PISA 2012..... | 172 |
| Anexo 11: Estadísticos de prueba para detección de endogeneidad en la FPE, matemáticas. Países latinoamericanos en PISA 2012. | 173 |
| Anexo 12: Estadísticos de prueba para detección de endogeneidad en la FPE, ciencias. Países latinoamericanos en PISA 2012. | 174 |
| Anexo 13: Valor medio de los coeficientes estimados a través de 2sls, MGM y MVIL, lectura. América Latina, 2012. | 175 |
| Anexo 14: Valor medio de los coeficientes estimados a través de 2sls, MGM y MVIL, matemáticas. América Latina, 2012. | 176 |
| Anexo 15: Valor medio de los coeficientes estimados a través de 2sls, MGM y MVIL, ciencias. América Latina, 2012. | 177 |
| Anexo 16: Valor medio estimaciones OB a través de 2sls, MGM y MVIL, lectura. América Latina, 2012. | 178 |
| Anexo 17: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Argentina, Lectura en PISA 2012..... | 179 |
| Anexo 18: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Brasil, Lectura en PISA 2012. | 180 |
| Anexo 19: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Chile, Lectura en PISA 2012. | 181 |
| Anexo 20: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Colombia, Lectura en PISA 2012..... | 182 |

| | |
|--|-----|
| Anexo 21: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Costa Rica, Lectura en PISA 2012. | 183 |
| Anexo 22: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. México, Lectura en PISA 2012. | 184 |
| Anexo 23: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Perú, Lectura en PISA 2012. | 185 |
| Anexo 24: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Uruguay, Lectura en PISA 2012..... | 186 |
| Anexo 25: Valor medio estimaciones OB a través de 2sls, MGM y MVIL, matemáticas. América Latina, 2012. | 187 |
| Anexo 26: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Argentina, Matemáticas en PISA 2012. | 188 |
| Anexo 27: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Brasil, Matemáticas en PISA 2012..... | 189 |
| Anexo 28: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Chile, Matemáticas en PISA 2012..... | 190 |
| Anexo 29: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Colombia, Matemáticas en PISA 2012..... | 191 |
| Anexo 30: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Costa Rica, Matemáticas en PISA 2012. | 192 |
| Anexo 31: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. México, Matemáticas en PISA 2012. | 193 |
| Anexo 32: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Perú, Matemáticas en PISA 2012. | 194 |
| Anexo 33: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Uruguay, Matemáticas en PISA 2012. | 195 |
| Anexo 34: Valor medio estimaciones OB a través de 2sls, MGM y MVIL, ciencias. América Latina, 2012. | 196 |
| Anexo 35: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Argentina, Ciencias en PISA 2012. | 197 |
| Anexo 36: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Brasil, Ciencias en PISA 2012..... | 198 |
| Anexo 37: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Chile, Ciencias en PISA 2012. | 199 |
| Anexo 38: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Colombia, Ciencias en PISA 2012. | 200 |
| Anexo 39: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Costa Rica, Ciencias en PISA 2012..... | 201 |
| Anexo 40: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. México, Ciencias en PISA 2012..... | 202 |
| Anexo 41: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Perú, Ciencias en PISA 2012..... | 203 |

| | |
|--|-----|
| Anexo 42: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Uruguay, Ciencias en PISA 2012. | 204 |
|--|-----|

Capítulo 1: Introducción

Durante los últimos 15 años, los países latinoamericanos participantes en el Programa Internacional para la Evaluación de los Estudiantes -PISA por sus siglas en inglés-, han empleado diferentes políticas y estrategias para asumir el reto de una mayor cobertura educativa de calidad. A la cuestión cuantitativa, se ha ido añadiendo la preocupación por la calidad. Aunque no todos los países han avanzado al mismo ritmo, sí han logrado en general expandir el acceso a todos los niveles educativos, e incrementado el gasto público por alumno.

Dicho avance, se da gracias al reconocimiento de la educación como derecho fundamental. La legislación educativa se carga de garantías, y en algunos casos, de decretos específicos, con el fin de ampliar los derechos de la población excluida (ver Anexo 1). Ello se traduce en un aumento de los años de escolaridad obligatoria (López, 2007). De acuerdo con la información del Centro de Implementación de Políticas Públicas para la Equidad y el Crecimiento -CIPPEC, Argentina-, para el promedio de estos países (exceptuando Costa Rica), en el año 2000 los años de educación obligatoria correspondían a 10, para el 2015 se amplía a 13 años. Particularmente, Argentina, Brasil y Uruguay pasan de 10 a 14 años, Colombia de 10 a 12 años, México de 9 a 15 años y Chile de 8 a 13 años. En el caso de Perú, se mantiene en 12 años.

Este esfuerzo legislativo se ha visto acompañado por un mayor gasto público educativo. Fue necesario ampliar la oferta educativa, construyendo escuelas creando nuevas plazas docentes. Así, "Los presupuestos educativos de la región aumentaron como nunca antes gracias al crecimiento de la economía, de los recursos estatales y del esfuerzo financiero por la educación. Si en 2002 se invertían 1,261 PPP\$ constantes por alumno de nivel secundario en promedio en los países analizados, en 2011 se había llegado a 2,084" (Rivas, 2015, p. 53).

Sin embargo, el comportamiento de este tipo de gasto es diferente entre los distintos países:

- a) Argentina pasa de invertir, como proporción del PIB, el 3,4% en 2004 al 5,2% en 2012 (Bezemer, et al., 2012).
- b) Brasil, que en el año 2000 destina 34 billones de reales a la educación (4,7% del PIB), en el año 2012 invirtió 86 billones (6,1% del PIB) (Gentili, 2013).

- c) Uruguay, es el país con mayor esfuerzo financiero en materia educativa. Entre los años 2000 y 2011 incrementa el gasto público en 6,1 puntos porcentuales.
- d) Chile, Colombia y México tienen un leve crecimiento: para el mismo periodo 2000-2011, el primero crece 0,8 puntos porcentuales (del 3,7% al 4,5% del PIB), el segundo 0,9 puntos (del 3,5% al 4,4% del PIB) y el tercero 1,2 puntos (del 4,0% al 5,2% del PIB).
- e) Perú es el único que experimenta una reducción del gasto público educativo al pasar del 3,1% del PIB en el año 2000 al 2,7% en el 2011 (Institute for Statistics, UNESCO, 2012).

Según el CIPPEC (2011), para el conjunto de estos países, el crecimiento del gasto público permite ampliar la cobertura en 3,5 millones de alumnos nuevos en preescolar, 1,3 en secundaria y 8,7 en educación superior. Esto provoca que los años promedio de escolaridad aumenten entre los años 2000 y 2010 en cada uno de ellos: Argentina pasa de 8,6 a 9,5, Brasil de 5,8 a 7,7, Chile de 8,8 a 9,7, Colombia de 6,5 a 8,5, México de 7,1 a 8,3, Perú de 8,3 a 8,7 y Uruguay de 7,9 a 8,1. Además de los logros en este contexto, también se evidenciaron avances en materia de calidad educativa: los estudiantes de educación primaria mejoraron el rendimiento obtenido en diferentes pruebas internacionales. No obstante, el desempeño académico en secundaria no reflejó cambios sustanciales.

En el Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo -SERCE- aplicado en el año 2006, y en el Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo -TERCE- del año 2013, se evalúan los estudiantes de 15 países latinoamericanos de tercer y sexto grado de educación primaria¹. Al comparar estos resultados, en promedio, se tiene un significativo incremento del rendimiento obtenido por los estudiantes de ambos grados y en las áreas evaluadas, especialmente, en matemáticas. En tercer curso, la puntuación media en esta competencia aumenta en 31 puntos, y en sexto curso en 19 puntos, la mayor variación entre las tres competencias (ver Anexo 2).

¹ Corresponden a las evaluaciones aplicadas a países de América Latina por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad Educativa -LLECE- de la UNESCO, con el propósito de medir los logros en aprendizaje de sus estudiantes en las competencias de lectura, matemáticas y ciencias.

En relación con los países que participaron en PISA 2012², seis de los ocho, mejoran su participación en estas pruebas al aumentar la puntuación media total. Particularmente, Perú y Chile destacan con los mayores incrementos (43,6 y 34,0 puntos, respectivamente). Costa Rica y Uruguay son las economías que presentan una disminución en su desempeño. Al analizar los resultados por áreas, se encuentra que sus estudiantes obtienen un mejor desempeño en matemáticas que en lectura (ver Anexo 3).

Pese a lo anterior, en educación secundaria, estos países han obtenido un rendimiento relativamente bajo comparado con otras regiones. Teniendo en cuenta los resultados de las pruebas PISA 2012, en todas las competencias evaluadas los países latinoamericanos se ubican en el tercio más bajo del ranking. Esto es, obtienen un desempeño que los sitúa dentro de los 20 peores puestos, entre las 65 economías participantes. Chile se constituye como el país de mejor desempeño en lectura, matemáticas y ciencias. Entre tanto, Perú es el de más bajo rendimiento en las tres competencias. Además, la puntuación media obtenida en matemáticas, área de énfasis, sitúa a Latinoamérica por debajo del nivel dos (básico), de entre seis, exceptuando a Chile. En promedio, menos del 1% de los estudiantes latinoamericanos estuvo en los niveles cinco o seis. En lectura, el promedio también es menor del 1% y en ciencias menor del 0,5%. Destacan Chile y Uruguay, al ubicarse por encima de estos promedios; mientras que Colombia, México y Perú (este último en ciencias) obtienen los más bajos porcentajes de excelencia (BID, 2015).

Al comparar estos resultados con el promedio de los países de la OCDE, Europa Occidental (EOC), Europa Oriental (EOR) y Asia Pacífico (AP), regiones con mejores resultados, la brecha se hace más evidente³. Mientras que en los países

² PISA es implementado por la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico -OCDE- con el objetivo de evaluar las competencias en lectura, matemáticas y ciencias naturales. Se aplica con una periodicidad de tres años, realizando énfasis en una de las tres áreas. En el año 2000, el énfasis se realizó en lectura y participaron 43 países y/o economías, en el año 2003 se hizo en matemáticas con 40 países participantes, en 2006 el área de ciencias y 57 países, en 2009 y 2012 de nuevo en lectura y matemáticas y participaron 74 y 65 países respectivamente. No todos los países y/o economías participantes en PISA son miembros de la OCDE. Cabe aclarar que la OCDE usa el término “economías” para hacer referencia a aquellas regiones, provincias y/o localidades que participan en PISA y no se constituyen como un país, tal es el caso de Miranda en Venezuela que participó en la versión del año 2009, y Hong Kong, Macao y Shanghái en el caso de China (ver Anexo 4) . La clasificación de los países se hace con base en el puntaje obtenido en el área de énfasis.

³ Estas regiones están conformadas de la siguiente manera: 1) EOC: Austria, Bélgica, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Liechtenstein, Luxemburgo, Países Bajos, Portugal, España y Suiza, 2) EOR: Albania, Bulgaria, Croacia, República Checa, Estonia, Hungría, Latvia, Lituania, Montenegro, Polonia, Rumanía, Fed. Rusa, Serbia, República Eslovaca y Eslovenia, y 3) AP: Taipei-China, Hong Kong China, Japón, Corea, Macao-China, Shanghái-China y Singapur.

latinoamericanos, en promedio, el 63,0% no alcanza el nivel 2 en matemáticas, el porcentaje medio para el conjunto de las anteriores regiones es del: 23,0% en los países de la OCDE, 20,7% en los de EOC, 31,7% en los de EOR y 9,2% AP. En lectura, estas proporciones son del 46,0% para América Latina, y del 18,0%, 16,9%, 28,0% y 8,6%, en las demás regiones, respectivamente. Por último, en ciencias, el 49,6% de los estudiantes latinoamericanos no logran los conocimientos básicos en esta área (nivel 2), frente a un 17,8% de la OCDE, 16,4% de EOC, 25,3% de EOR y 7,4% de AP, lo que deja unas brechas similares a las obtenidas en lectura (Rivas, 2015).

Por otro lado, el desempeño de los estudiantes de América Latina en PISA 2012, da cuenta no solo de baja calidad en educación secundaria, también pone en evidencia la existencia de brechas en rendimiento escolar entre los tipos de centro dentro de los propios países. En promedio, los estudiantes que asisten a los colegios privados obtienen una mayor puntuación en las tres áreas, en comparación con los que asisten a los colegios públicos (ver [Anexo 5](#)). De otro lado, entre los años 2000 y 2012, en los países latinoamericanos se ha presentado, en el nivel básico y secundario, una tendencia de emigración de alumnos del sector público al privado.

Los países con una mayor transferencia de estudiantes de escuelas públicas a privadas en estos niveles son, por orden, Perú (14,0% en 2000 a 25% en 2011), Chile (55,0% en 2000 a 63% en 2013), Brasil (8,0% en 2000 a 16,0% en 2012), Uruguay (12,0% en 2001 a 19,3% en 2010) y Argentina (22,0% en 2000 a 27,1% en 2011). México mantiene las proporciones en ambos sectores, mientras que Colombia experimenta un crecimiento del sector público. Para el conjunto de la región, en el año 2000, el porcentaje de estudiantes en colegios privados era del 15,0%; en el año 2010, esta proporción subía al 18,0% (Institute for Statistics, UNESCO, 2012).

Esto no implica necesariamente que la educación pública sea de peor calidad que la educación privada. Hay que tener en cuenta que las características de los estudiantes de los colegios privados, en promedio, son diferentes a las de los públicos y esto puede influir en la decisión que toman los padres sobre el centro educativo al cual desean que asistan sus hijos. Por ejemplo, los padres pueden darle un mayor peso a los costos asociados a la educación que a la calidad misma de la institución educativa, con lo cual, hay un sesgo de selección. Incluso, tal y como señala la OCDE (2011), los estudiantes de los centros públicos con similares características socioeconómicas a los de los estudiantes de instituciones privadas logran similares resultados en PISA.

Por lo anterior, los estudios en economía de la educación también se han volcado en establecer si, aún teniendo en cuenta un conjunto amplio de características individuales, familiares y de centro escolar, el desempeño académico escolar sigue siendo mayor en los colegios privados. Es decir, en determinar si el asistir a un centro público o privado influye en el rendimiento académico de los estudiantes. Ello después de corregir por sus características socioeconómicas.

Para el caso de la región latinoamericana, los trabajos empíricos sobre esta cuestión son relativamente escasos, pese a que el estudio sobre los factores determinantes de la calidad educativa y el rendimiento escolar ha sido ampliamente discutido en el ámbito internacional, a partir del informe presentado por Coleman, et al. (1966). Dichos trabajos, en su mayoría, han sido enfocados a la estimación de la Función de Producción Educativa -FPE-, a partir de distintas metodologías. Esto al objeto de obtener qué factores determinan el rendimiento académico. Se incluye la titularidad de la escuela como uno de los factores determinantes y se estima la brecha educativa entre centros públicos y privados. Sin embargo, en los trabajos publicados hasta ahora, se constatan las diferencias pero no se explica a qué se deben (ver Anexo 6).

En este contexto, el presente trabajo tiene como objetivo central identificar los factores que dan origen a las brechas escolares entre los colegios públicos y privados en América Latina. Para ello se utiliza la base PISA 2012, en las tres competencias educativas evaluadas y se aplica la metodología de Oaxaca-Blinder -OB-, estimando la FPE mediante el uso de variables instrumentales, que ayudan a solventar el problema de endogeneidad. En esta región, donde el uso de técnicas econométricas avanzadas para el estudio del desempeño escolar no es habitual, este análisis de la causalidad de la brecha público-privado constituye una novedad, tanto en su dimensión agregada como por países. De esta manera, se pretende identificar un patrón para el caso de las regiones latinoamericanas. Todo ello constituye una novedad dentro de la literatura.

Metodológicamente hablando, la descomposición de Oaxaca-Blinder apenas ha sido aplicada en el análisis de datos educativos de América Latina, y la misma no ha estado orientada a la identificación de los orígenes de las brechas escolares entre centros públicos y privados. Así, Oreiro y Valenzuela (2013) en el caso de Uruguay, usando Mínimo Cuadrados Ordinarios -MCO-, aplicaron esta técnica para encontrar las variables que afectan el cambio en rendimiento académico a través del tiempo. Otros

trabajos emplean esta técnica para explicar las diferencias en desempeño entre países [véase Gertel, et al. (2012) para Argentina, Chile y México], o entre regiones urbanas y rurales, [véase Ramos, et al. (2012) para Colombia]. Por último, Sánchez (2011), la usa para explicar las diferencias en desempeño en Colombia a partir de divergencias en las características individuales⁴.

Por lo tanto, desde este punto de vista, esta investigación no solo contribuye a llenar un vacío en la literatura, sino que también aporta una nueva orientación y un nuevo enfoque metodológico: la aplicación de la descomposición OB, para las brechas público-privado, con la incorporación de las estimaciones de la FPE a través de variables instrumentales, las cuales permiten obtener estimadores eficientes e insesgados, ante la presencia de problemas de endogenidad. Así, los resultados obtenidos aquí serán más consistentes que los que se obtendrían en el caso de regresiones cuantílicas y estimaciones MCO, usadas en los trabajos citados anteriormente.

Esta Tesis se ha estructurado de la manera siguiente. Después de esta introducción, en el Capítulo 2, se encuentra la descripción de los sistemas educativos de los ocho países de América Latina que participaron en PISA 2012, incidiendo en algunos indicadores de oferta y demanda educativa, por tipo de centro escolar. En el Capítulo 3, se presenta la revisión de la literatura, centrada en las dos líneas de investigación que orientan este trabajo: a) los estudios que identifican los determinantes del desempeño escolar; y b) los trabajos que ofrecen evidencia empírica sobre la relación entre el desempeño académico y la titularidad del centro. La revisión distingue entre países desarrollados y en vías de desarrollo. En el Capítulo 4, se aborda la parte metodológica, en la que se plantea la FPE utilizada y se describen las variables (*inputs*) incorporadas en ella. Además, se explican las técnicas econométricas empleadas y la descomposición de Oaxaca-Blinder. Posteriormente, en el Capítulo 5, se presentan e interpretan los resultados obtenidos. Se resalta el hecho de establecer unos resultados comunes para la región latinoamericana que, hasta el momento presente, no se había encontrado en los estudios de economía de la educación. Las brechas en desempeño académico escolar, entre los colegios públicos y privados, son originadas significativamente y en mayor proporción por las diferencias en las dotaciones

⁴ Los datos que emplean cada uno de estos estudios son: Oreiro y Valenzuela (2013) PISA 2003-2006, Gertel, et al. (2012) y Ramos (2012) PISA 2009, Sánchez (2011) los resultados obtenidos por los estudiantes de último grado en secundaria en el Sistema Nacional de Evaluación de la Calidad de la Educación, SABER 11 del año 2010.

individuales. Dentro de estas, el factor *no repetidor* es el más importante. El Capítulo 6 recoge las conclusiones y realiza una serie de recomendaciones en materia de política educativa. El trabajo finaliza con las secciones de bibliografía y anexos.

Capítulo 2: El sistema educativo en América Latina

El sistema educativo hace referencia a cómo está organizada y estructurada la enseñanza en un país o región: recursos humanos, materiales, financieros, tecnológicos y administrativos; programas curriculares, educativos y legislaciones en las que quedan explícitos todos los elementos que intervienen en el contexto académico. Los gobiernos asumen la tarea de ofrecer una educación igualitaria y equitativa.

En la presente sección se realiza una descripción del sistema educativo de los países latinoamericanos que participaron en PISA 2012, presentando algunos indicadores sobre la oferta y demanda educativa, por tipo de centro escolar. En particular, el apartado se centra en la educación básica y secundaria, a este último nivel pertenecen los estudiantes que presentan las pruebas PISA.

La Tabla 1 presenta una síntesis de la estructura del sistema educativo de los ocho países latinoamericanos participantes en PISA 2012. Exceptuando México, que agrupa en el nivel uno la educación preescolar, la primaria y la secundaria, los sistemas se encuentran organizados en cuatro niveles: 1) la educación preescolar, 2) la educación básica, conformada por la primaria y la secundaria, 3) la educación media o bachillerato y 4) la educación superior o universitaria. El resto del capítulo dos, se dedica a exponer de manera detallada la situación educativa de cada uno de los países objeto de estudio en esta tesis doctoral.

Tabla 1: Organización del sistema educativo en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| País | Niveles Educativos | | | |
|-------------------------|---|--|--|---|
| | I | II | III | IV |
| Colombia | Educación Preescolar: tres años. | Educación Básica: primaria (cinco años) y secundaria (cuatro años). | Educación Media: bachillerato, dos años. | Educación Superior: técnica, tecnológica y universitaria. |
| Argentina* | Educación Inicial: niños desde los 45 días de nacidos hasta los cinco años de edad. | Educación Primaria: seis años. | Educación Secundaria: ciclo básico (dos a tres años) y ciclo orientado (tres a cuatro años). | Educación Superior: formación universitaria. |
| Brasil ^f | Educación Infantil: niños desde los cero a seis años de edad. | Educación Fundamental: nueve años. | Educación Secundaria o Media: tres años. | Educación Superior: formación profesional o universitaria |
| Chile | Educación Parvularia o Preescolar: niños y niñas menores de seis años de edad. | Educación Básica: ocho años. | Educación Media: ciclo general y ciclo diferenciado, dos años cada uno. | Educación Superior: formación universitaria. |
| Costa Rica [¥] | Educación Preescolar: niños desde los dos meses hasta los seis años de edad. | Educación General Básica: Ciclos I, II (primaria) y III, tres años cada ciclo. | Educación Diversificada: ciclo IV, de dos a tres años. | Educación Superior: formación universitaria. |
| México | Educación Básica: preescolar (menores de seis años de edad), primaria (seis años) y secundaria (tres años). | Educación Media Superior: bachillerato, tres años, y educación media profesional, hasta tres años. | Educación Superior: técnica superior, licenciaturas y postgrados. | |
| Perú [¤] | Educación Inicial: ciclos I (niños de cero a tres años de edad) y ciclo II (de tres a cinco años de edad). | Educación Primaria: seis años. | Educación Secundaria: ciclo I (dos años) y ciclo II (tres años). | Educación Superior: formación universitaria. |
| Uruguay | Educación Preescolar o Inicial: niños hasta los cinco años de edad. | Educación Primaria: seis años. | Educación Media: ciclo básico (tres años) segundo ciclo (tres años) y técnica profesional (de uno a siete años). | Educación Terciaria o Superior: formación universitaria. |

* La jurisdicciones de las localidades pueden asignar cinco años a la educación primaria y siete a la secundaria. Entre estos dos niveles el máximo son siete años.

^f La educación inicial y fundamental conforman la educación básica.

[¥] Los ciclos III y IV conforman educación secundaria.

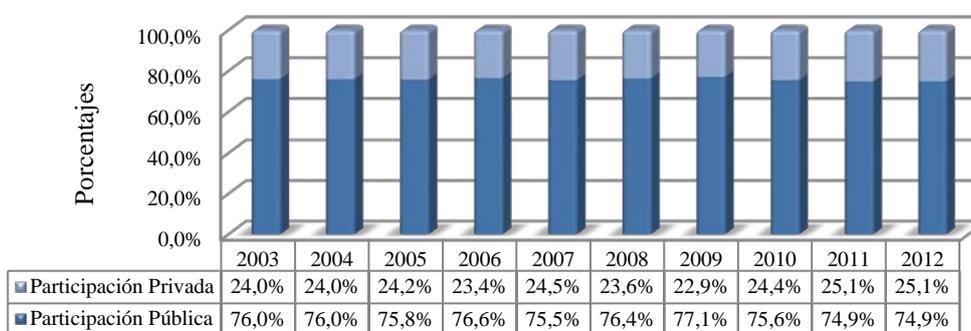
[¤] La educación inicial, primaria y secundaria conforman la Educación Básica Regular.

Fuente: Elaboración propia.

2.1. Argentina

Según el Ministerio de Educación de la Nación (2011), el sistema educativo argentino está regulado por el Estado para posibilitar el ejercicio del derecho a la educación y está constituido por los servicios de gestión estatal y particular, gestión cooperativa y social⁵, que abarcan todos los niveles, ciclos y modalidades ofrecidos en educación y/o formación. La educación es obligatoria para los menores desde los cinco años de edad hasta la educación secundaria (17 años de edad). En el año 2012, según las cifras del Ministerio de Educación de la Nación, este sistema atendió a un total de 11.916.081 estudiantes en 41.284 colegios educativos públicos y privados, y en 106 instituciones universitarias. La educación es ofrecida, mayoritariamente, por los establecimientos educativos públicos. En el periodo 2003-2012, las instituciones educativas públicas representaron el 75,9% del número total de colegios existentes en Argentina, porporción que se ha mantenido estable a lo largo de estos años (ver Gráfico 1).

Gráfico 1: Participación porcentual en la oferta educativa (educación común) de los colegios públicos y privados en Argentina, 2003-2012.



Nota: La educación común abarca los niveles educativos inicial, primaria, secundaria y superior no universitaria.

Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, Red Federal de Información Educativa, Ministerio de Educación de la Nación, Argentina [ver Ministerio de Educación de la Nación, Argentina (2011)].

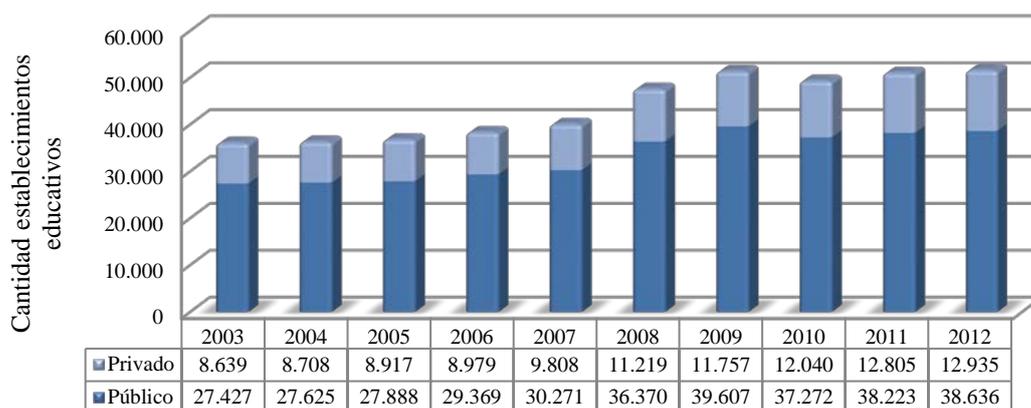
Respecto al número de establecimientos educativos, al comparar la cantidad de colegios en educación común existentes en el año 2003 con los del año 2012, se tiene un incremento tanto del sector público como del privado, por lo que hay una expansión de

⁵ Los servicios de gestión estatal corresponde a la educación ofrecida por el estado, los de gestión particular a la educación privada y los de gestión cooperativa y social, está acargo de organizaciones sociales no estatales, sin ánimo de lucro.

la oferta educativa en Argentina. De hecho, a lo largo de los años 2003-2012 la variación absoluta es positiva años tras año⁶.

En el año 2003, existían en Argentina 27.427 colegios públicos y 8.639 privados en educación común. Al finalizar del periodo, estos aumentaron a 38.636 y 12.935, una variación absoluta que se da en mayor medida en el sector público (11.209 y 4.296 unidades educativas para el sector público y privado). Sin embargo, al calcular la tasa de crecimiento entre 2003 y 2012, el sector privado crece más que el público (49,7% y 40,8%). Así mismo, al estimar las tasas de crecimiento promedio anual para los años 2003-2012, se encuentra que el aumento medio por año en las escuelas privadas es del 4,7%, mientras que en las públicas es del 4,1% (ver Gráfico 2).

Gráfico 2: Oferta educativa en educación común en Argentina, 2003-2012.

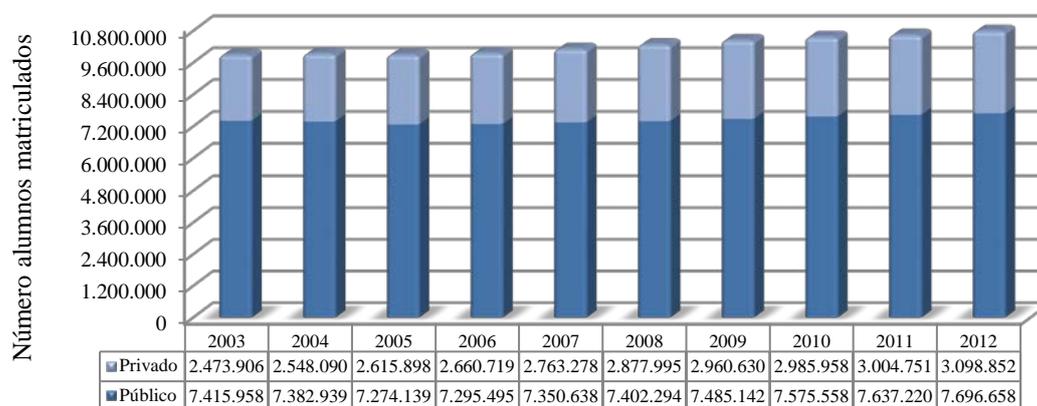


Fuente: Elaboración propia con base en información de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, Red Federal de Información Educativa, Ministerio de Educación de la Nación, Argentina [ver Ministerio de Educación de la Nación, Argentina (2011)].

En los establecimientos de educación común se matricularon 10.250.612 alumnos, en promedio, durante el periodo 2003-2012, de los cuales 7.451.604 asisten a las escuelas públicas y 2.799.008 a los colegios privados. A lo largo de los años 2003-2012 se presenta una leve tendencia positiva en la cantidad de estudiantes matriculados, tendencia que se da con más fuerza en el sector privado en casi todo el periodo (ver Gráfico 3).

⁶ Exceptuando la variación entre los años 2009-2010 ya que en el sector privado se dio una disminución en 2.335 sedes educativas.

Gráfico 3: Alumnos matriculados en educación común en los centros públicos y privados en Argentina, 2003-2012.



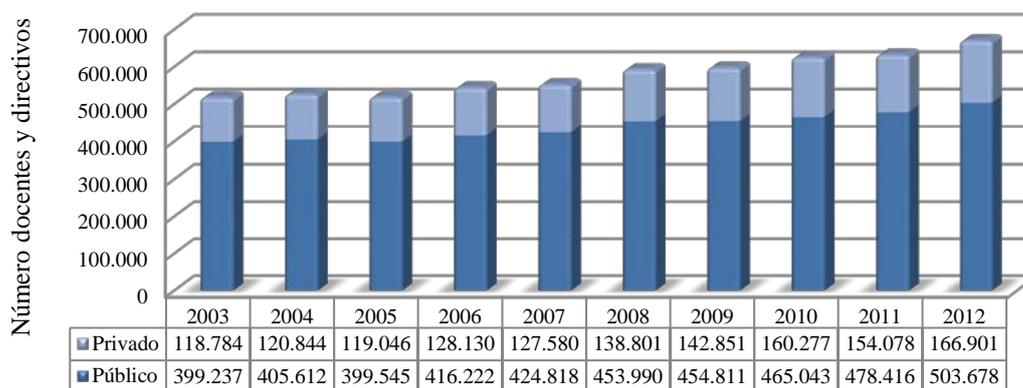
Nota: Se excluyen los alumnos que reciben educación especial y para adultos.

Fuente: Elaboración propia con base en información de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, Red Federal de Información Educativa, Ministerio de Educación de la Nación, Argentina [ver Ministerio de Educación de la Nación, Argentina (2011)].

En los años 2004 y 2005, la matrícula pública en educación común se redujo en 33.019 y 108.88 estudiantes, mientras que en el sector privado aumentó en 74.184 y 67.808 alumnos, respectivamente. Posteriormente, la cantidad de alumnos aumenta a más ritmo en los colegios privados. Mientras en los años 2006, 2007 y 2008 hay, en su orden, 21.356, 55.143 y 51.656 nuevos alumnos en las escuelas públicas, en las privadas asisten 44.821, 102.559 y 114.717 estudiantes más. En 2012, nuevamente el incremento en el número de alumnos matriculados es mayor en los centros privados, con 94.101 estudiantes. Por su parte, en los centros públicos, este aumento es de 59.438 alumnos (ver Gráfico 3).

Considerando la evolución en la contratación de docentes y directivos en educación común durante los años 2003-2012, se evidencia un importante crecimiento tanto en el sector público como en el privado, donde el incremento en los colegios privados casi duplica al de los establecimientos públicos. La variación para todo el periodo en el primer caso es del 40,5%, mientras que en el segundo es del 26,7%. La preeminencia del sector privado también se observa en el crecimiento promedio anual (ver Gráfico 4).

Gráfico 4: Docentes y directivos en educación común en Argentina, 2003-2012.



Fuente: Elaboración propia con base en información de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, Red Federal de Información Educativa, Ministerio de Educación de la Nación, Argentina [ver Ministerio de Educación de la Nación, Argentina (2011)].

Con base en la información obtenida del Ministerio de Educación de la Nación (2011), se estima que las plazas de docentes y directivos aumentaron anualmente un 2,6%, en promedio, en los establecimientos públicos. En los colegios privados, el aumento fue del 4,0%. Esto supone un aumento en el gasto total educativo, tanto público como privado. Además, aumenta el número de establecimientos en ambos sectores: el crecimiento anual promedio del sector educativo argentino es del 4,2%⁷. Según el Instituto de Estadísticas de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO) (2014), el gasto público en educación, como porcentaje del PIB, en 2003 era del 2,9% y en 2012 del 5,5%, 2,6 puntos porcentuales más que en 2003. Por lo tanto, teniendo en cuenta solo la gestión del estado, este gasto casi que se duplica en diez años.

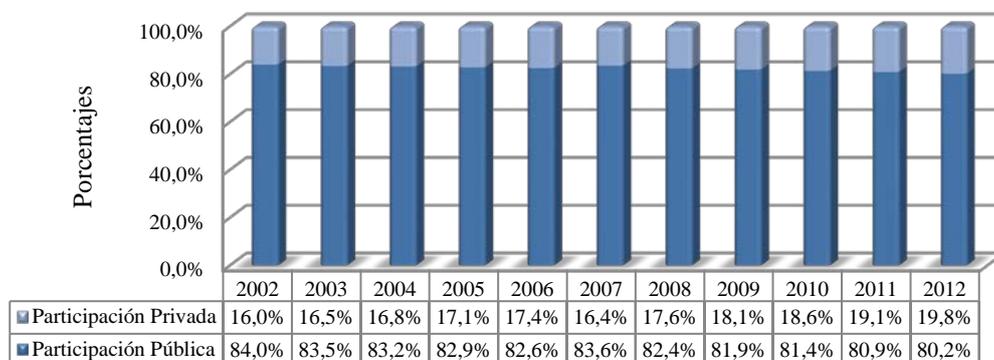
2.2. Brasil

El sistema educativo brasileño en el nivel básico y medio es mayoritariamente público. El porcentaje medio que representó el sector público en el sistema educativo en el periodo 2002-2012, fue del 82,4%. Sin embargo, el gobierno central disminuye en 3,8

⁷ Esta tasa es calculada con base en la información de la Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa, Red Federal de Información Educativa, Ministerio de Educación de la Nación, Argentina, respecto al número total de establecimientos educativos en educación común durante 2003-2012, calculando la variación porcentual entre cada par de años, para luego tomar el valor promedio de esta variación.

puntos porcentuales su participación en la oferta educativa entre 2002 y 2012, pasando del 84,0% al 80,2% (ver Gráfico 5).

Gráfico 5: Participación porcentual en la oferta educativa (básica y media) de los colegios públicos y privados en Brasil, 2002-2012.



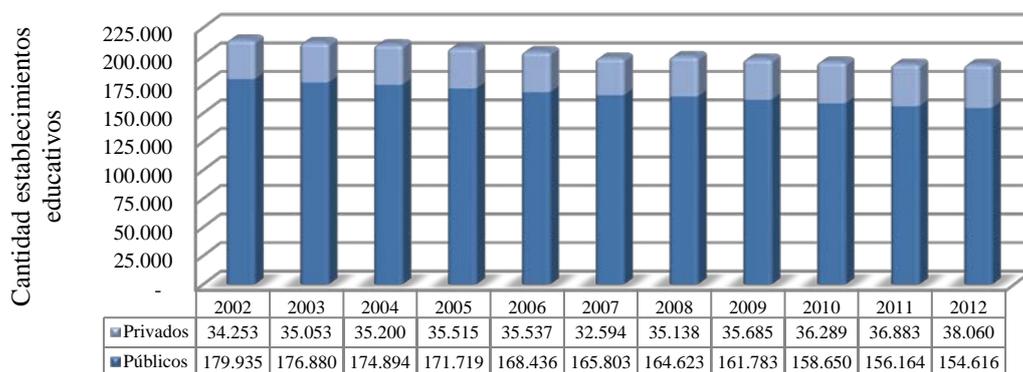
Nota: En el sector público se cuentan los municipales, estatales y federales.

Fuente: Elaboración propia con base en información del Instituto Nacional de Estudios e Investigación en Educación Anísio Teixeira -INEP-, Ministerio de Educación, Brasil [ver Instituto Nacional de Estudios e Investigación en Educación Anísio Teixeira (2011)].

Esta reducción se debe a la sistemática disminución en el número de establecimientos educativos gestionados por el Estado, durante todo el periodo 2002-2012, y al incremento de los de colegios privados (exceptuando la variación 2006-2007). En promedio, se reducen los colegios públicos del nivel básico y medio en 2.302 colegios anuales, mientras que, para el mismo periodo, en el sector privado se crearon 346 nuevos establecimientos⁸. Dado lo anterior, la tendencia del sector público determina el comportamiento del sector en general, es decir, el sistema educativo brasileño en educación básica y media se reduce debido a la contracción del sector público (ver Gráfico 6).

⁸ Entre 2007 y 2008 los colegios privados crecen en 2.544 establecimientos, el crecimiento más alto en todo el periodo, sin embargo, el sector no logra compensar la reducción en 2.943 colegios que sufrió entre 2006 y 2007.

Gráfico 6: Oferta educativa en educación básica y media en Brasil, 2002-2012.

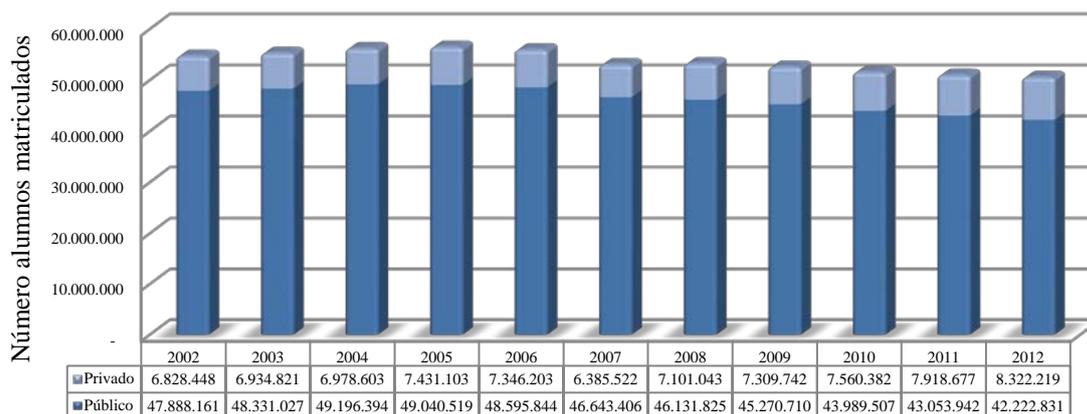


Nota: En el sector público se cuentan los municipales, estatales y federales.

Fuente: Elaboración propia con base en información del INEP, Ministerio de Educación, Brasil [ver Instituto Nacional de Estudios e Investigación en Educación Anísio Teixeira (2011)].

En relación con el número de estudiantes matriculados en educación básica y media, el panorama no es el mejor para el caso del sector público. Con base en la información del Gráfico 7, cada año, en promedio, en los centros gestionados por el Estado, dejan de matricularse 566.533 estudiantes durante el periodo 2002-2012. Mientras tanto, en el sector privado, la matrícula sube anualmente en 149.377 alumnos, en promedio. Este aspecto contribuye, adicionalmente, a la contracción del sistema educativo brasileño en estos niveles.

Gráfico 7: Alumnos matriculados en educación básica y media del sector público y privado en Brasil, 2002-2012.



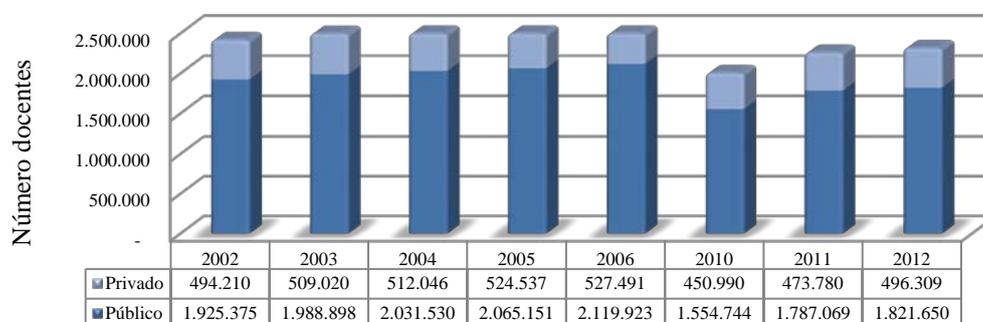
Nota: En el sector público se cuentan los municipales, estatales y federales.

Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información del INEP, Ministerio de Educación, Brasil [ver Instituto Nacional de Estudios e Investigación en Educación Anísio Teixeira (2011)].

Desde el punto de vista de la contratación de profesores, entre los años 2002-2006 la cantidad de plazas docentes en el nivel básico y medio aumenta, jalonado en

mayor medida por el crecimiento en la contratación pública, pese a la contracción tanto de la oferta como de la demanda educativa en este sector (ver Gráfico 8).

Gráfico 8: Número de docentes en aulas de clase de los colegios públicos y privados en Brasil, 2010-2012.



Nota: En el sector público se cuentan los municipales, estatales y federales. Para 2007-2009 información no disponible.

Fuente: Elaboración propia con base en información del INEP, Ministerio de Educación, Brasil [ver Instituto Nacional de Estudios e Investigación en Educación Anísio Teixeira (2011)].

No obstante, al comparar las cifras del año 2006 con las del año 2010, se observa una reducción significativa de 641.680 plazas⁹, de las cuales 565.179 correspondieron a plazas públicas. Pese a esto, la contratación de profesores en educación básica y media en los últimos tres años ha crecido, tanto en los colegios de carácter público como privado. El incremento entre 2010 y 2012 es de 266.906 nuevos profesores en las escuelas públicas y 45.319 en las escuelas privadas (ver Gráfico 8).

Por último, desde el punto de vista del gasto educativo como proporción del PIB, el gobierno brasileño ha incrementado el gasto público en el sector educativo. En el año 2004, gasta el 4,0% en educación. Ya en 2012, esta proporción sube al 6,4%. El porcentaje medio entre 2004-2012 es del 5,4% (UNESCO, 2014). Dada la reducción en el número de establecimientos públicos, y la tendencia positiva en la contratación de docentes, se deduce que este incremento en el gasto se ha destinado más al aumento en las plazas de profesores que al incremento de las escuelas públicas. Esto debería traducirse en una mejoría de la calidad educativa, ya que reduciría la proporción alumno-profesor.

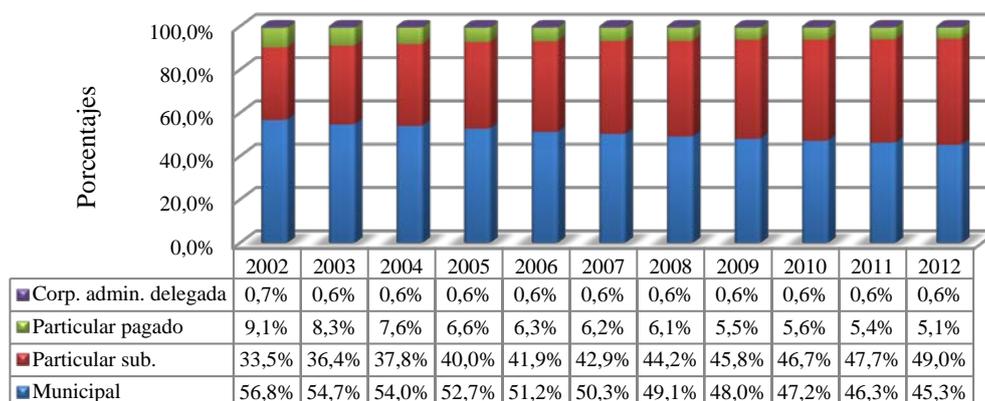
⁹ Hay que resaltar que para los años 2007, 2008 y 2009 no se cuenta con información disponible.

2.3. Chile

La organización del sistema educativo chileno se caracteriza por su descentralización. La gestión administrativa de las escuelas se encuentra a cargo de instituciones públicas municipales o privadas, definidos como sostenedores, cuya responsabilidad con el gobierno central es la de mantener en funcionamiento los establecimientos educativos. De esta manera, la oferta educativa en Chile está conformada por establecimientos municipales y particulares que reciben subsidios del gobierno central. A ello, se unen las instituciones privadas de pago y gremiales empresariales o corporaciones privadas que gestionan colegios en los que se imparte, preferiblemente, educación media técnico-profesional cuya financiación, previo convenio, viene del estado y son definidas como corporaciones de administración delegada (Departamento de Estudios y Desarrollo de la División de Planificación y Presupuesto, 2010).

Así, el sistema educativo chileno en el nivel preescolar, básico y medio se distribuye, a lo largo del periodo 2002-2012, en un 50,5%, en promedio, en establecimientos municipales, 42,4% en particulares subvencionados, 6,5% en particulares pagados y tan solo un 0,6% por las corporaciones de administración delegada (ver Gráfico 9).

Gráfico 9: Participación porcentual en la oferta educativa (preescolar, básica y media) por tipo de gestión administrativa en Chile, 2002-2012.



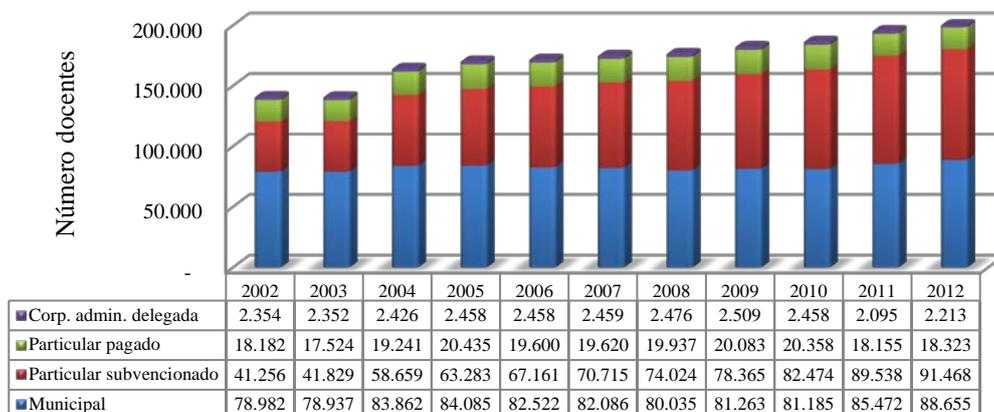
Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información del Centro de Estudios, División de Planificación y Presupuesto, Ministerio de Educación, Chile [ver Ministerio de Educación, Chile (2011)].

El peso de la educación ofrecida por el sector privado subvencionado en el sistema educativo chileno ha ganado importancia, restándola de la educación gestionada

por los municipios y de la educación estrictamente privada. Para el año 2002, la educación particular subvencionada contaba con un 33,5% de participación en el nivel preescolar, básico y medio. En 2012 sube 15,5 puntos porcentuales, entre tanto, la municipal y la de los colegios privados de pago se reduce en 4,0 y 11,5 puntos porcentuales, durante el mismo periodo respectivamente. La proporción de las corporaciones de administración delegada se ha mantenido constante en el 1,0% a lo largo de los años 2003-2012 (ver Gráfico 9).

En todos los establecimientos educativos, para el año 2012, trabajan cerca de 200.659 profesores en las aulas de clase. El 45,6% lo hacen en colegios privados subvencionados, el 44,2% en escuelas gestionadas por los municipios, el 9,1% en los particulares de pago y un 1,1% en las corporaciones de administración delegada. Al tener en cuenta el cambio en la contratación de profesores entre los años 2002 y 2012, se encuentra que el mayor aporte se registra en la contratación que realiza el sector privado subvencionado, su crecimiento es 5,2 veces mayor al que se da en el sector municipal (ver Gráfico 10).

Gráfico 10: Cantidad de docentes en las aulas de clase del sistema regular educativo en Chile, 2002-2012.



Fuente: Elaboración propia con base en la información del Centro de Estudios, División de Planificación y Presupuesto, Ministerio de Educación, Chile [ver Ministerio de Educación, Chile (2011)].

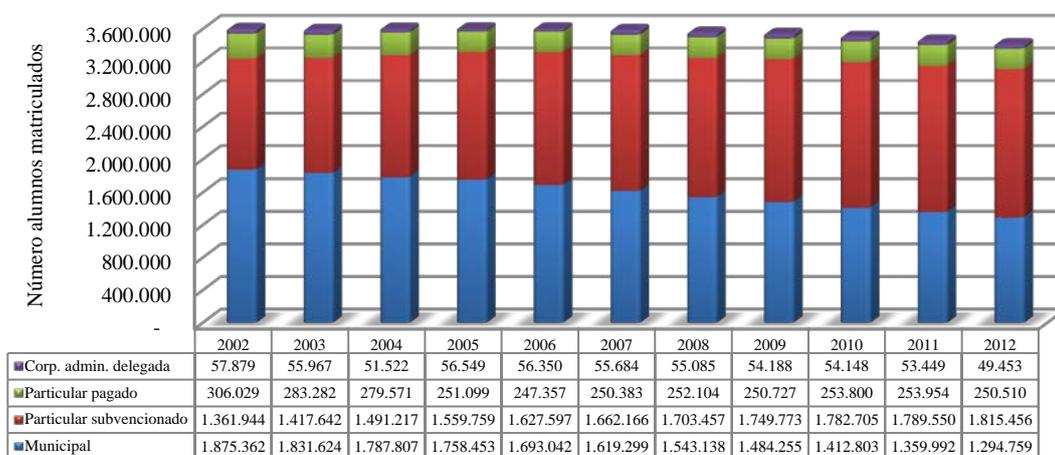
En el año 2002, hay 41.256 profesores en los establecimientos subsidiados y 78.982 en los municipales. En el 2012, se registran 91.468 y 88.655 docentes en este tipo de colegios, lo que corresponde a una variación de 50.212 y 9.673 nuevas plazas, respectivamente. Por lo tanto, el sector subvencionado más que duplica sus plazas docentes entre 2002 y 2012. En los centros privados de pago, esta variación es de 141

plazas y en las corporaciones de administración delegada se da una reducción de igual magnitud a la anterior (ver Gráfico 10).

Ahora bien, en relación con el número de alumnos matriculados en el nivel preescolar, básico y medio, se registra una tendencia decreciente en tres de los cuatro sectores que participan en el sistema educativo chileno. La tasa promedio anual de crecimiento durante los años 2002-2012 es del -3,6% en los colegios administrados por los municipios, -1,9% en los privados y del -1,5% en las corporaciones delegadas, mientras que en las escuelas privadas que reciben subsidios del estado esta tasa es del 2,9% (ver Gráfico 11).

A la vista de estos datos, es evidente la importancia que ha ganado el sector privado subvencionado en este país: ha logrado una mayor participación en la oferta del sistema educativo chileno, ha aumentado gradualmente la contratación de profesores que trabajan en las aulas de clase, logrando duplicar sus plazas docentes en un periodo de diez años, y aumentando el número de estudiantes matriculados.

Gráfico 11: Alumnos matriculados en el nivel preescolar, básico y medio en el sistema educativo en Chile, 2002-2012.



Nota: A partir del año 2004, en las corporaciones de administración delegada no se registraron alumnos matriculados en preescolar. En dichas corporaciones, la matrícula se encuentra concentrada en un 99,5% en la educación media (proporción promedio para 2002-2012).

Fuente: Elaboración propia con base en información del Centro de Estudios, División de Planificación y Presupuesto, Ministerio de Educación, Chile [ver Ministerio de Educación, Chile (2011)].

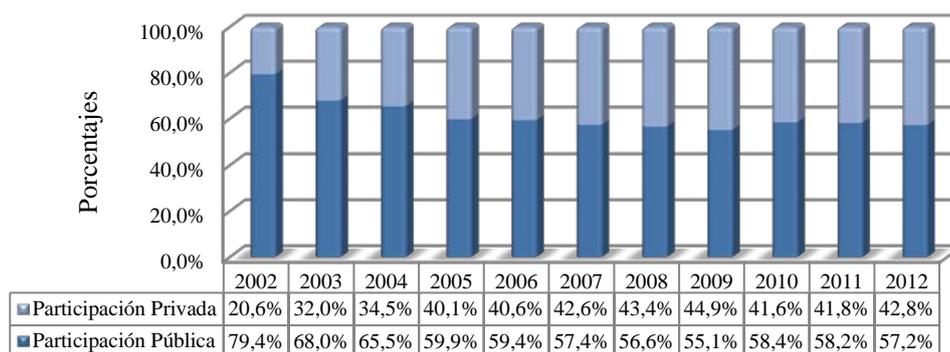
Finalmente, durante el periodo 2002-2012, en Chile se ha destinado al gasto educativo público un 3,8% en promedio, como proporción de su PIB. Al inicio, y hasta el año 2006, este gasto tiene una reducción de un punto porcentual (4,0% en 2002, 3,0% en 2006). Posteriormente, y en cada año, se incrementa hasta llegar en 2012 al 4,6%, lo que arroja un aumento de 1,6 puntos porcentuales. Dentro de esta financiación, que

realiza el gobierno chileno, se cuentan los recursos destinados a la gestión municipal, los subsidios asignados a las escuelas privadas y a las corporaciones delegadas, en el nivel preescolar, básico y medio (UNESCO, 2014).

2.4. Colombia

La oferta educativa en Colombia está a cargo del sector público en su mayor proporción. Sin embargo, durante el período 2002-2012 ha perdido sistemáticamente participación, debido al cierre de un número elevado de colegios públicos. En 2002, la participación pública es del 79,0% y en 2012 pasa al 57,0%, una disminución de 22 puntos porcentuales. Esto hace que la proporción del sector privado más que se duplicara durante el mismo periodo: pasa del 21,0% en 2002 al 43,0% en 2012 (ver Gráfico 12).

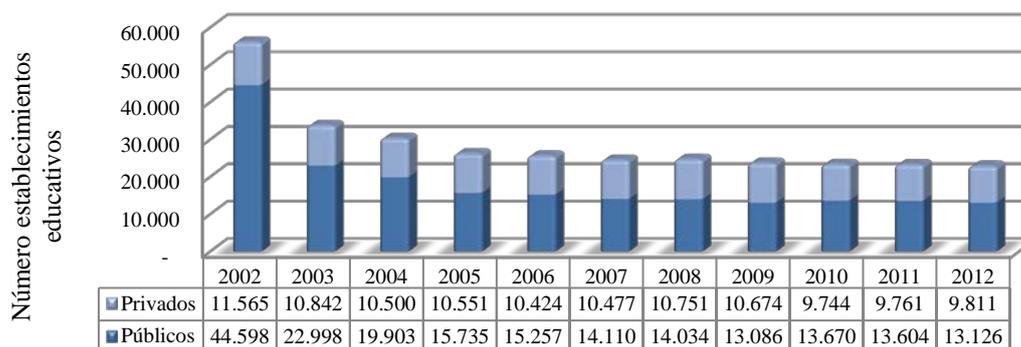
Gráfico 12: Participación porcentual en la oferta educativa (básica y media) de los colegios públicos y privados en Colombia, 2002-2012.



Fuente: Elaboración propia con base en información del Sistema Nacional de Información de Educación Básica, -Directorio Único de Establecimientos educativos -DUE-, Ministerio de Educación Nacional -MEN-, Colombia [ver Ministerio de Educación Nacional, Colombia (2015)].

Desde el punto de vista del número de establecimientos educativos en educación media y básica, se produce una disminución importante entre los años 2002 y 2003 debido al proceso de fusión de colegios oficiales puesto en marcha por el gobierno central colombiano. En el año 2002, el número total de escuelas es de 56.163, de los cuales 44.598 correspondían a colegios públicos (79,4%). Para el 2003, la cantidad de colegios baja a 33.840, una reducción de 22.323 escuelas con respecto al 2002. De estas, 21.600 son escuelas públicas, lo que representa el 97,7%. Como consecuencia, disminuye en 11,4 puntos porcentuales su participación en la oferta educativa en el año 2003 (ver Gráfico 13).

Gráfico 13: Oferta educativa en educación media y básica en Colombia, 2002-2012.



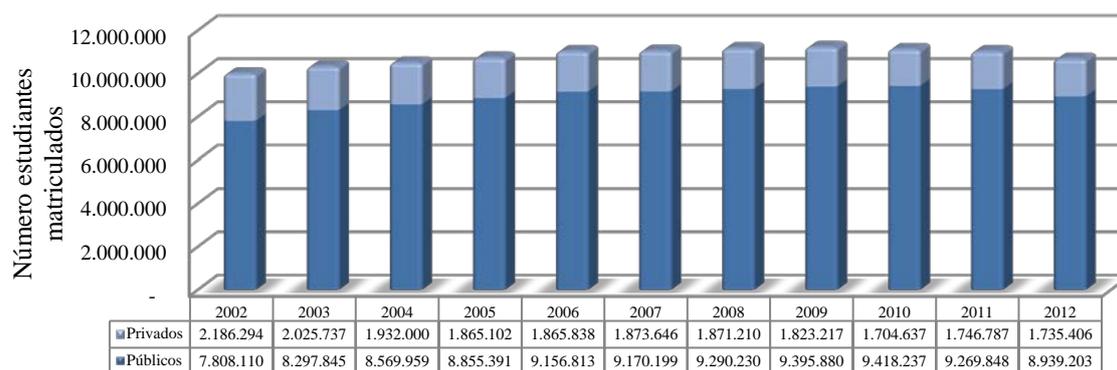
Fuente: Elaboración propia con base en información del Sistema Nacional de Información de Educación Básica, DUE, MEN [ver Ministerio de Educación Nacional, Colombia (2015)].

A partir del año 2003, la oferta educativa sigue contrayéndose tanto por la reducción de establecimientos públicos como privados, comportamiento que se presenta hasta el año 2007. No obstante, dicha contracción se da con mayor fuerza en el sector público, ya que la cantidad de este tipo de centros baja hasta 9 veces más que en el sector privado. En adelante, se da una tendencia de relativa estabilidad en el número de planteles de educación básica y media (ver Gráfico 13)

A pesar de esta contracción en la oferta educativa, la cantidad de estudiantes matriculados en educación básica y media se incrementa en 608.250 alumnos, entre los años 2002 y 2012. Destaca el hecho de que el sector público más que compensó la caída de la matrícula que sufre el sector privado. Durante este periodo, la cantidad de estudiantes matriculados en los centros privados disminuye en 450.888 estudiantes, mientras que en los colegios públicos se incrementa en 1.131.093 alumnos matriculados, de esta manera, la matrícula total pudo aumentar en 6,8% entre 2002-2012¹⁰ (ver Gráfico 14).

¹⁰ En 2011 los colegios públicos presentaron una baja en 148.389 estudiantes y en 2012 en ambos tipos de centro escolar se reduce la matrícula (330.645 y 11.381 público y privado respectivamente), situación que no permitió que la variación 2002-2012 fuera mayor.

Gráfico 14: Número de estudiantes matriculados en educación básica y media en los colegios públicos y privados en Colombia, 2002-2012.



Fuente: Elaboración propia con base en información Sistema Integrado de Matrícula –SIMAT–, MEN. Para 2002, Secretarías de Educación [ver Ministerio de Educación Nacional, Colombia (2015)].

El incremento que ha experimentado la demanda por la educación oficial obedece al cambio en la percepción de los hogares colombianos en relación con la calidad de los centros educativos públicos: se ve cada vez como la mejor opción en términos de calidad comparada con la educación privada. Un caso especial ha sido el de la ciudad de Bogotá. Desde hace varios años viene implementando una serie de reformas con el objeto de mejorar la calidad y eficiencia de su sistema educativo público. Esto le ha permitido tener un mayor crecimiento en la matrícula oficial, tanto en educación preescolar como media y básica. Este incremento representa, entre los años 2002 y 2011, un 21,0%. Por tanto, su participación en la matrícula total aumenta del 54,0% en 2002 al 66,0% en 2011, atendiendo a 1.5 millones de estudiantes, el 14,0% de la matrícula total (Delgado, 2014).

Desde el punto de vista de la contratación de directores y docentes, con base en la información del Sistema Integrado de Matrícula -SIMAT-, para los años 2006 a 2009, y de la Subdirección de Recursos Humanos del Sector educativo del MEN (2014), para los años 2010 a 2012, se calcula la tasa anual de crecimiento promedio de las plazas de profesores y directivos, en Colombia entre 2006-2012, en solo 0,66%. No obstante, en el año 2011, el sistema educativo en educación básica y media cuenta con 309.947 docentes y directivos. En 2012 pasa a 316.714, lo que representa un aumento del 2,2% entre estos dos años.

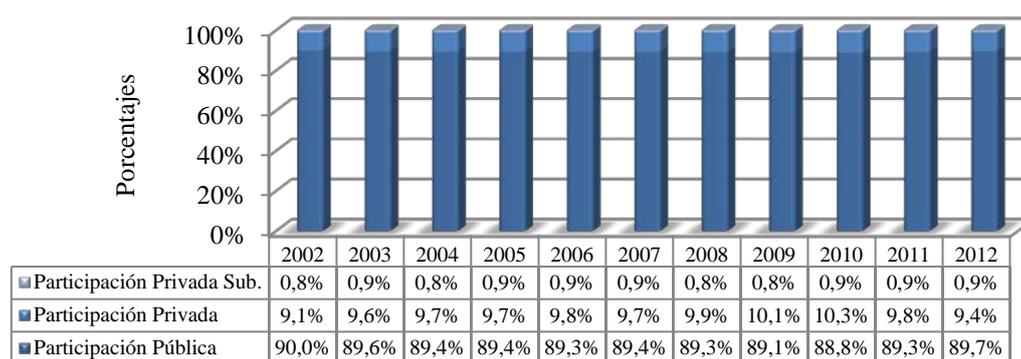
En relación con el gasto público en educación como proporción del PIB, el gasto total en educación a lo largo de los años 2002 y 2012 ha estado entre el 7,3% y el 8,1%. Esto deja a Colombia como uno de los países con mayores niveles en gasto educativo en comparación con países desarrollados (como los Estados Unidos) y latinoamericanos

(como Argentina, Brasil y México). La participación del sector público en este gasto total ha aumentado: en el año 2002 es del 4,4% y en el 2012 es del 5,0%. Este gasto se destina en su gran mayoría al fortalecimiento de la infraestructura y a la construcción de nuevos colegios. Colegios públicos de educación media y básica (3,3% y 3,8% del PIB en 2002 y 2012) que compensan la reducción del 3,6% al 3,0% que se presenta en el gasto privado durante el mismo periodo (Ministerio de Educación Nacional, Colombia, 2015).

2.5. Costa Rica

La educación en Costa Rica en su gran mayoría es atendida por el Estado, en menor proporción por los colegios privados y, en una mínima parte, por escuelas privadas subvencionadas. La participación del sector público en el sistema educativo es la más alta entre todos los países considerados en esta tesis. Entre los años 2002-2012, las escuelas públicas representan, en promedio, el 89,4% de todos los establecimientos educativos, participación que se ha mantenido estable a lo largo de los últimos diez años. Así mismo, la educación privada tiene un 9,8% de participación media y los colegios privados subvencionados representan solo el 0,9% del total del sistema educativo en los niveles de primaria y secundaria (ver Gráfico 15).

Gráfico 15: Participación porcentual en la oferta educativa (primaria y secundaria) por tipo de gestión administrativa en Costa Rica, 2002-2012.

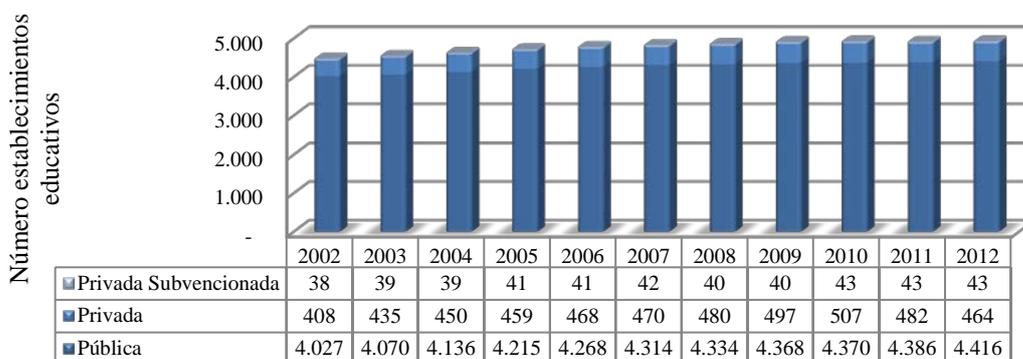


Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de la Megabase de Datos Georreferenciados de Centros Educativos de Costa Rica (2000-2011), Estado de la Educación, Costa Rica [ver Consejo Nacional de Rectores, Costa Rica (2012)].

La estabilidad por sectores en el sistema costarricense se ve reflejada en la evolución del número de establecimientos educativos. Entre los años 2002 y 2012, el cambio en la cantidad de planteles es de 297, de los cuales 237 los aporta el sector

público, 57 el privado y tres el privado subvencionado. A lo largo del periodo, el crecimiento promedio anual en todos los planteles es del 1.0%, por lo que la oferta en educación primaria y secundaria ha sido relativamente estática (ver Gráfico 16).

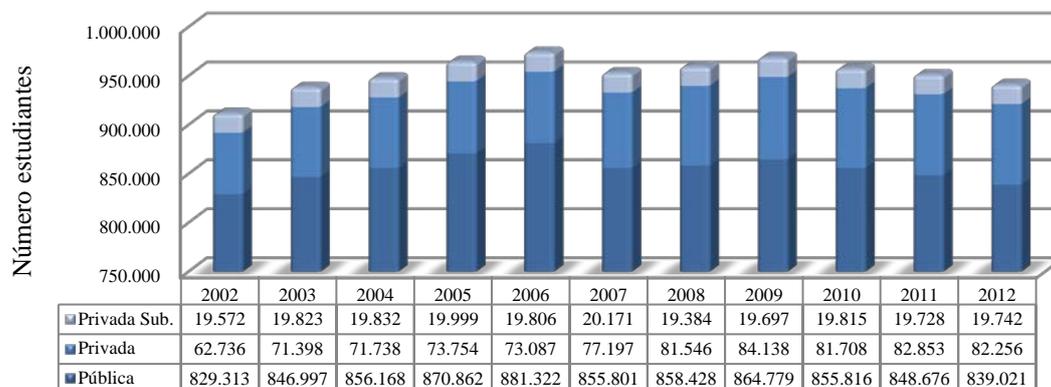
Gráfico 16: Número de establecimientos educativos en educación primaria y secundaria por tipo de gestión administrativa en Costa Rica, 2002-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de la Megabase de Datos Georreferenciados de Centros Educativos de Costa Rica (2000-2011), Estado de la Educación, Costa Rica [ver Consejo Nacional de Rectores, Costa Rica (2012)].

En relación con el número de estudiantes matriculados en el sistema educativo, el comportamiento entre los años 2002-2012 ha sido irregular. Al inicio del periodo, la cantidad de estudiantes comienza a incrementarse, tanto en el sector público como en el privado, crecimiento que logra su máximo en el año 2006. En el año 2007, la matrícula se contrae por la reducción significativa en los colegios públicos (25.521 estudiantes menos). Posteriormente, se da de nuevo un aumento hasta el año 2009, pero luego la matrícula escolar comienza a contraerse, de nuevo, por la reducción en la matrícula del sector público (ver Gráfico 17).

Gráfico 17: Número de estudiantes matriculados en educación primaria y secundaria por tipo de gestión administrativa en Costa Rica, 2002-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de la Megabase de Datos Georreferenciados de Centros Educativos de Costa Rica (2000-2011), Estado de la Educación, Costa Rica [ver Consejo Nacional de Rectores, Costa Rica (2012)].

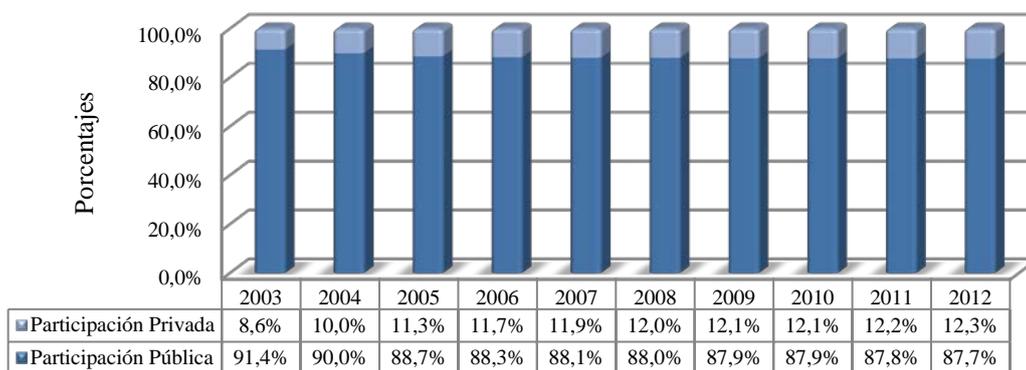
De acuerdo con lo anterior, se deduce que hay un desajuste en el sector educativo costarricense. Por un lado, la oferta se ha mantenido estable a lo largo de los últimos diez años. Mientras que, por el otro, la matrícula de estudiantes en el sistema, como proxy de la demanda, viene decreciendo en los últimos cuatro años. De esta manera, debe de estar presentándose una subutilización de los recursos académicos escolares en Costa Rica, afectando a su eficiencia. Finalmente, el gasto público en educación, entre los años 2002 y 2007, presenta una tendencia hacia la baja, perdiendo año tras año su participación en el PIB. Sin embargo, al comparar el gasto educativo inicial con el del año 2012, se encuentra que la inversión en este sector aumenta en 1,8 puntos porcentuales: en 2002 representa el 5,1% del PIB y en 2012, este porcentaje sube al 6,9% (UNESCO, 2014)¹¹.

2.6. México

Este sistema educativo es atendido en un alto porcentaje por el sector público, que a su vez está gestionado por instituciones federales, estatales y en una mínima parte por centros autónomos. Esta participación del estado en el sistema educativo es la segunda más alta entre los países latinoamericanos participantes en PISA 2012. Para el promedio del periodo 2003-2012, las instituciones públicas representan el 88,6% de la oferta en educación básica (preescolar, primaria y secundaria). Sin embargo, a lo largo de este periodo la oferta pública ha sido levemente desplazada por los establecimientos de carácter privado, perdiendo 3,7 puntos porcentuales entre los años 2003 y 2012 (ver Gráfico 18).

¹¹ Para el periodo 2008-2011 no se encuentra información disponible sobre el gasto público educativo. Así mismo, para 2002-2012 las estadísticas sobre contratación y/o plazas de directivos y docentes.

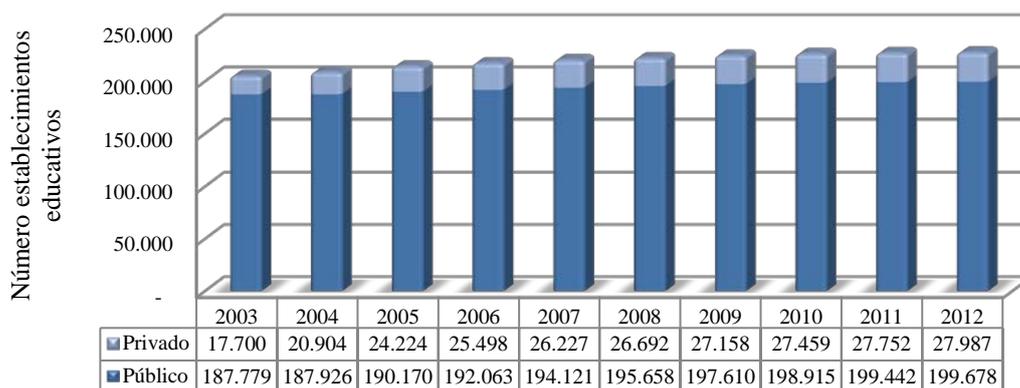
Gráfico 18: Participación porcentual en la oferta educativa (básica) por tipo centro escolar en México, 2003-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de la Secretaría de Educación Pública –SEP–, Estados Unidos de México [ver Secretaría de Educación Pública, México (2010)].

Incluso al tener en cuenta el número de establecimientos en educación básica, se encuentra que el aumento en la oferta educativa se debe al jalonamiento que hace el crecimiento del sector privado más que al aumento en el sector público. Para el primero, la tasa de crecimiento promedio anual, entre los años 2003-2012, es del 5,4%, y para el segundo del 0,7%. Esto corresponde a un aumento 7,9 veces superior al de las instituciones administradas por las federaciones, el estado y por las entidades autónomas (ver Gráfico 19).

Gráfico 19: Número de establecimientos en educación básica por tipo de centro escolar en México, 2003-2012.

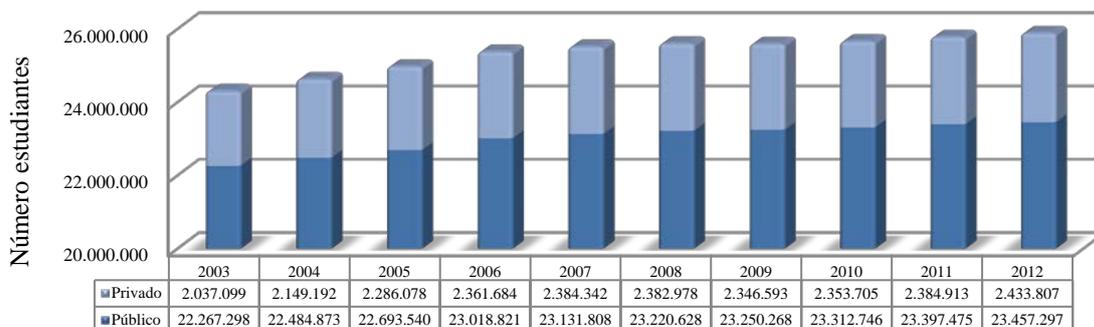


Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de la SEP, Estados Unidos de México [ver Secretaría de Educación Pública, México (2010)].

Estas instituciones atendieron, a lo largo de los años 2003-2012, un promedio de 25.335.515 estudiantes matriculados, de los cuales 23.023.475 estudiantes se matricularon en las escuelas públicas. Al igual que se observa con el crecimiento en el número de instituciones educativas, el aumento en la matrícula total se debe más al

crecimiento que se presenta en el sector privado que al sector público. En promedio, la matrícula sube anualmente un 2,0% en los colegios privados y solo un 0,6% en las escuelas públicas (ver Gráfico 20).

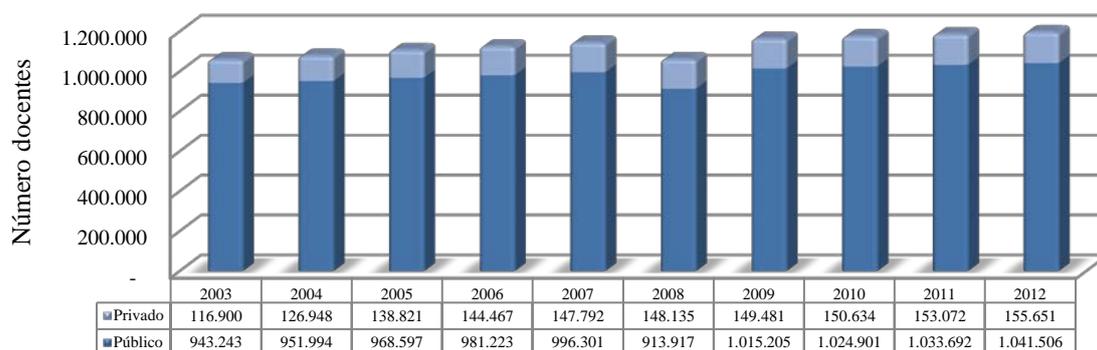
Gráfico 20: Número de alumnos matriculados en educación básica por tipo de centro escolar en México, 2003-2012.



Fuente: Elaboración propia con base en información de la SEP, Estados Unidos de México [ver Secretaría de Educación Pública, México (2010)].

En línea con el comportamiento y/o la tendencia tanto en la oferta como en la demanda educativa en el nivel básico, la contratación de profesores en México también tiene un aumento importante. La variación en el número de plazas entre el año 2003 y el año 2012 es de 98.263 profesores nuevos en los centros públicos, con un crecimiento promedio anual del 1,2%. En las escuelas privadas hay 38.751 profesores nuevos, con un crecimiento promedio anual del 3,3%, mayor al del sector público (ver Gráfico 21).

Gráfico 21: Número de docentes en educación básica por tipo de centro escolar en México, 2003-2012.



Fuente: Elaboración propia con base en información de la SEP, México [ver Secretaría de Educación Pública, México (2010)].

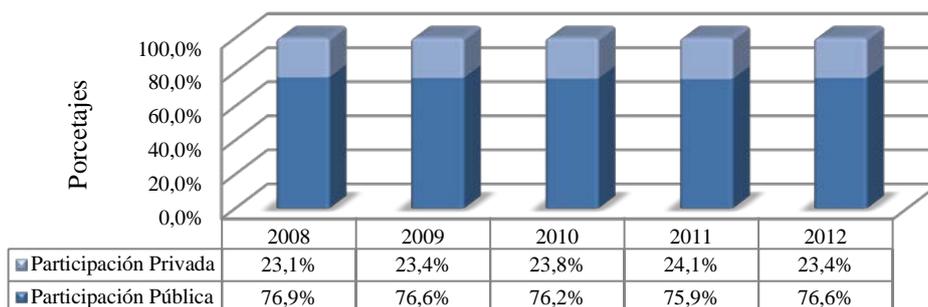
Con respecto al gasto público, y de acuerdo con la información de UNESCO (2014), el comportamiento en este país ha sido irregular entre los años 2002 y 2011.

Hay variaciones anuales en los que presenta un aumento (2003-2002, 2008-2007 y 2009-2008), mientras que en otros disminuye (2004-2003, 2006-2005 y 2011-2010). Como proporción del PIB, el gasto educativo de este sector está entre el 4,6% (2002) y el 5,2% (2009). La inversión media a lo largo de este periodo es del 4,9%.

2.7. Perú

Los establecimientos en el sistema educativo peruano son administrados mayoritariamente por el sector público y, en proporción mucho menor, por el privado. En el caso de la educación básica regular, los colegios públicos representan, para el promedio 2008-2012, el 76,4%. El 23,6% restante corresponde a las instituciones privadas. La estructura en la oferta educativa en este nivel se ha mantenido casi constante a lo largo de este periodo (ver Gráfico 22).

Gráfico 22: Participación porcentual en la oferta educativa (básica regular) por tipo de gestión en Perú, 2008-2012.

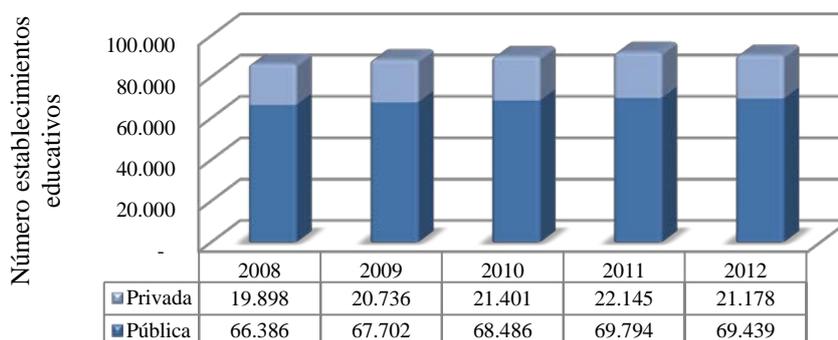


Nota: Para 2002-2007 información no disponible.

Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información de Estadísticas de la Calidad Educativa –ESCALE–, Ministerio de Educación, Perú [ver Estadísticas de la Calidad Educativa, Ministerio de Educación, Perú (2010)].

Esta estabilidad en la organización del sistema en educación básica regular se debe al hecho de que, en ambos sectores, la tendencia en el número de establecimientos educativos ha sido la misma a través de los años 2008-2012. Entre 2008 y 2011, los planteles públicos y privados aumentan, lo que origina una expansión en la oferta del sistema. No obstante, al final del periodo, la oferta en educación se contrae. La cantidad de colegios gestionados por el estado y por el sector privado, se reduce en 355 y 967 escuelas, respectivamente. Aún así, el balance entre 2008 y 2012 es positivo, puesto que se construyen 4.333 nuevos colegios, 3.053 son públicos y 1.280 son privados (ver Gráfico 23).

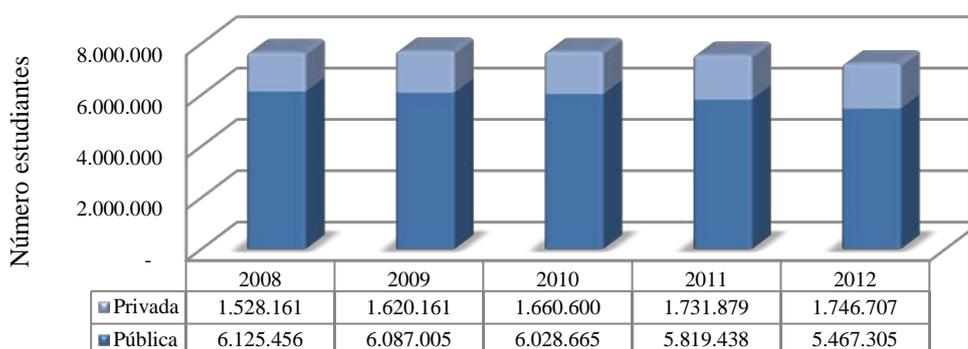
Gráfico 23: Número de establecimientos en educación básica regular por tipo de gestión en Perú, 2008-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base ESCALE, Ministerio de Educación, Perú [ver Estadísticas de la Calidad Educativa, Ministerio de Educación, Perú (2010)].

En relación con la demanda educativa en Perú, medida a través del número de matrículas en los establecimientos de educación básica regular, se tiene que en promedio anualmente en el sistema educativo se atienden 7.563.075 estudiantes. De estos, 5.905.574 alumnos están matriculados en los centros públicos y 1.657.502 en los privados. Esta demanda presenta una tendencia a la baja a lo largo de los años 2008-2012, generada por la disminución en el sector público. La demanda en estos tipos de centro se reduce en un 2,8%, porcentaje promedio anual. Esta reducción no es compensada por el crecimiento en la demanda en los colegios privados (3,4%, promedio anual). De esta manera, la demanda total tiene una tasa de crecimiento promedio anual del -1,4% (ver Gráfico 24).

Gráfico 24: Número de alumnos matriculados en educación básica regular por tipo de gestión en Perú, 2008-2012.



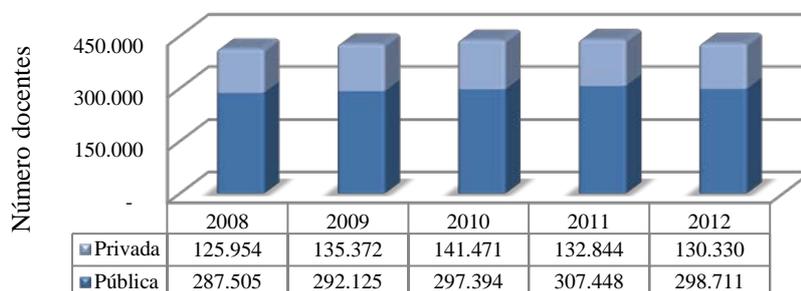
Fuente: Cálculos y elaboración propia con base ESCALE, Ministerio de Educación, Perú [ver Estadísticas de la Calidad Educativa, Ministerio de Educación, Perú (2010)].

A diferencia de lo que ocurre con la oferta educativa, entre los años 2008 y 2012 la demanda en educación básica regular pública se contrae en 658.151 alumnos, un

efecto que no es compensado por el aumento en la matrícula en los centros privados (218.546 nuevos estudiantes). Por lo tanto, la contracción de la demanda total en 439.605 alumnos es gracias al sector público (ver Gráfico 24).

Ahora bien, como consecuencia de la contracción en la oferta educativa en el último año, se produce una reducción en la cantidad de docentes y/o plazas en ambos sectores. El sector público tiene un mayor impacto en este aspecto, a pesar de que el cierre de sus establecimientos educativos es menor al de los privados entre 2011 y 2012. Hay 8.737 docentes menos en los colegios públicos y 2.514 en los privados. Entre tanto, la cantidad de colegios públicos baja en 355 colegios y en el sector privado la reducción es de 967. Ahora bien, en concordancia con lo ocurrido entre los años 2008 y 2012, el número de profesores aumenta en 11.206 docentes en los centros gestionados por el estado y en 4.376 docentes en los centros privados, para un total de 15.582 nuevas plazas (ver Gráfico 25).

Gráfico 25: Número de docentes en educación básica regular por tipo de gestión en Perú, 2008-2012.



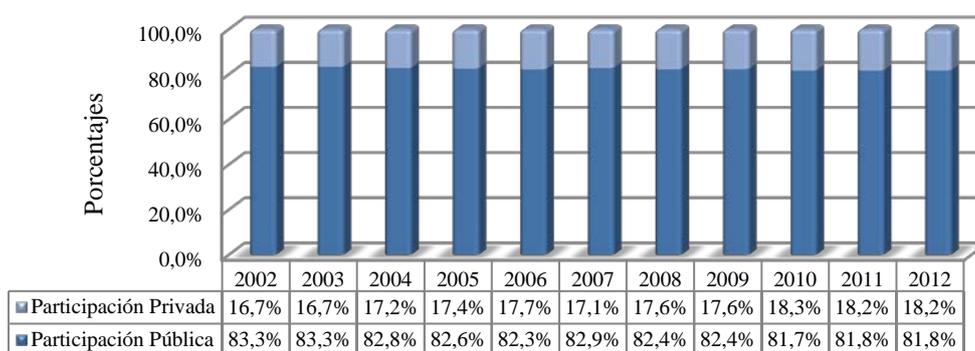
Fuente: Cálculos y elaboración propia con base ESCALE, Ministerio de Educación, Perú [ver Estadísticas de la Calidad Educativa, Ministerio de Educación, Perú (2010)].

Por último, con respecto al gasto educativo, Perú es la región con la menor proporción, entre los ocho países analizados. Entre los años 2002 y 2012, en promedio, el gasto público como proporción del PIB dedicado a la educación, fue del 3,1%. No obstante, cabe anotar que, al comparar el gasto inicial (año 2002) con respecto a 2012 se presenta un leve aumento de 0,3 puntos porcentuales: pasa del 2,8% al 3,1% (UNESCO, 2014).

2.8. Uruguay

Como muestra el Gráfico 26, la educación en el sistema uruguayo es ofrecida por el estado y el sector privado. El sector público es preponderante. De los establecimientos educativos en educación primaria y media básica, el 82,5% (promedio 2002-2012) son de carácter público. Sin embargo, en los últimos cuatro años, el sector privado gana participación: pasa del 17,6% en el año 2009 al 18,2% en el año 2012.

Gráfico 26: Participación porcentual en la oferta educativa (primaria y media básica) de los centros públicos y privados en Uruguay, 2002-2012.

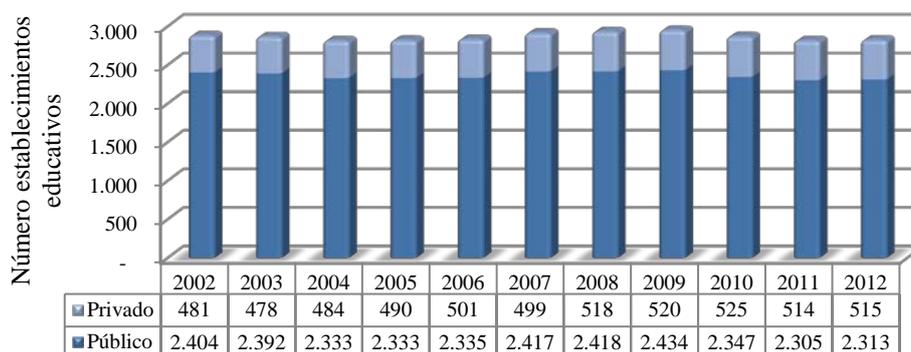


Nota: La educación básica media corresponde al ciclo básico y segundo ciclo (bachillerato).

Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información del Área de Investigación y Estadística de la Dirección de Educación del Ministerio de Educación y Cultura, Uruguay [ver Ministerio de Educación y Cultura, Uruguay (2012)].

Desde el punto de vista del número de establecimientos en educación primaria y media básica, no se encuentran cambios significativos. Es decir, la oferta del sector educativo en estos niveles prácticamente ha sido la misma durante los años 2002-2012, por lo que su crecimiento promedio anual está cercano al cero por cien. Por un lado, en el caso de los centros públicos, la tasa de crecimiento es del -0,4%, por el otro, la tasa promedio anual del número de planteles privados llega al 0,7%, por lo que reducción del sector público es compensada levemente por el incremento del sector privado (ver Gráfico 27).

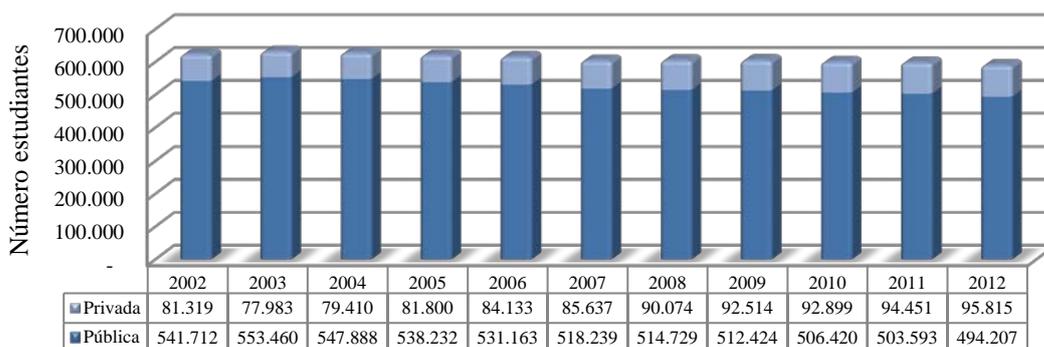
Gráfico 27: Número de establecimientos en educación primaria y básica media por tipo de centro en Uruguay, 2002-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información del Área de Investigación y Estadística de la Dirección de Educación del Ministerio de Educación y Cultural, Uruguay [ver Ministerio de Educación y Cultura, Uruguay (2012)].

Respecto a la demanda educativa en Uruguay, se encuentra una tendencia hacia la baja, aunque no tan pronunciada como en otros casos. Entre el año 2002 y 2012 hay una reducción de 47.505 alumnos matriculados en las escuelas públicas y un aumento de 14.496 estudiantes en los colegios privados. Esto resulta en una tasa de crecimiento promedio anual del -1,3%, la más baja entre los ocho países latinoamericanos que participan en PISA 2012. La tasa de crecimiento promedio anual en el sector público fue del -1,9% y en el sector privado del 1,4% (ver Gráfico 28).

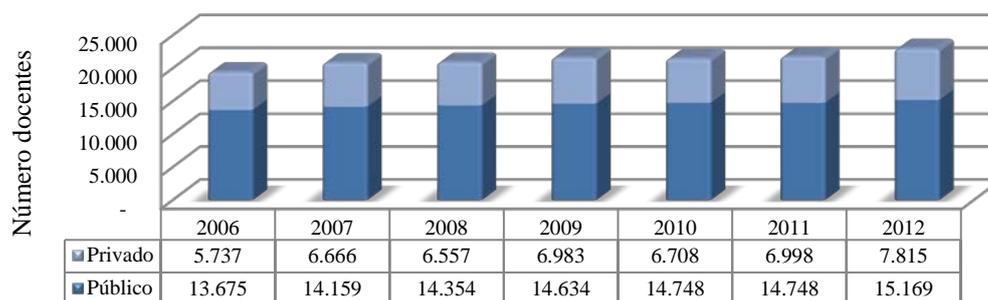
Gráfico 28: Número de estudiantes matriculados en educación primaria y básica media por tipo de centro en Uruguay, 2002-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información del Área de Investigación y Estadística de la Dirección de Educación del Ministerio de Educación y Cultural, Uruguay [ver Ministerio de Educación y Cultura, Uruguay (2012)].

Con respecto a la evolución del número de docentes en el sistema educativo uruguayo, no se encuentra información disponible ni para la educación primaria (años 2002-2005 por tipo de centro escolar) ni para la educación básica media en todo el periodo. No obstante, en el Gráfico 29 se presentan las cifras para el primer caso desde el año 2006 hasta el 2012.

Gráfico 29: Número de docentes en educación primaria por tipo de centro escolar en Uruguay, 2006-2012.



Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información del Área de Investigación y Estadística de la Dirección de Educación del Ministerio de Educación y Cultural, Uruguay [ver Ministerio de Educación y Cultura, Uruguay (2012)].

El comportamiento en el número de plazas docentes fue relativamente mejor al que se da en la oferta y demanda educativa. Para el año 2006, se cuenta con 19.412 profesores, de los cuales 13.675 son contratados en los colegios gestionados por el estado y 5.737 por el sector privado. En el año 2012 hay un incremento en 3.572 plazas, lo que representa un crecimiento del 18,4% entre estos dos años. La contratación en los colegios privados aumenta en 2.078 profesores. En los públicos en 1.494. Al tener en cuenta el crecimiento promedio anual, la contratación privada crece más que la contratación pública. En los privados este crecimiento es del 5,5% y en los públicos del 1,8% (ver Gráfico 29).

Finalmente, desde el punto de vista de la inversión pública en educación, hay que destacar el hecho de que en Uruguay el gasto del Estado en el sector educativo se ha duplicado en diez años. En el año 2002, este tipo de inversión representa el 2,3% del PIB, y en el año 2011 esta proporción sube al 4,4%. Sin embargo, está entre los países con menor gasto educativo, dentro de los países latinoamericanos participantes en PISA 2012 (UNESCO, 2014).

2.9. Síntesis sobre la oferta y demanda educativa en América Latina

Para concluir este apartado, en la Tabla 2 se muestran las participaciones medias y las tasas de crecimiento promedio anual para el periodo 2002-2012 de la oferta y demanda educativa a nivel básico y medio. Como se mencionó, la educación en los países latinoamericanos es atendida en mayor medida por el sector público. Costa Rica, México y Uruguay tienen las proporciones más altas. Colombia posee la más baja y

Chile tiene una distribución casi equitativa. Sin embargo, como se puede apreciar, el sector privado está expandiéndose fuertemente por toda la región.

Tomando la tasa anual media del sector en general, Argentina es el país con mayor crecimiento en la cantidad de colegios (4,2%), mientras que Colombia es el país con mayor contracción (sector público y privado decrecen), seguido de Brasil y Uruguay. La demanda educativa también se concentra en el sector público, exceptuando el caso de Chile. Sin embargo, el número de estudiantes matriculados crece más en el sector privado que en el público. Colombia es la excepción y las plazas públicas aumentan más que las privadas (ver [Tabla 2](#)).

Tabla 2: Crecimiento promedio anual entre 2002-2012 del sistema educativo en los países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| País | Oferta educativa (centros educativos) | | | | | Demanda educativa (estudiantes matriculados) | | | | |
|-------------------------|---------------------------------------|---------------|-------------------|---------|--------|--|---------------|-------------------|---------|-------|
| | Cant. Total Colegios | Part. Pública | Crecimiento anual | | | Cant. Total Estudiantes | Part. Pública | Crecimiento anual | | |
| | | | Público | Privado | Total | | | Público | Privado | Total |
| Argentina | 58,846 | 75.6% | 1.0% | 4.7% | 4.2% | 10,250,612 | 72.7% | 0.4% | 2.5% | 1.0% |
| Brasil | 202,155 | 82.4% | 1.5% | 1.0% | -1.1% | 53,680,084 | 86.4% | -1.3% | 1.8% | -0.8% |
| Chile [£] | 11,704 | 50.5% | 1.1% | 3.4% | 1.1% | 3,554,626 | 45.1% | -3.6% | 2.0% | -0.6% |
| Colombia | 28,656 | 61.4% | 6.8% | -1.2% | -10.7% | 10,800,144 | 82.6% | 1.3% | -2.4% | 0.6% |
| Costa Rica [¥] | 4,770 | 89.4% | 0.9% | 1.3% | 1.0% | 951,560 | 89.9% | 0.1% | 2.1% | 0.3% |
| México | 219,496 | 88.6% | 0.7% | 5.4% | 1.1% | 25,335,515 | 90.9% | 0.6% | 2.0% | 0.7% |
| Perú | 89,433 | 76.4% | 0.1% | 0.0% | 1.2% | 7,563,075 | 78.1% | -2.8% | 3.4% | -1.5% |
| Uruguay | 2,869 | 82.5% | -0.4% | 0.7% | -0.07% | 610,737 | 85.7% | -0.9% | 1.7% | -0.5% |

Nota: Para Colombia, la tasa media de crecimiento anual en el sector público, y por tanto la total, no considera la variación 2003-2002. En este periodo se presentó un proceso de fusión de escuelas que redujo significativamente la cantidad de colegios. Para Argentina y México, los promedios se calculan a partir del año 2003. Para Perú desde 2008. Resto de la participación porcentual corresponde a los centros privados. £ El Sector privado agrupa la educación particular subsidiada, de pago y las delegadas. ¥ Sector privado agrupa la educación privada y la privada subvencionada.

Fuente: Cálculos propios.

Capítulo 3: Revisión de la literatura

A partir de los trabajos realizados por Coleman, et al. (1966), Jencks (1972) y Alexander y Simmons (1975), el estudio sobre la calidad educativa y rendimiento escolar ganó una gran importancia en el ámbito internacional. Los resultados causaron una gran polémica, debido a que en ellos se concluye por primera vez que la incidencia de los factores escolares sobre el rendimiento académico es poca, y que en cambio son los antecedentes familiares los que determinan en gran medida el desempeño de los estudiantes. Más recientemente, Cerivini (2012) para los países de América Latina, analizó el efecto escuela sobre el desempeño académico aplicando modelos multinivel bivariados (a tres niveles: alumno, escuela y país), empleando los resultados del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo -SERCE- 2007, en matemáticas y lectura. Controlando por factores extra-escolares, encontró que efectivamente el efecto escuela sobre el rendimiento en estas pruebas es muy bajo.

Desde entonces, los estudios sobre educación y desempeño académico han crecido sustancialmente. Se han enfocado a encontrar los principales factores que determinan el rendimiento educativo, a explicar las brechas escolares y a analizar el impacto que tiene dicho desempeño (como proxy del capital humano) sobre el crecimiento y desarrollo (Hanushek & Woessmann, 2012; 2007a; 2007b; Hanushek & Dongwook, 1995). Para ello, estas investigaciones han empleado ampliamente la Función de Producción Educativa, que se describe a continuación.

3.1. La Función de Producción Educativa -FPE-

Al realizar la revisión sobre la literatura en materia de desempeño escolar, se encuentra que una de las principales herramientas para medir la calidad educativa, con base en el rendimiento académico escolar, es la estimación de la FPE. En ella, se mantienen las mismas características de una función de producción estándar y se establecen las relaciones entre los resultados o puntuaciones académicas de los alumnos (*output*) y las características socioeconómicas de los estudiantes y una serie de variables de escuela (*inputs*). En general, la estructura de la FPE utilizada en los trabajos sobre

desempeño académico agrupa en cuatro componentes las variables independientes de la siguiente manera (Luque, et al., 2007):

$$O_{it} = f\left(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, A_i^{(t)}, S_i^{(t)}\right) + v_{it} \quad (1)$$

Donde O_{it} corresponde a la puntuación obtenida por el estudiante i en el tiempo t , $F_i^{(t)}$ y $P_i^{(t)}$ reúnen los *inputs* de las características individuales y familiares del estudiante i en el periodo t , respectivamente, y $A_i^{(t)}$ representa sus habilidades y capacidades de aprender. Estas características corresponden a atributos propios, por lo tanto, los identifican y distinguen de sus semejantes. Algunas de ellas son inherentes, como la edad, el sexo y el parentesco. Otras son innatas, por lo que no son directamente observables, y se hace necesario emplear variables proxy para su medición (la motivación, el nivel de esfuerzo y las aspiraciones son un ejemplo de ello). No obstante, cuando esta medición no es posible, se incorporan en el término de error del modelo - v_{it} -. Ello ocurre con los *inputs* representados por $A_i^{(t)}$. Así que la expresión (1) queda como sigue:

$$O_{it} = f\left(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}\right) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

En $S_i^{(t)}$ se agrupan los *inputs* escolares. Hacen referencia a las dotaciones y recursos que tienen las escuelas, que según Llach (2006) pueden clasificarse en tres categorías:

1) El capital físico: que reúne todos los materiales que son empleados en el proceso de enseñanza-aprendizaje, tales como los libros de texto, los computadores y el acceso a la tecnología, la cantidad de aulas, bibliotecas e instalaciones en general del centro escolar.

2) El capital humano: que tiene en cuenta las características tanto de los profesores como de los directivos de los centros escolares (formación, certificación, experiencia, entre otras).

3) El capital social: que hace referencia a la calidad y/o clima interno de la escuela y de la integración de la misma a la vida cotidiana de los estudiantes. Por último, ϵ_{it} corresponde al término estocástico de la FPE (Krüger & Formichella, 2012).

Una vez explicada la FPE base para el trabajo, a continuación, se presenta una descripción de varios de los trabajos recientes más significativos que tratan el tema de calidad educativa. El apartado se encuentra estructurado en dos líneas de investigación: a) aquellos trabajos que se han centrado en los determinantes del rendimiento escolar y b) los estudios que ofrecen evidencia empírica sobre la relación entre el desempeño académico y la titularidad del centro. A su vez, estas líneas se han dividido en dos secciones: en la primera, se encuentran las investigaciones para los países desarrollados; en la segunda, están los trabajos para los países en vías de desarrollo, entre los que se encuentran los países latinoamericanos.

3.1.1. Factores determinantes del desempeño escolar

Los resultados respecto a qué aspectos son los que condicionan, en mayor medida, el rendimiento escolar son heterogéneos. De una parte, hay investigaciones que argumentan que son las características propias del estudiante o de su entorno familiar las que se constituyen como el factor más relevante. Por otra, existe evidencia empírica que muestra que los factores asociados a los centros escolares y a las instituciones son los aspectos que mayor peso tienen sobre el desempeño escolar. No obstante, como se describe a continuación, la cantidad de trabajos orientados hacia este último punto, son relativamente menores.

3.1.1.1. Evidencia en los países desarrollados

Del primer grupo, y para el caso de las características del estudiante, la literatura encuentra como principales condicionantes del desempeño académico el género y la repetición de cursos escolares. Así, García (2012) para España, con los datos PIRLS y

TIMSS¹², del año 2011, y Güzel y Berberoğlu (2005) para Japón y Noruega, con información de PISA 2000, encuentran que los hombres se desempeñan mejor que las mujeres, en el área de matemáticas. En contraste, Mullis, et al. (2007) para el conjunto de países participantes en PIRLS, del año 2006, y Fertig y Schmidt (2002) con los datos PISA 2000, hallan que las mujeres obtienen mayores puntajes en lectura, que los hombres.

De la repetición de cursos escolares, Cordero, et al. (2013) para el caso español, usando los resultados en TIMSS del año 2011, hallan una relación inversa entre el rezago escolar y el rendimiento en matemáticas y ciencias. En esta misma línea, Cannon y Lipscomb (2011) encuentran un efecto negativo entre la retención escolar y el desempeño de los estudiantes del Distrito Escolar Unificado de Los Ángeles, en los Estados Unidos. También Martin (2011) para los estudiantes de séptimo, noveno y décimo primer grado, de seis escuelas de Australia, halla que la condición de repetidor lleva a menores tasas de asistencia escolar, lo que conduce en un menor rendimiento escolar.

Frey (2005) para la educación básica en la ciudad de Chicago, Estados Unidos, concluye que los repetidores llegan a tener problemas de autoestima. Pagani, et al. (2001) para estudiantes entre los seis y ocho años de Quebec, Canadá, a partir de la información del *Quebec Longitudinal Study of Kindergarten Children*, demuestran que, en las escuelas de primaria, esta condición conduce a un mal comportamiento en clase. Consecuentemente, todos estos factores afectan, de forma negativa, el desempeño escolar.

En relación al conjunto de características familiares, la evidencia empírica establece que los ingresos familiares, el nivel educativo de los padres y los recursos educativos en el hogar son los principales factores que condicionan el desempeño académico. Del primer factor, Sun, et al. (2012) para Hong Kong, obtienen que los estudiantes con un alto estatus socioeconómico logran mayor puntuación en las pruebas PISA 2006. Así mismo, Tian (2006) para Alberta, en Canadá, encuentra una asociación

¹² El Progreso en el Estudio Internacional de Competencia en Lectura -PIRLS, por sus siglas en inglés-, es una evaluación desarrollada por la Asociación Internacional para la Evaluación del Rendimiento Educativo -IEA-. Desde el año 2001, son aplicadas cada cinco años, a los estudiantes de cuarto grado de diferentes países de todo el mundo. El Estudio de las Tendencias en Matemáticas y Ciencias -TIMSS, por sus siglas en inglés-, también es una prueba desarrollada por el IEA. Evalúa a los estudiantes de cuarto y octavo grado, de distintos países. Es realizada por primera vez en el año 1995, y tiene una periodicidad de cuatro años.

positiva y significativa, entre el nivel de ingresos del padre y el rendimiento en el área de matemáticas, para los estudiantes de décimo, undécimo y duodécimo grado. Fertig y Schmidt (2002), en el caso de los Estados Unidos y empleando los datos PISA 2000, hallan que los estudiantes con bajos recursos tienen un menor desempeño.

Con respecto al segundo factor, la literatura establece que el nivel educativo de los padres tiene un efecto positivo sobre el rendimiento escolar de los estudiantes. Particularmente, Martins y Veiga (2010) para 15 países desarrollados de Europa, con base en los resultados PISA 2003, muestran que, si la educación media de la madre y del padre crece, el desempeño de los estudiantes en matemáticas aumenta; excepto en Finlandia, donde el efecto es negativo, pero no significativo¹³. Por su parte, Guryan, et al. (2008) a partir de la información del *American Time Use Surveys -ATUS-* de los años 2003-2006 para 14 países¹⁴, encontraron una alta relación (positiva), entre la educación de los padres y el tiempo que dedican a sus hijos para la realización de tareas en el hogar (*homework*), lo que se traduce en un mayor desempeño escolar. McNeal (2001) llega a las mismas conclusiones, empleando los resultados del *National Educational Longitudinal Study -NELS-* del año 1988, en el caso de los Estados Unidos.

Respecto a los recursos educativos en el hogar, Woessman (2003a) con datos del TIMSS del año 1995, para los Estados Unidos, Francia, España y Japón, determina que la cantidad de libros en el hogar es un condicionante que impacta positivamente la puntuación media en matemáticas y ciencias. Por último, Hanushek y Luque (2003) descubren que, en los 40 países que participan en las pruebas TIMSS del año 1999, además de la tenencia de libros, el que un hogar cuente con mesa de estudio, calculadoras y computadores, hace que el desempeño de los estudiantes, en las dos áreas evaluadas, sea mejor.

En cuanto a los estudios que ofrecen evidencia de la importancia de diversos aspectos de escuela, se cuentan los trabajos de Woessmann y West (2006); quienes determinan, para 18 países y/o economías participantes en TIMSS, 15 de los cuales son desarrollados, que el tamaño de la clase o del centro escolar afecta negativamente al

¹³ Alemania, Australia, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Gran Bretaña, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Portugal y Suecia.

¹⁴ Alemania, Austria, Canadá, Eslovenia, Estados Unidos, Francia, Holanda, Italia, Noruega, Reino Unido; y los siguientes países en vías de desarrollo: Chile, Estonia y Palestina.

rendimiento escolar¹⁵. Rockoff (2004) para dos distritos contiguos a New Jersey, Estados Unidos, encuentra que la calidad de los profesores, medida a través de los años de experiencia en docencia, influye de manera positiva y significativa sobre el desempeño escolar.

De los factores institucionales, Hanushek, et al. (2013) concluyen que la autonomía de los centros escolares tiene un efecto negativo sobre el rendimiento obtenido por los estudiantes de los países en vías de desarrollo y con bajo desempeño en las pruebas PISA 2000-2009, pero lo hace de forma positiva en los de países desarrollados y con alto desempeño. Hindrinks, et al. (2010) para Bélgica, usando la información de PISA 2006, encuentran que la autonomía de los centros escolares está altamente asociada, de manera positiva, con el rendimiento escolar; siempre y cuando exista en los colegios, un mecanismo de rendición de cuentas.

Finalmente, Woessmann, et al. (2007) concluyeron que la rendición de cuentas y la autonomía de los centros educativos tiene un efecto positivo en el desempeño obtenido por los estudiantes en las pruebas PISA 2003. Por su parte, Woessmann (2003b) encuentra que las diferencias internacionales en rendimiento escolar logrado por los estudiantes de 39 países en *The Third International Mathematics and Science Study* -TIMSS- se debieron, a su vez, por las diferencias institucionales entre dichos países.

3.1.1.2. Evidencia en los países en vías de desarrollo

Los resultados encontrados para estos países también son ambiguos. Aunque existe evidencia que muestra una fuerte asociación entre el desempeño académico y las características individuales y familiares de los estudiantes, existe otra que revela que son los aspectos escolares los factores más importantes, si bien el número de investigaciones que llega a este punto, sigue siendo relativamente menor.

¹⁵ En este último punto, los resultados obtenidos por Sun, et al. (2012) son contrarios. Encontraron una relación directa entre el número de estudiantes matriculados en el centro escolar y el desempeño escolar obtenido en ciencias por los estudiantes en Hong Kong con base en PISA 2006, por tanto, “Estos hallazgos conducen a una discusión internacional sobre el tamaño del colegio” (Sun, et al., 2012, p. 2107) y su efecto en el rendimiento escolar de los estudiantes.

Dentro del primer grupo, la evidencia es consistente con lo obtenido para el caso de los países desarrollados. Así, Cárcamo y Mola (2012) para Colombia, empleando información de las pruebas SABER 11¹⁶ del año 2009, estiman brechas significativas por género. Hallan que las mujeres obtienen un mejor desempeño en lenguaje, y los hombres en matemáticas. Los mismos resultados los obtiene Woessmann (2010), en el caso de Argentina a partir de PIRLS 2001, y Ammermüller (2005) en un grupo de países del este de Europa¹⁷, con base en la información TIMSS, excepto en Lituania, donde las mujeres obtienen una mayor puntuación en matemáticas. Así mismo, Vegas y Petrow (2007) al examinar la relación entre el género y el rendimiento académico, en los países de América Latina participantes en PISA 2000 y 2003, encuentran que los hombres logran mejores resultados en ciencias que las mujeres.

Por su parte, Oreiro y Valenzuela (2013) para Uruguay, y Méndez y Zerpa (2011) para Uruguay y Chile, al emplear el rezago escolar como proxy de la capacidad académica del estudiante, determinan que la repetición de cursos impacta negativamente sobre la puntuación media en PISA 2003 y 2006. De otro lado, Post (2011) en el caso de Chile, Colombia, Ecuador y Perú, al relacionar el trabajo infantil con el desempeño escolar, a partir de la información del SERCE y las Encuestas Regionales de Empleo, encuentra que los menores que trabajan tienen menos oportunidades de aprender, ya que tienen menos horas de estudio en relación con los que no, por tanto, su desempeño se ve afectado negativamente.

Un factor adicional, que ha sido considerado como potencial determinante del éxito escolar en los países en desarrollo dentro del conjunto de características individuales, es la raza. En el caso de Brasil, Marteleto (2012) empleando la base del *Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio* de los años 1982 y 2007, encuentra que los estudiantes de raza negra tienen mayores desventajas, en relación con los estudiantes de otras razas, y por tanto menos posibilidades de tener un mejor rendimiento escolar. Por su parte, Viáfara y Urrea (2006) hallaron que el logro educativo (máximo nivel de

¹⁶ Las pruebas SABER corresponden a los resultados obtenidos en el Sistema Nacional de Evaluación de la Calidad de la Educación y son aplicadas por el ICFES para medir las competencias en lenguaje, matemáticas y ciencias de los estudiantes que se encuentran en el ciclo de la educación básica y media: las pruebas SABER-5 son aplicadas a los estudiantes de quinto grado (último año de primaria), las SABER-9 a los de noveno grado en secundaria y las SABER-11 a los de grado once (último año de secundaria). Las SABER-11 hasta el año 2007 se llamaron pruebas de estado o ICFES. Todas estas pruebas son de carácter obligatorio.

¹⁷ Estos países son: Bulgaria, Checoslovaquia (actualmente República Checa), Hungría, Eslovenia, Letonia, Lituania y Rumanía.

estudio alcanzado) de los grupos raciales en Colombia está asociado con sus orígenes y con la estratificación social. Por un lado, un buen antecedente familiar conlleva a un mayor éxito en la carrera profesional y en las aspiraciones de los individuos. Por el otro, la raza, al condicionar el estatus socio-ocupacional, perjudica a los estudiantes afrocolombianos, que se incorporan a ocupaciones de menor estatus, lo que consecuentemente se refleja en bajos retornos salariales de la educación.

En cuanto a salud y rendimiento cognitivo, cabe mencionar los trabajos de McEwan (2013) para Chile, Aguilera y Quintana (2011) para México. El primero, relacionó el rendimiento escolar con la composición nutricional y el número de calorías de las comidas escolares. Encuentra un mayor impacto sobre el desempeño académico de la composición nutricional que de la cantidad de calorías de los alimentos. El segundo, estudia la posible relación entre el peso corporal y tres variables: la tasa de deserción escolar, el hecho de ser repetidor y mostrar rezago escolar. Los autores no encontraron una clara relación entre estos factores.

Desde el punto de vista del conjunto de características familiares, Thieme, et al. (2013) —empleando la información del Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación (SIMCE) para el caso de los estudiantes de cuarto grado en Chile— hallan que estas explican, en mayor medida, la variabilidad de los resultados obtenidos en lenguaje y matemáticas (menos del 30% es explicada por los factores de escuela). Ayala, et al. (2011) utilizan información de las pruebas *SABER II* del año 2010 en la ciudad colombiana de Cartagena y estiman una relación positiva entre la educación de los padres y el rendimiento escolar. Esta es negativa en el caso de las variables tamaño del hogar e ingresos familiares. Sánchez (2011), utilizando la misma información para el conjunto de Colombia, encuentra brechas en rendimiento escolar entre estudiantes étnicos y no étnicos. Estas son ocasionadas por las divergencias en ingresos y el nivel educativo de la madre.

También en Colombia y con datos de la Encuesta de Calidad de Vida del año 2003 (ECV2003) Vivas, et al. (2011) determinan que la calidad del entorno en el que viven los estudiantes tienen un gran efecto sobre el éxito educativo. Los individuos que se viven en ambientes menos favorecidos tienen desventajas acumuladas, frente a aquellos que se ubican en entornos que cuentan con familiares y vecinos con un alto nivel educativo. Así mismo, determinan que el tamaño del hogar y el género del sustentador principal impactan negativamente (ser hombre) en el desempeño escolar

académico. Mientras, el origen urbano del estudiante lo hace positivamente. Por último, Donoso y Hawes (2002) encontraron que las características socioeconómicas son determinantes en los resultados de las pruebas del Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación (SIMCE 2000), en los estudiantes de octavo grado de Chile.

Pese a lo anterior, Henríquez, et al. (2012), al analizar los resultados SIMCE del año 2002 en lectura y matemáticas de estudiantes chilenos de cuarto grado, concluyen que las diferencias en rendimiento no son capturadas completamente por las características socioeconómicas de los estudiantes, ya que existen escuelas privadas que admiten estudiantes de bajos recursos. Estos obtienen un buen desempeño en estas pruebas.

Por último, otros trabajos que apuntan hacia los factores de escuela como principales condicionantes del desempeño son los realizados por Bonilla (2011) para Colombia, Banco Mundial (2005) para México y León, et al. (2004) para Chile. En el primero, se determina que la jornada escolar es la principal causa de las desigualdades educativas: los estudiantes que asisten a escuelas con única jornada (mañana o tarde) obtienen un mejor desempeño que los que van a colegios con doble jornada. En los dos últimos, se estima que las características del profesorado tienen un gran peso sobre el desempeño escolar, en particular, encuentran una relación positiva entre la calidad de los profesores y el rendimiento académico.

3.2. Relación entre la titularidad del centro y el rendimiento escolar

Los trabajos empíricos realizados en economía de la educación sobre la relación entre el rendimiento académico y titularidad de centro escolar, al igual que en el caso de los factores determinantes, no han encontrado resultados homogéneos. Así, en algunos casos se encuentra una relación significativamente positiva, esto es, el asistir a un centro educativo de carácter privado condiciona y favorece el desempeño del estudiante, mientras que en otros no. Por lo tanto, no hay deducciones que permitan establecer una generalidad sobre este tipo de relación (Bishop & Woessmann, 2004).

3.2.1. Evidencia en los países desarrollados

Del primer grupo, hay evidencia empírica que sugiere que los estudiantes que asisten a los centros escolares de carácter privado tienen más posibilidades de alcanzar un nivel de educación superior y mayores salarios [Dearden, et al. (2011) para Reino Unido], más posibilidades de terminar el bachillerato y encontrar un empleo [Vella (1999) para Australia] y un mayor éxito escolar [Coleman y Hoffer (1987) y Coleman, et al. (1982) para los Estados Unidos]. Así mismo, para el conjunto de los países participantes en PISA, West y Woessmann (2010) y Fuchs y Woessmann (2007) encontraron que el desempeño en lectura, matemáticas y ciencias es mejor en los colegios privados que en los públicos¹⁸.

De igual manera, se ha determinado que el asistir a colegios privados gestionados y/o de carácter religioso también favorece el rendimiento de los estudiantes [Schultz y McDonald (2013), para los Estados Unidos, y Levin (2002), para Holanda]. En particular, Figlio y Stone (2001) y Neal (1997) encontraron que este tipo de escuelas favorece el desempeño de quienes pertenecen a minorías étnicas en los Estados Unidos, ya que las escuelas públicas a las que tendrían acceso estos estudiantes son de bajo rendimiento.

En el segundo grupo, se encuentran trabajos que sostienen que, tras incluir como variables de control las características del alumno y de su familia el efecto positivo de la titularidad del centro sobre el desempeño académico desaparece [Mancebón y Muñiz (2008) y Calero y Escardíbul (2007) para España], o se vuelve débil al considerar tanto factores observables como inobservables [Altonji, et al. (2005) y Gamoran (1996) para los Estados Unidos]. De hecho, Donkers y Robert (2008) para un conjunto de 19 países pertenecientes a la OCDE y empleando los datos de PISA 2000, hallan evidencia de sesgos de selección¹⁹ y encuentran, después de contralar por las variables socioeconómicas de los estudiantes, que los centros privados obtendrían peores resultados en matemáticas que los colegios públicos. Kirjavainen y Loikkanen (1998)

¹⁸ Cabe anotar que en este conjunto, también se encuentran países en vías de desarrollo, tales como los latinoamericanos.

¹⁹ El sesgo de selección se presenta cuando algunos de los *inputs* incorporados en la FPE, como los ingresos familiares y el nivel educativo de los padres, influyen tanto en el rendimiento académico como en la elección del tipo de centro escolar al cual asisten los estudiantes.

para Finlandia hallan, incluso, que el efecto del tipo de centro escolar sobre el desempeño académico es negativo.

Ahora bien, desde el punto de vista teórico, la economía de la educación ha planteado que las brechas escolares entre las escuelas de carácter público y privado puede deberse al nivel existente de competencia entre las instituciones educativas y al hecho de que los centros privados tienden a tener una mayor autonomía en su gestión, lo que consecuentemente los llevaría a ser más eficientes. Sin embargo, los estudios empíricos en estos aspectos siguen encontrando resultados ambiguos.

En ese sentido, OCDE (2014) con base en los resultados de PISA 2012, sugiere que el mejor rendimiento de los estudiantes no está relacionado con el nivel de competencia de los centros escolares. Más aún, en OCDE (2011) se advierte que los países participantes en PISA 2009, con una mayor proporción de colegios privados, no obtienen mayores puntajes en estas pruebas. Sin embargo, Woessmann, et al. (2009) encuentran que la existencia de colegios privados incrementa la competencia entre los centros educativos, incluidos los públicos, y dicha competencia se relaciona de manera directa con el desempeño académico de los estudiantes.

Respecto a la autonomía, Benton (2014) realizando un análisis de los datos de PISA 2009, separando los colegios públicos y privados, no encuentra relación alguna entre autonomía y rendimiento escolar. Steinberg (2014), con datos de la ciudad de Chicago, encuentra por un lado una estrecha relación entre nivel de autonomía y desempeño educativo en lectura; pero por otro, no encuentra esta relación para el rendimiento en matemáticas. Por último, Hanushek, et al. (2013), a partir de una muestra de 42 países conformada con los datos de PISA 2000-2009, determina que la autonomía es beneficiosa en los países desarrollados y de alto desempeño, pero afectaría de forma negativa a los países en vías de desarrollo y con bajo rendimiento.

3.2.2. Evidencia en los países en vías de desarrollo

Para Costa Rica, Fernández y Del Valle (2013), tras controlar por un amplio conjunto de factores socioeconómicos y características de escuela, estiman una relación directa entre la titularidad del centro y la puntuación media en lectura, matemáticas y ciencias, en favor de los colegios privados, en las pruebas PISA 2009. De igual forma,

Montero, et al. (2012) determinaron que los estudiantes que asisten a colegios públicos, en la jornada diurna en Costa Rica, obtienen peores resultados en PISA 2009 que los que van a los privados, una brecha significativa al 10% que no se presenta en el caso de los centros públicos nocturnos.

Por su parte, Gamboa y Waltenberg (2012), empleando la información PISA 2006-2009, encuentran que la desigualdad en desempeño educativo en los países latinoamericanos participantes en estas pruebas está entre el 1% y 25%, dependiendo del año y el país; un rango relativamente alto comparado con los otros países participantes. El Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación -LLECE-, con base en los resultados del SERCE, también calcula diferencias en rendimiento escolar entre los colegios públicos y privados, que favorecen a estos últimos. Sin embargo, Cervini (2012), al “reanalizar” dichos resultados, concluye que, si bien siguen presentándose brechas escolares, estas son menores a las estimadas por el LLECE²⁰.

En el caso de Brasil, Sampaio y Guimaraes (2009) identifican grandes diferencias, en términos de eficiencia, entre las escuelas públicas y privadas. Estiman que la brecha entre estos dos tipos de centro es de 10 puntos porcentuales, en favor de los colegios privados. Además, al evaluar las diferencias educativas con base en los indicadores de Gini, si bien se han encontrado reducciones significativas, la relación entre el Gini educativo y la educación media fue negativa: a mayor logro educativo, menor es la distribución equitativa (Lorel, 2008). Por último, Waltenberg (2005) determina que las desigualdades en rendimiento educativo en Brasil, son las más altas entre los países participantes en PISA.

Para Colombia, Mina (2004) estima que, sobre el rendimiento académico de los estudiantes, solo influyen de forma positiva y significativa el gasto en educación (efecto marginalmente superior en los municipios rurales) y la presencia de escuelas privadas, aunque este último resultado es ambiguo porque no se comprueba que se dé por la competencia entre los establecimientos educativos. Como argumenta el autor, la demanda de educación en Colombia está más determinada por las limitaciones de plazas en la elección de los centros que por su calidad. No obstante, Gaviria (2002) muestra

²⁰ El autor advierte que, dado el distinto enfoque metodológico que empleó, esta conjetura no puede aplicarse con certeza a cada país en particular. Aun así, afirma que es posible encontrarse con diferencias en desempeño escolar menores a las encontradas por el LLECE.

que el aumento del gasto educativo público en los años noventa no mejoró la calidad de las escuelas públicas, ni solucionó los fallos causados por el “esquema de incentivos” en la educación pública. Nuñez, et al. (2002) encontraron que los estudiantes de escuelas privadas obtuvieron significativamente mayores puntuaciones (regional y urbano-rural). Pero, aquellos colegios públicos administrados por la iglesia (educación contratada) obtuvieron un mejor desempeño comparado con las escuelas del sector privado. En relación con las diferencias en rendimiento académico, los autores plantearon que estas no son uniformes, ya que los colegios públicos son más eficientes para los estudiantes de estratos socioeconómicos bajos.

Por último, Jimenez, et al. (1991), para Colombia, Filipinas, República Dominicana, Tanzania y Tailandia, y Jimenez y Cox (1991) para Tanzania y Colombia, encuentran, controlando por factores socioeconómicos, una relación directa entre la titularidad del centro escolar y la puntuación obtenida por los estudiantes en las pruebas de matemáticas y lectura. Los estudiantes que asisten a colegios privados obtienen, en promedio, una mayor puntuación que los que van a colegios públicos. Lockheed y Bruns (1990) si bien hallan que los estudiantes de los centros privados en Brasil obtienen un mejor rendimiento en matemáticas, no lo hacen en lengua portuguesa.

Entre los estudios que no encuentran relación entre la titularidad del centro escolar y el desempeño académico de los estudiantes, se encuentran los elaborados por Oliveira, et al. (2013), que encuentran para Brasil que los estudiantes de octavo grado con mal desempeño académico tendrían incluso peores resultados si asistieran a escuelas privadas. Krüger y Formichella (2012), para Argentina, estudian si el carácter dual de la educación (público-privado) es la principal causa de las brechas educativas, y evidencian que no hay una relación clara entre el rendimiento escolar y el tipo de institución educativa.

En la misma línea, Formichella (2011) halla que la correlación entre la estructura administrativa de la escuela (pública-privada) y el rendimiento escolar de los estudiantes argentinos se desvanece cuando se toma en consideración el entorno socioeconómico de la escuela. Cervini (2003), al considerar las características socioeconómicas y culturales de los centros escolares, no obtuvo diferencias significativas en desempeño escolar entre las escuelas públicas y privadas en matemáticas, pero en lenguaje los centros privados tuvieron un mejor rendimiento.

Finalmente, Lassibille y Tan (2001) no encuentran el efecto positivo de la titularidad del centro educativo sobre el rendimiento escolar en Tanzania. Newhouse y Beegle (1991) para Indonesia, hallan que el efecto de los centros privados es, de hecho, negativo.

En síntesis, la relación entre el desempeño escolar y el carácter público o privado del centro no es contundente. Además, las investigaciones que estiman brechas escolares no identifican las causas de estas diferencias. En función de lo apuntado, el presente trabajo pretende un doble objetivo. Primero, busca determinar los aspectos que explican las divergencias en rendimiento académico entre los centros públicos y privados, en los países de América Latina participantes en PISA 2012. En segundo lugar, incorpora un enfoque metodológico novedoso. Para ello, se utiliza la técnica de descomposición de Oaxaca-Blinder (1973), poco usada en el ámbito de la economía de la educación (más aún en aplicaciones para América Latina). Con ella se determinan los coeficientes estimados de la FPE que explican las diferencias en rendimiento. En el proceso, se hace uso de la metodología de variables instrumentales, para corregir el problema de endogeneidad.

En la siguiente sección se formula el modelo, se describen las técnicas econométricas empleadas y se describen las variables. Así mismo, se explica la metodología Oaxaca-Blinder (1973), exponiendo sus fortalezas y debilidades.

Capítulo 4: Metodología

Para el logro de los objetivos, metodológicamente hablando, se realizan estimaciones de la Función de Producción Educativa (FPE), con base en la información de PISA 2012, realizando la descomposición de Oxaca-Blinder (1973) (OB). Tanto para las estimaciones de la FPE como para la aplicación de la descomposición de OB se empleó la metodología de Variables Instrumentales (VI). Esta se diferencia de la estimación MCO en el supuesto que se establece respecto a la correlación entre las variables explicativas incluidas en la FPE y el término de perturbación de error. En el método MCO se asume que dicha correlación es cero, mientras que en la de VI es distinta de cero. Por lo tanto, se presenta lo que se conoce como el problema de endogeneidad.

Tal situación implica la violación del supuesto del modelo clásico de regresión lineal que plantea que $E(X \cdot \varepsilon) = 0$, por lo que los coeficientes estimados a través de MCO dejan de ser consistentes e insesgados. Si las correlaciones entre X y ε son diferentes de cero, las variables independientes correlacionadas con el término de perturbación del modelo se definen como endógenas.

La metodología de VI se emplea para solucionar el problema de endogeneidad que puede presentarse en la estimación de la FPE, debido a que en ella no todas las variables independientes son exógenas en el sentido estadístico debido a la omisión de variables, o a la selección de la muestra. En particular, en la estructura de la FPE en (1) se reúnen en el término A las habilidades cognitivas de los estudiantes y sus capacidades de aprender. Sin embargo, como señalan Hanushek y Woessmann (2011), estas variables no son directamente observables, por lo que son incluidas en el término de perturbación de error; por lo tanto, pueden estar correlacionadas con al menos una de las variables consideradas en (1').

$$O_{it} = f\left(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}\right) + \varepsilon_{it} \quad (1')$$

Además, los factores de escuela son el resultado de las decisiones de los padres y/u otras instituciones administrativas (variable que no son directamente observables).

Por tanto, estas pueden afectar a las variables escolares. Por ejemplo, a la autonomía de los centros escolares, lo que puede conducir a que exista una correlación diferente de cero entre las características de la escuela y el término de perturbación de error de la FPE.

Si bien la metodología de VI corrige el problema de endogeneidad²¹, este método no permite identificar cuáles son las variables independientes que están correlacionadas con el término de error en la FPE. Por tal motivo, se deben aplicar las pruebas estadísticas para la detección de este problema a cada *input* de la FPE. Se emplearán, específicamente, las propuestas por Durbin (1954) y Wu (1973)-Hausman (1978) para la detección de la endogeneidad. Para validar los instrumentos usados, se emplearán los test desarrollados por Sargan (1958) y Basman (1960), en el caso de las estimaciones a través de Mínimo Cuadrado en Dos Etapas (2SLS) y el de Hansen (1982) para las estimaciones a través del Método Generalizado de Momentos (MGM) y en el de Máxima Verosimilitud con Información Limitada (MVIM) [ver Baum, et al. (2003), Hayashi (2000) y Davison y MacKinnon (1993) para más detalle].

De otro lado usamos la descomposición OB para obtener cuáles son los principales aspectos que explican las diferencias en rendimiento escolar entre las escuelas públicas y privadas. Esta técnica permite analizar a qué se deben las diferencias en resultados alcanzados por dos grupos de individuos a través de dos componentes: una componente explicada por el modelo y una componente inexplicada. Para ello, se calculan sendas regresiones para cada grupo y se analiza qué proporción de la diferencia en resultados alcanzados se debe a la existencia de características observables diferentes entre los dos grupos (en este caso, tipo de colegio). La componente explicada se calcula en función de las diferentes características propias de los individuos de cada grupo (estudiantes de escuelas públicas y estudiantes de escuelas privadas). La componente inexplicada es una componente residual, que no puede ser explicada en función de estas características grupales.

Esta técnica ha sido ampliamente utilizada en los estudios sobre el mercado laboral y se ha extendido a otras áreas, como en el caso de la educación; pero ha sido escasamente empleada en el ámbito del rendimiento escolar, más aún en el caso de

²¹ En la sección 4.4 se explica y desarrolla esta metodología, al igual que los enfoques empleados para la estimación de la FPE.

países latinoamericanos. A continuación, se ofrece un repaso de los trabajos que utilizan la técnica de OB en el ámbito educativo.

Oreiro y Valenzuela (2013) aplican la descomposición OB para analizar la evolución entre los años 2003-2006 del desempeño en matemáticas de los estudiantes uruguayos que realizaron las pruebas PISA. Encuentran que hay una leve mejoría en rendimiento, explicada por el aumento de la eficiencia del sistema educativo, en particular, del sector público. Gertel, et al. (2012) la emplean para determinar si la heterogeneidad en las características de los estudiantes afectan a las diferencias en desempeño académico entre Argentina, Chile y México. Estiman que hay un mayor rendimiento de Chile con respecto a Argentina, y de este comparado con México, causadas por las diferencias en características entre estos países. Ramos, et al. (2012) la usan para obtener los factores que explican las diferencias en desempeño escolar entre los estudiantes de escuelas rurales y urbanas de Colombia. Estiman que el mejor desempeño de los estudiantes de colegios urbanos se debe a las diferencias en características familiares. Sánchez (2011) emplea OB para explicar a qué se debieron las diferencias en desempeño educativo en Colombia entre los estudiantes que pertenecen a una etnia y los que no²². Estima que la mayor puntuación, obtenida por los no étnicos en las pruebas SABER 11 del año 2010 se debe a los factores no observables del modelo.

Fuera del ámbito latinoamericano, Barrera-Osorio, et al. (2011) utilizan la técnica de OB para identificar los factores que influyeron en los cambios en rendimiento en matemáticas de los estudiantes indonesios entre los años 2003 y 2006. La puntuación media entre estos años aumenta, fundamentalmente, por el incremento del número de profesores. García, et al. (2010) aplican el método para hallar los determinantes que incidieron en las diferencias regionales en desempeño escolar en España. Concluyen que las diferencias en las características socio-familiares de los estudiantes son el principal factor de las brechas educativas regionales. Por último, Ammermüller (2004) empleó la técnica para explicar las diferencias que se dieron entre Finlandia y Alemania en las puntuaciones obtenidas por los estudiantes en PISA 2000. Estima que el menor rendimiento de los estudiantes alemanes, comparados con los finlandeses, se debe a la

²² El autor define como etnia a "... una comunidad humana definida por afinidades raciales, lingüísticas y culturales entre otros factores" (Sánchez, 2011, p. 1).

alta variabilidad en las características de sus estudiantes, en relación con los de Finlandia.

Como se ve, las anteriores aplicaciones no estuvieron orientadas hacia la determinación de los aspectos que expliquen las diferencias en desempeño escolar entre los estudiantes de escuelas públicas y privadas. Tampoco emplearon la metodología de VI en las estimaciones para cada tipo de centro en combinación con la técnica OB. El presente trabajo se enfoca a explicar las diferencias en resultados entre los centros públicos y privados, empleando para tal propósito la técnica de descomposición de OB; e incorporando en ella estimaciones a través de VI con el objetivo de obtener coeficientes consistentes e insesgados y evitar el posible sesgo en la estimación de los mismos. Todo esto supone un aporte metodológico novedoso.

4.1. Formulación del modelo econométrico a estimar

Con base en la estructura de la expresión (1), el modelo (2) se corresponde con la función de producción educativa que se estima para los países latinoamericanos participantes en PISA 2012, para cada una de las competencias evaluadas (lectura, matemáticas y ciencias).

$$PT_i^{(t)} = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i f_i^{(t)} + \sum_{i=m+1}^h \beta_i p_i^{(t)} + \sum_{i=h+1}^w \beta_i s_i^{(t)} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Donde $PT_i^{(t)}$ denota la puntuación media de los cinco valores plausibles del estudiante i en el periodo t , en las pruebas PISA 2012. El primer sumatorio reúne las características individuales del estudiante i en el periodo t , por lo que el i -ésimo coeficiente β_i con $i = 1, \dots, m$ mide el impacto de cada una de ellas sobre el rendimiento medio en cada área. En el segundo sumatorio, se agrupan las características familiares del estudiante i en el periodo t . En el último están considerados los aspectos de la escuela. Por lo tanto, cada coeficiente β_i con $i = m + 1, \dots, h$ y β_i con $i = h + 1, \dots, w$ captura el efecto de las características familiares y de escuela sobre el rendimiento escolar respectivamente.

Las variables o *inputs* incluidos en (2) están descritos en la Tabla 3, tomando como referencia lo aportado por las investigaciones de economía de la educación revisadas en la sección anterior. A continuación se describen los inputs incorporados en la ecuación (2)

4.2. Variables incluidas en la FPE

Como se ha visto en la sección 3, los trabajos realizados tanto en el ámbito internacional como en el regional, han encontrado que el rendimiento académico escolar está asociado con las características propias del estudiante, de su familia y del centro al cual asiste. También con el entorno socioeconómico y cultural dentro y fuera de las aulas de clase. En el presente apartado, se describen las variables que se proponen en este trabajo como determinantes del desempeño. Su selección se ha realizado con base en las investigaciones descritas en el apartado anterior, y en el análisis exploratorio de la base de datos. Estas variables han sido incluidas en el modelo (2) y definidas en la Tabla 3.

4.2.1. Características individuales

La evidencia empírica sobre los efectos que tienen las características individuales ha determinado que el género es un elemento fundamental en el desempeño escolar de los estudiantes, razón por la cual se ha incorporado en el modelo (2) la variable *sexo*. Esto permitirá evidenciar si existe o no un mejor desempeño por competencias entre géneros. De acuerdo con los resultados obtenidos por los estudios en general, se espera, para el caso de los países latinoamericanos participantes en PISA 2012, estimar brechas significativas por género. En particular, que las mujeres obtengan, en promedio, una mayor puntuación en comprensión lectora que los hombres (Cárcamo & Mola, 2012; Woessmann, 2010). De otro lado, que los hombres tengan mejores resultados en matemáticas y ciencias, en relación con las mujeres (Vegas & Petrow, 2007).

Tabla 3: Descripción de las variables independientes de la FPE.

| Variable | Definición |
|--|---|
| Individuales - $f_i^{(t)}$ - | |
| <i>sexo</i> | Variable dicotómica. Toma valor de 1 si el estudiante <i>i</i> es mujer, 0 si es hombre. |
| <i>norepitente</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas ST07Q01, ST07Q02 y ST07Q03. Toma el valor de 1 si el estudiante <i>i</i> no repitió curso ni en primaria, ni secundaria ni media, 0 si repitió curso. |
| <i>esfuerzo</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST53Q04. Toma el valor de 1 si el estudiante <i>i</i> siempre busca información adicional para aclarar problemas, 0 en caso contrario. |
| <i>disciplina</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST81Q01. Toma el valor de 1 si el estudiante <i>i</i> declara que en casi todas las clases los estudiantes escuchan, 0 en caso contrario. |
| Familiares - $p_i^{(t)}$ - | |
| <i>libros</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST28Q01. Toma el valor de 1 si en el hogar del estudiante <i>i</i> hay al menos 200 libros, 0 menos de 200 libros. |
| <i>educamadre</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas ST13Q01, ST14Q01, ST14Q02 y ST14Q03. Toma el valor de 1 si el nivel educativo de la madre del estudiante <i>i</i> es de al menos bachillerato, 0 en caso contrario. |
| <i>educapadre</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas ST17Q01, ST18Q01, ST18Q02 y ST18Q03. Toma el valor de 1 si el nivel educativo del padre del estudiante <i>i</i> es de al menos bachillerato, 0 en caso contrario. |
| <i>empmadre</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a la pregunta ST19Q01. Toma el valor de 1 si el empleo del padre del estudiante <i>i</i> es de medio tiempo o tiempo completo, 0 en caso contrario. |
| Escolares - $s_i^{(t)}$ - | |
| <i>publico</i> | Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si el centro educativo al que asiste el estudiante <i>i</i> es público, 0 si es privado. |
| <i>STRATIO</i> | Variable continua. Índice construido por la OCDE que indica la proporción Alumno/Profesor. |
| <i>SCMATEDU</i> | Variable continua. Índice construido por la OCDE que mide la calidad de los materiales educativos del centro al cual asiste el estudiante <i>i</i> . |
| <i>autonomia</i> | Variable dicotómica construida a partir de las respuestas a las preguntas SC33Q01A, SC33Q01B, SC33Q02A, SC33Q02B, SC33Q03A, SC33Q03B, SC33Q04A, SC33Q04B, SC33Q05A, SC33Q05B, SC33Q06A, SC33Q06B, SC33Q07A, SC33Q07B, SC33Q08A, SC33Q08B, SC33Q09A, SC33Q09B, SC33Q10A, SC33Q10B, SC33Q11A, SC33Q11B, SC33Q12A, SC33Q12B. Toma el valor de 1 si el director del centro educativo al que asiste el estudiante <i>i</i> es autónomo en las decisiones señaladas en las preguntas anteriores, 0 en caso contrario. |
| <i>SCHSIZE</i> | Variable continua. Corresponde al número de estudiantes matriculados en el centro educativo al que asiste el estudiante <i>i</i> . |

*Las preguntas con las que fueron construidas algunas de las variables independientes incluidas en (2) están descritas en el Anexo 7. Para las variables instrumentales ver Anexo 8.
Fuente: Elaboración propia.

Como medida del logro y aptitudes académicas del estudiante, se considera la condición de no repetidor. Para ello, se ha creado la variable dicotómica *norepitente*, que tiene como categoría base el haber repetido al menos un curso a lo largo de su vida escolar. Por tanto, toma el valor de uno si el estudiante no presenta lo que la literatura define como rezago escolar. La influencia de dicha condición sobre el desempeño académico debe ser positiva. Esto es, aquellos estudiantes que no presentan rezago

escolar deben de tener, en las tres competencias, una mayor puntuación media que los que si han repetido al menos una vez (Oreiro & Valenzuela, 2013; Méndez & Zerpa, 2011).

Para medir la motivación y las oportunidades de aprender del estudiante, se consideran dos factores. El primero, el nivel de esfuerzo, para lo cual se ha creado la variable dicotómica *esfuerzo*, que toma el valor de uno si el estudiante busca información adicional cuando estudia y/o no comprende el tema de estudio, cero en caso contrario. El segundo, el clima disciplinario en el aula de clase. Así, se incorpora en la FPE la variable *disciplina*, que tiene en cuenta, al tomar el valor de uno, si los estudiantes están atentos a lo que el profesor explica en el aula de clase, cero en caso contrario. La influencia de estos factores sobre el rendimiento académico, debe ser directa. Es decir, los estudiantes que buscan información adicional (dedican más tiempo al estudio) y están atentos a las explicaciones del profesor deben obtener una puntuación media mayor en las pruebas PISA 2012 en relación a aquellos estudiantes que no se esfuerzan o no están atentos en el aula (Post, 2011; Cervini, 2003).

4.2.2. Características familiares

Con propósito de ver cómo impacta el entorno cultural del hogar en el rendimiento académico, se incluye la variable *libros*, que toma el valor de uno si en el hogar hay más de 200 libros, cero si la existencia de los mismos es menor a 200. Este factor refleja, de cierta manera, el nivel educacional, social y económico del hogar, y su efecto sobre el desempeño académico se espera que sea positivo. Así, si en un hogar hay más de 200 libros, la puntuación media del estudiante en las tres competencias evaluadas en PISA 2012 debe de ser mayor que la de los estudiantes cuyos hogares tienen menos de 200 libros (Woessmann, 2010).

Además del anterior indicador del estatus del hogar, se emplea el nivel educativo de los padres. Siguiendo a Hanushek y Luque (2003) y Woessmann (2003a), se crean las variables dicotómicas *educamadre* y *educapadre*, a las cuales se les asigna el valor de uno si el nivel educativo de la madre y del padre es como mínimo bachillerato, cero en caso contrario. La relación entre estas y el desempeño educativo de los estudiantes se espera positiva. Por lo tanto, aquellos estudiantes cuyos padres tienen al menos

bachillerato deben de tener un mejor rendimiento en estas pruebas que los estudiantes con padres por debajo de este nivel educativo (Ayala, et al., 2011; Sánchez, 2011).

Como un último aspecto de las características familiares, se considera el estatus ocupacional del padre, tal y como lo hace Woessmann, et al. (2007), para el conjunto de los países participantes en PISA 2003. De esta manera, se incorpora la variable categórica *emppadre*. Toma el valor de uno, si el tipo de contrato del padre es de medio tiempo o tiempo completo. Si el padre no trabaja o dedica menos de medio tiempo, esta variable toma el valor de cero. Aunque la literatura no ha encontrado una clara relación entre este factor y el rendimiento escolar, se espera, para el caso de los países participantes en PISA 2012, un efecto positivo (Ibid., 2007). Se asume que los padres que están empleados, al menos a media jornada, tienen un mayor ingreso, en relación con los que no. Esto permite que el hogar cuente con más recursos, por lo tanto se espera que el desempeño del estudiante sea mayor.

4.2.3. Características del centro escolar

Para obtener el efecto de la titularidad del centro escolar en el desempeño obtenido por los estudiantes latinoamericanos en PISA 2012, se incluye la variable *publico*, a la que se le asigna el valor de uno si el tipo de colegio es público y cero si es privado. Esta titularidad es fundamental en el presente trabajo, ya que, además de permitir la medición de la brecha público-privado, para los países de América Latina participantes en PISA 2012, es la variable de control con la que se aplicará la técnica de descomposición de OB. Con base en ella, se separan en dos grupos (por tipo de centro) las observaciones que se emplean en las estimaciones. Por lo tanto, al aplicar esta técnica, lo que se pretende aquí, más allá de estimar la superioridad en rendimiento de uno de los dos tipos de centro, es identificar las razones por las cuales se dan las diferencias en desempeño académico escolar entre las escuelas públicas y privadas. Este es el objetivo principal del trabajo.

Además, se tienen en cuenta los siguientes indicadores: 1) *STRATIO*, proporción alumno-profesor, 2) *SCHSIZE*, número de estudiantes matriculados en el centro escolar y 3) *SCMATEDU*, indicador construido por la OCDE, que mide la calidad de los materiales educativos. Este último se emplea como proxy del gasto educativo de los

centros escolares. El efecto esperado de la proporción alumno-profesor y del tamaño del colegio sobre el rendimiento académico es negativo. Reducir esta proporción o el número de estudiantes matriculados se debe reflejar en mayores puntuaciones medias en las pruebas PISA 2012. En cambio, la relación entre la calidad de los materiales educativos con el desempeño debe de ser directa. La inversión en la adquisición o mantenimiento de los materiales educativos supone un aumento del gasto educativo, consecuentemente, el rendimiento escolar debe de ser mayor (Woessmann, 2003a; Hanushek & Luque, 2000).

Por último, se construye e incorpora a la FPE la variable dicotómica *autonomia*. Toma el valor de uno si tanto el director del colegio como los profesores deciden sobre todas las instancias importantes de la institución, cero en caso contrario; siguiendo la propuesta de Hindrinks, et al. (2010), que construyen un índice para medir y capturar el efecto de la autonomía a partir de las decisiones que se toman en el centro educativo sobre la elaboración y asignación del presupuesto, los contenidos y las asignaturas ofrecidas, el profesorado, la admisión o la evaluación y disciplina del alumnado, entre otros factores. Así, el impacto que se espera de la variable *autonomia* sobre el desempeño de los estudiantes es positivo. Esto es, se espera que los alumnos cuyos centros escolares tienen la autonomía sobre las instancias importantes del colegio deben tener, en promedio, una mayor puntuación, comparados con aquellos que no tienen dicha autonomía.

4.3. Endogeneidad en la FPE

Los *inputs* de la FPE son susceptibles de estar correlacionados con el término de perturbación de error del modelo (2). Por tanto, la correlación entre ellos puede ser diferente de cero. De las características individuales, la condición de no repetidor, el nivel de esfuerzo y la disciplina pueden estar asociados con las capacidades o habilidades innatas del estudiante o con su motivación, factor que no es directamente observable y por esta razón se incluye en el error.

De igual manera, algunas de las características familiares no son capturadas de forma explícita en la FPE y son incluidas en el error del modelo (2). Tal es el caso de las aspiraciones e intereses propios de los padres y las expectativas familiares, por lo que

estas variables (a través del error) pueden estar correlacionadas con uno(s) de los *inputs* del modelo. Por ejemplo, con el nivel educativo de la madre y/o el padre, el tiempo que dedican al trabajo o la cantidad de libros en el hogar.

De los aspectos de escuela, el tamaño de la clase y del colegio, la titularidad del centro y la autonomía pueden depender, a su vez, de la política educativa o de las decisiones que se toman en las instituciones administrativas como los ministerios de educación, o por las disposiciones mismas de los directores y profesores del centro escolar.

También puede existir una correlación distinta de cero entre estos factores de escuela (no observables) con los *inputs* escolares (Hanushek & Woessmann, 2011). Al existir esta correlación, en al menos uno de los *inputs* de la FPE, las estimaciones a través de MCO no son convenientes, porque los coeficientes estimados serían sesgados e inconsistentes, debido a que se está violando uno de los supuestos del modelo clásico de regresión lineal (Greene, 2012; Wooldridge, 2010). Por esta razón, se aplicarán las pruebas de endogeneidad (mencionadas al inicio de este apartado) a cada una de las variables incluidas en el modelo (2), para detectar cuál(es) de ellas es (son) la(s) variable(s) endógena(s). Si se identifican correlaciones, entonces se procederá con la respectiva instrumentalización de la(s) misma(s). Los procedimientos se explican y se desarrollan a continuación.

4.4. Técnicas econométricas empleadas

Las metodologías más usadas para las estimaciones de la FPE son las de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y los Modelos Lineales Jerárquicos (HML por sus siglas en inglés). En los últimos años, el estudio sobre la información referente a encuestas o pruebas en educación se ha concentrado en el análisis HML; ya que las regresiones lineales como las MCO pueden dar una representación incompleta de la eficiencia de los sistemas educativos, al no tener en cuenta los efectos que tienen el modo en que los estudiantes se asignan a los centros educativos o dentro de las clases (Gaviria & Castro, 2005).

Los modelos HML permiten estimar coeficientes más robustos que los obtenidos con MCO al considerar que las unidades estudiadas (estudiantes y escuelas) poseen

características propias relacionadas intrínsecamente a través de la variable dependiente (puntaje escolar)²³. Sin embargo, ni los MCO ni los HML corrigen la posible correlación entre las variables independientes del modelo y el término de perturbación de error, cuestión que sí hace la metodología de variables instrumentales.

Uno de los supuestos básicos del modelo clásico de regresión lineal es que las variables explicativas no están correlacionadas con el término de error estocástico, lo cual implica que la correlación entre estas dos debe ser igual a cero [$E(X \cdot \varepsilon) = 0$]. De esta forma, las variables independientes se consideran como exógenas. De no cumplirse este supuesto, la correlación entre X y ε es diferente de cero. Por eso, no es recomendable la estimación de los coeficientes a través de MCO o HML, ya que los estimadores dejan de ser consistentes e insesgados²⁴.

Para solucionar lo anterior, se propone, entre otros métodos, el de Variables Instrumentales (VI)²⁵. La idea central de dicho método es la siguiente: considerando el modelo $Y = X\beta + \varepsilon$, es posible que un número de variables independientes estén correlacionadas con el error, esto es, k variables contenidas en X con correlación diferente de cero respecto al ε . Supóngase un conjunto l de variables Z tales que $l \geq k$ y Z está correlacionada con X pero no con ε . Dado lo anterior, es posible obtener unos estimadores para β consistentes considerando las correlaciones entre Z y X , X y ε y la incorrelación entre Z y ε (Greene, 2012). En otras palabras, para obtener estimadores de β consistentes cuando $cov(X, \varepsilon) \neq 0$ se requiere de información adicional, información que viene dada en las variables Z de tal forma que $cov(Z, X) \neq 0$ y $cov(Z, \varepsilon) = 0$. De esta manera, Z se define como un conjunto de variables instrumentales para las k variables contenidas en X ²⁶.

²³ Véase Goldstein (2011) y Bryk y Raudenbush (2002).

²⁴ La violación de este supuesto se debe o bien al hecho de que al menos una de las variables independientes, contenida en X , puede estar correlacionada con alguna variable inobservable u omitida en el modelo (contenida en el término de perturbación de error), o bien a que X causa Y y al mismo tiempo Y causa X (doble causalidad o causalidad simultánea).

²⁵ A pesar de que el método de VI ha sido empleado recientemente, la detección de este tipo de problemas tiene su origen en el trabajo realizado por Wright y Wright (1928) para el caso del cálculo de las elasticidades precio-demanda de bienes agrícolas en los Estados Unidos y posteriormente desarrollado por Liviatan (1963) para el caso de los modelos macroeconómicos dinámicos.

²⁶ Con este enfoque, los coeficientes estimados serán insesgados y consistentes tanto si la correlación entre X_i y el ε_i es diferente de cero como si no lo es, pero en caso de que la $cov(X_i, \varepsilon_i) = 0$ lo adecuado es usar el método de MCO (Wooldridge, 2010).

Para calcular los estimadores a través del método de VI, consideramos nuevamente el modelo:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

Donde X corresponde a una matriz de dimensión n por k y el $E(\varepsilon) = 0$, por lo que la $cov(Z, \varepsilon) = 0$ equivale a $E(Z \cdot \varepsilon) = 0$. Partiendo de la no correlación entre las variables instrumentales y el término de error, y teniendo en cuenta que $\varepsilon = Y - X\beta$, se obtiene:

$$\begin{aligned} E(Z \cdot \varepsilon) &= E[Z(Y - X\beta)] = E(ZY - ZX\beta) = E(ZY) - E(ZX)\beta = 0 \\ \Rightarrow E(ZX)\beta &= E(ZY) \therefore \beta = E(ZX)^{-1}E(ZY) \end{aligned} \quad (4)$$

Aplicando el método de los momentos²⁷ a la anterior expresión, se obtienen finalmente los estimadores de VI:

$$\hat{\beta}_{VI} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i x_i' \right)^{-1} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i y_i \right) = \left(\sum_{i=1}^n z_i x_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n z_i y_i \right) \quad (5)$$

Reescribiendo el anterior resultado matricialmente se obtiene:

$$\hat{\beta}_{VI} = (Z'X)^{-1}(Z'Y) \quad (5')$$

Hay que tener en cuenta que el número de instrumentos a emplear deben ser al menos igual al número de variables endógenas, esto es, si k corresponde al número de

²⁷ En este método, lo que se plantea es que en muestras aleatorias un estadístico muestral converge en probabilidad a una constante. Obtiene estimadores de forma intuitiva, igualando los momentos poblacionales (que están en función de los parámetros a estimar) con los momentos muestrales.

variables endógenas y l a los instrumentos, entonces $l \geq k$, en caso contrario, para la matriz $Z'X$ no puede calcularse su inversa y por lo tanto no es posible obtener $\hat{\beta}_{VI}$.²⁸

Una de las propiedades fundamentales del estimador de VI es su consistencia, para verificarla pártase de (5') y téngase en cuenta que $Y = X\beta + \varepsilon$:

$$\hat{\beta}_{VI} = (Z'X)^{-1}[Z'X\beta + Z'\varepsilon] = (Z'X)^{-1}Z'X\beta + (Z'X)^{-1}Z'\varepsilon = \beta + (Z'X)^{-1}Z'\varepsilon \quad (6)$$

Lo que equivale a:

$$\hat{\beta}_{VI} = \beta + \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i x_i'\right)^{-1} \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i \varepsilon_i\right) \quad (6')$$

Todos los vectores en el producto $z_i \varepsilon_i$ se distribuyen idéntica e independientemente y con valor medio igual a cero, debido a que $cov(z_i, \varepsilon_i) = E(z_i \varepsilon_i) = 0$, y con base en la ley de los grandes números: 1) $\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i \varepsilon_i\right) \rightarrow_p 0$. Además, usando el hecho de que $cov(z_i, x) = E(z_i x_i) \neq 0$, se tiene que $\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i x_i' \rightarrow_p |\Sigma_{ZX}|$. Como $|\Sigma_{ZX}| \neq 0$, y por el teorema de la función continua, entonces 2) $\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i x_i'\right)^{-1} \rightarrow_p |\Sigma_{ZX}|^{-1}$. Empleando 1) y 2), se tiene finalmente:

$$\hat{\beta}_{VI} = \beta + \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i x_i'\right)^{-1} \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n z_i \varepsilon_i\right) \rightarrow_p \beta \quad (7)$$

La respectiva matriz de covarianzas del estimador VI es:

$$var(\hat{\beta}_{VI}) = \hat{\sigma}^2 (Z'X)^{-1} (Z'Z) (X'Z)^{-1} \quad \text{con} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \left[(Y - X\hat{\beta}_{VI})' (Y - X\hat{\beta}_{VI}) \right] \quad (8)$$

²⁸ Cuando $l > k$ se dice que hay sobre identificación y cuando $l = k$ se dice que hay identificación exacta.

Este estimador, dentro de todos, tiene la menor varianza posible, y cuanto mayor sea la correlación entre Z y X menor será la varianza. Sin embargo, cuando se compara con la varianza de los estimadores MCO convencionales, la primera es mayor a la segunda, por lo que se pierde en eficiencia a cambio de la consistencia e insesgadez en la estimación de $\hat{\beta}_{VI}$. Cabe aclarar que esta comparación solo se puede realizar cuando X es exógena, de lo contrario, la comparación entre los estimadores MCO y VI no tiene sentido porque los MCO precisamente son inconsistentes.

Además del enfoque anterior, se encuentran tres procedimientos para obtener los estimadores de β , los cuales se emplearán en la estimación de la FPE y la descomposición de OB. Estos son: a) el método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (2sls), b) el Método Generalizado de Momentos (MGM) y c) el de Máxima Verosimilitud con Información Limitada (MVIL). A continuación se explican cada uno de ellos.

4.4.1. Mínimos Cuadrados en Dos Etapas -2sls-

Como su nombre indica, la estimación de β bajo la correlación entre las k variables de X y ε se realiza en dos etapas. La primera, una regresión a través de MCO de las k variables endógenas y sus respectivos instrumentos. El objetivo aquí es obtener los valores estimados de las variables endógenas para luego, como segunda fase, realizar una regresión mínimo cuadrática de Y con base en los valores estimados de las variables endógenas y obtener los estimadores de β , definidos como los estimadores de variables instrumentales bietápicas: β_{VI}^{2sls} . Considérese el caso del modelo lineal estándar con k variables explicativas:

$$Y = X\beta + \varepsilon \Rightarrow y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (9)$$

La expresión (9) se conoce como la Ecuación Estructural (EE). Se supone que el valor medio del término de error es igual a cero [$E(\varepsilon_i) = 0$], que las variables x_{1i}, \dots, x_{li} son exógenas y que hay potencialmente x_{l+1i}, \dots, x_{ki} variables endógenas, de esta manera, respectivamente, las covarianzas con respecto al término de error son

$cov(x_{ji}, \varepsilon_i) = 0, j = 1, \dots, l$, y $cov(x_{ji}, \varepsilon_i) \neq 0, j = l + 1 \dots k$. Se sabe ya que si se estima (9) a través de MCO los parámetros serán sesgados e inconsistentes, por lo que se debe encontrar una variable o un conjunto de variables instrumentales para cada una de las $x_{ji}, j = l + 1 \dots k$.

Para que dichos instrumentos sean válidos se debe cumplirse que: a) las variables no se encuentren especificadas en el modelo²⁹, b) que estén correlacionadas con $x_{ji}, j = l + 1 \dots k$, y c) que no lo estén con el término de perturbación de error. Sea $z_{ji}, j = l + 1 \dots k$, el conjunto de dichas variables instrumentales, que no están incluidas en (6), y cuyas covarianzas son $cov(z_{ji}, x_{ji}) \neq 0, j = l + 1, \dots, k$, y $cov(z_{ji}, \varepsilon_i) = 0$.

Ahora bien, una forma de plantear la correlación entre las variables endógenas y las variables instrumentales es la de establecer una relación lineal entre ellas, en la cual se incluyan las $x_{ji}, j = 1 \dots l$, es decir, que contenga las variables exógenas explícitas en (9) tal y como sigue³⁰:

$$x_{ji, j=l+1 \dots k} = \pi_{j0} + \sum_{m=1}^l \pi_{jm} x_{mi} + \sum_{m=l+1}^k \alpha_{jm} z_{mi} + \mu_{ji} \Rightarrow M = Z\Pi + \mu \quad (10)$$

donde cada uno de los coeficientes α_{jm} representan las covarianzas entre la variable endógena y las variables exógenas, esto es, $\alpha_{jm} = cov(z_{mi}, x_{ji}) \neq 0, m = j = l + 1 \dots k$, con lo cual α_{jm} debe ser distinto de cero y estadísticamente significativo³¹. Además, la $cov(z_{mi}, \mu_{ji}) = 0, m = j = l + 1 \dots k$, y se supone que $E(\mu_{ji}) = 0, j = l + 1 \dots k$, lo cual hace que $cov(z_{mi}, \mu_{ji}) = E(z_{mi}\mu_{ji}) = 0, m = j = l + 1 \dots k$.

Dado lo anterior, para obtener los estimadores de β bajo la correlación entre $x_{ji}, j = l + 1 \dots k$, y ε_i el método 2sls opera de la siguiente manera. Como una primera fase, se calculan los coeficientes Π de la Forma Reducida –FR- [expresión (10)] a través

²⁹ Ello implica que aun las $x_{ji}, j = 1 \dots l$, siendo exógenas no pueden utilizarse únicamente como variables instrumentales para $x_{ji}, j = l + 1 \dots k$. A esta condición, junto con la incorrelación con el error, se le conoce con el nombre de Restricciones de Exclusión.

³⁰ Dado que tanto $x_{ji}, j = 1 \dots l$, como $z_{ji}, j = l + 1 \dots k$, son exógenas cualquier combinación lineal entre ellas también es exógena, esto quiere decir que, cualquier combinación lineal entre ellas no está correlacionada con el error ε_i (Wooldridge, 2010).

³¹ El contraste o prueba de hipótesis que plantea para la significancia de los parámetros es conjunta, por lo que $H_0: \alpha_{l+1} = \dots = \alpha_k = 0$ y debe contrastarse con la distribución F .

de MCO y con base en ellos se obtienen los valores estimados para x_{ji} , $j = l + 1 \dots k$. Lo que se hace en esta etapa es obtener un instrumento óptimo \hat{x}_{ji} , $j = l + 1 \dots k$, para x_{ji} , $j = l + 1 \dots k$, resultado de la “combinación” lineal de múltiples instrumentos. La aplicación de MCO a la FR conduce a que los coeficientes estimados para Π sean:

$$\hat{\Pi} = (Z'Z)^{-1}Z'M \quad (11)$$

Sustituyendo (11) en (10) y desarrollando el producto:

$$\hat{M} = Z\hat{\Pi} = Z(Z'Z)^{-1}Z'M \Rightarrow \hat{x}_{ji} = \hat{\pi}_{j0} + \sum_{m=1}^l \hat{\pi}_{jm}x_{mi} + \sum_{m=l+1}^k \hat{\alpha}_{jm}z_{mi} \quad (10')$$

La segunda etapa del método 2sls emplea o incluye los valores de \hat{x}_{ji} , $j = l + 1 \dots k$, en la expresión (9). Luego, aplica nuevamente MCO para obtener los coeficientes estimados para β , de esta manera:

$$y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^l \beta_j x_{ji} + \sum_{j=l+1}^k \beta_j \hat{x}_{ji} + \varepsilon_i \Rightarrow Y = X_1\beta_1 + \hat{M}\beta_2 + \varepsilon = \hat{X}\beta + \varepsilon \quad (9')$$

Con $\hat{X} = [X_1 \quad \hat{M}]$ y $\beta' = [\beta_1 \quad \beta_2]$. Los correspondientes coeficientes estimados a través de MCO son³²:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{M}'M & \hat{M}'X_1 \\ X_1'M & X_1'X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{M}'Y \\ X_1'Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{M}'\hat{M} & \hat{M}'X_1 \\ X_1'\hat{M} & X_1'X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{M}'Y \\ X_1'Y \end{bmatrix} \quad (12)$$

³² Para el resultado, debe tenerse en cuenta que la matriz $Z(Z'Z)^{-1}Z'$ de (10') es idempotente e igual a $Z(Z'Z)^{-1}Z' = (I - H)$, por lo tanto, (10') puede expresarse como $\hat{M} = (I - H)M \Rightarrow \hat{M}M = \hat{M}'\hat{M}$. Además, como $X_1'Z(Z'Z)^{-1}Z' = X_1'$, entonces $X_1'M = X_1'\hat{M}$.

Ahora, si X_I se regresa en Z entonces se obtiene un ajuste perfecto, es decir, $\hat{Z} = X_1$. Y si se hace uso de la matriz idempotente $(I - H)$, entonces (9) puede expresarse como:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} M'(I - H)M & M'(I - H)X_1 \\ X_1'(I - H)M & X_1'(I - H)X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} M'(I - H)Y \\ X_1'(I - H)Y \end{bmatrix} = (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'Y \quad (12')$$

Teniendo en cuenta que las columnas de la matriz \hat{X}' se calculan con base en las predicciones de las regresiones que se realizan de las correspondientes columnas de X en Z , entonces la expresión (12') puede expresarse como sigue (Greene, 2012):

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'Y = [[Z(Z'Z)^{-1}(Z'X)]'[Z(Z'Z)^{-1}(Z'X)]]^{-1}[Z(Z'Z)^{-1}(Z'X)]'Y \\ &= [(X'Z)(Z'Z)^{-1}(Z'X)]^{-1}[(X'Z)(Z'Z)^{-1}Z']Y \end{aligned} \quad (13)$$

Operando las transpuestas de matrices y la inversa de la expresión entre corchetes, el estimador bietápico corresponde a³³:

$$\hat{\beta}_{VI}^{2sls} = (Z'X)^{-1}(Z'Z)(X'Z)^{-1}(X'Z)(Z'Z)^{-1}Z'Y \quad (14)$$

El estimador 2sls puede ser calculado a través de la información contenida en Y , Z y X . Cuando hay identificación exacta, esto es, cuando el número de variables endógenas es igual al número de variables exógenas ($k = l$), entonces el $\hat{\beta}_{VI}^{2sls} = \hat{\beta}_{VI}$, por lo que (14) se reduce a:

$$\hat{\beta}_{VI}^{2sls} = (Z'X)^{-1}Z'Y = \hat{\beta}_{VI} \quad (14')$$

³³ Téngase en cuenta las siguientes propiedades de matrices. Siendo A y B dos matrices definidas, entonces $(AB)' = (B'A')$. Además, $(AB)^{-1} = (B^{-1}A^{-1})$ y que $(A^{-1})' = (A')^{-1}$.

La respectiva matriz de varianzas y covarianzas del estimador 2sls corresponde a:

$$\text{var}(\hat{\beta}_{VI}^{2sls}) = \hat{\sigma}_{VI}^2(Z'X)^{-1}(Z'Z)(X'Z)^{-1} \quad \text{con} \quad \hat{\sigma}_{VI}^2 = \frac{1}{n} \left[(Y - X\hat{\beta}_{VI}^{2sls})'(Y - X\hat{\beta}_{VI}^{2sls}) \right] \quad (15)$$

4.4.2. Método Generalizado de Momentos

Para la estimación de los parámetros de VI se emplea el método de los momentos, no obstante, existen casos en los cuales el número de momentos poblacionales difiere del número de parámetros a estimar (lo que se requiere aquí es que estos sean iguales), por lo que este método no resulta eficiente. Una alternativa para realizar estimaciones bajo esta situación la ofrece el Método Generalizado de Momentos (MGM), el cual no solo usa toda la información disponible en la muestra, sino que también permite realizar las estimaciones cuando el sistema está sobredeterminado³⁴ [ver Arellano (1987)].

Para obtener los estimadores del modelo (9) a través del MGM, se procede de la siguiente manera. Siguiendo a Baum, et al. (2007), Baum (2006), Baum, et al. (2003) y Hayashi (2000), el modelo lineal (9) se reescribe como:

$$Y = X\beta + \varepsilon = [X_1 \quad X_2][\beta_1' \quad \beta_2']' + \varepsilon \quad (16)$$

donde cada vector fila del modelo (16) es $y_i = x_i\beta + \varepsilon_i$, $i = 1, \dots, n$, X_1 contiene las variables endógenas con k_1 parámetros y X_2 las variables exógenas (incluidas en el modelo) con $k_2 = k - k_1$ parámetros a estimar. Como se supone que

³⁴ Dentro de los trabajos que desarrollaron por primera vez el MGM se destacan los de Sargan (1958) y Malinvaud (1970), pero solo con el realizado por Hansen (1982) este método alcanza un importante desarrollo teórico, ya que en él se incluyen como casos particulares la estimación de parámetros obtenidos a través de los métodos de MCO, VI, 2sls y en algunos casos los estimadores de Máxima Verosimilitud, sin embargo, hay que tener en cuenta que el MGM precisa condiciones de ortogonalidad que se usan para encontrar los estimadores que minimicen una función objetivo, y no de una función de densidad como tal (Deina & Mauleón, 1995).

$E(\varepsilon_i) = 0$ y dado que X_2 contiene las variables exógenas, entonces $cov(x_{2i}, \varepsilon_i) = E(x_{2i}\varepsilon_i) = 0$.

Sea Z el conjunto de instrumentos de dimensión n por l , el cual contiene l_1 instrumentos excluidos de (9) y $l_2 = l - l_1$ instrumentos incluidos en (9) o los *included instruments/exogenous regressor* (Baum, et al., 2007). De esta forma, el conjunto será igual a $Z = [Z_1 \ Z_2]$ y no está correlacionado con el error, es decir, $cov(z_i, \varepsilon_i) = E(z_i\varepsilon_i) = 0$, con $i = 1, \dots, n$. Este último, proporciona las condiciones de ortogonalidad³⁵ del cual se obtienen los estimadores MGM. La existencia de l instrumentos arroja un conjunto de l momentos, esto es³⁶:

$$g_i(\beta) = z_i'\varepsilon_i \Rightarrow g_i(\beta) = z_i'(y_i - x_i\beta) \quad (17)$$

donde g_i es de dimensión l por 1 y dada la exogeneidad de los l instrumentos, existen l condiciones de momentos o condiciones de ortogonalidad:

$$E[g_i(\beta)] = E[z_i'\varepsilon_i] = 0 \Rightarrow E[g_i(\beta)] = E[z_i'(y_i - x_i\beta)] = 0 \quad (18)$$

La expresión (18) se denomina como la ecuación de momentos muestrales, la cual para algún estimador $\hat{\beta}$ y los l momentos muestrales, puede escribirse de la siguiente forma:

$$\bar{g}(\hat{\beta}) = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\beta) \right] = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i'(y_i - x_i\beta) \right] \therefore \bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z' \hat{\varepsilon} \quad (19)$$

La idea es encontrar un estimador $\hat{\beta}$ para β tal que (19) se aproxime lo más posible a cero. Si el modelo a estimar está exactamente identificado ($k = l$), entonces

³⁵ La ortogonalidad es una generalización de la condición geométrica de la perpendicularidad. Dos vectores a y b , pertenecientes a un espacio vectorial C con producto interior ($a \in C$ y $b \in C$), son ortogonales si el producto escalar de (a, b) es igual a cero. Simbólicamente, se representa como $a \perp b$.

³⁶ Teniendo en cuenta que $y_i = x_i\beta + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$, corresponde a la i -ésima fila de (16) y como el elemento a_{ij} del vector β es constante para estas filas, β no lleva el subíndice i .

se obtendrán tantas l condiciones de momentos (ecuaciones) como incógnitas, por lo que es posible obtener los estimadores $\hat{\beta}$ con k coeficientes que hacen que (19) sea igual a cero, de hecho, estos estimadores serán iguales a los $\hat{\beta}_{VI}$, pero si (16) está sobre identificado ($k > l$) no es posible encontrar los estimadores que hagan de (19) igual a cero, ya que el número de ecuaciones será mayor al de incógnitas (Baum, et al., 2007).

Para resolver el sistema de forma general, incluso en el caso de que $k > l$, se introduce una matriz de ponderaciones W de tamaño l por l y se construye una forma cuadrática para la condición de momentos de forma que:

$$J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})'W\bar{g}(\hat{\beta}) \quad (20)$$

Si se sigue que los errores son homocedásticos y no están correlacionados, entonces la matriz W óptima en este caso, corresponderá al estimador de³⁷:

$$\Sigma = E \left[\bar{g}(\hat{\beta})\bar{g}(\hat{\beta})' \right] = \frac{1}{n}E[\sum_{i=1}^n z_i z_i' (y_i - x_i' \beta)^2] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sigma z_i z_i' = \frac{1}{n} \sigma(Z'Z) \quad (21)$$

Para estimar la matriz W puede utilizarse el estimador eficiente de White (1980) en el que se incorporan los residuos del modelo, por tanto debe contarse con un estimador β consistente para poder obtenerlos, tal y como el estimador $\hat{\beta}_{VI}^{2sls}$ que ignorando heterocedasticidad lo es³⁸.

La expresión (20) corresponde a la función objetivo a minimizar, por tanto, la solución consiste en encontrar los estimadores $\hat{\beta}$ para β tales que minimicen (20) los cuales corresponden a los estimadores MGM. El problema de optimización es:

³⁷ En caso de heterocedasticidad, el estimador óptimo es $\Sigma = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega z_i z_i' = \frac{1}{n} (Z' \Omega Z)$.

³⁸ White (1980) propone $Var(\beta) = \frac{1}{n} \left(\frac{1}{n} X'X \right)^{-1} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 x_i x_i' \right) \left(\frac{1}{n} X'X \right)^{-1}$ como el estimador consistente bajo heteroscedasticidad. Reescribiendo la varianza, $Var(\beta) = n(X'X)^{-1} S (X'X)^{-1}$, con $S = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 x_i x_i' \right)$.

$$\hat{\beta}_{VI}^{MGM} \equiv \arg \min_{\hat{\beta}} J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})'W\bar{g}(\hat{\beta}) \quad (22)$$

Derivando $J(\hat{\beta})$ con respecto a $\hat{\beta}$, con W como constante, se obtienen k condiciones de primer orden $[\frac{\partial J(\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} = 0]$ y al resolver el sistema de ecuaciones, el resultado es el siguiente:

$$\hat{\beta}_{VI}^{MGM} = [(X'Z)W(Z'X)]^{-1}(X'Z)W(Z'Y) \quad (22')$$

El estimador $\hat{\beta}_{VI}^{MGM}$ es consistente para cualquier matriz de ponderaciones W simétrica y definida-positiva. Si se usa $(Z'Z)^{-1}$ como dicha matriz, entonces los estimadores MGM será los mismos estimadores 2sls:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{VI}^{MGM} &= [(X'Z)(Z'Z)^{-1}(Z'X)]^{-1}(X'Z)(Z'Z)^{-1}(Z'Y) \\ &= (Z'X)^{-1}(Z'Z)(X'Z)^{-1}(X'Z)(Z'Z)^{-1}(Z'Y) = \hat{\beta}_{VI}^{2sls} \end{aligned} \quad (23)$$

De acuerdo con Baum, et al. (2007), la respectiva matriz de varianzas-covarianzas asintótica para $\hat{\beta}_{VI}^{MGM}$ dada una matriz de pesos W arbitraria es³⁹:

$$Var(\hat{\beta}_{VI}^{MGM}) = (Q'_{XZ}WQ_{XZ})^{-1}(Q'_{XZ}WSWQ_{XZ})(Q'_{XZ}WQ_{XZ})^{-1} \quad (24)$$

con $Q_{XZ} = E(x'_i z_i)$ y S como la matriz $l \times l$ de varianzas-covarianzas asintótica de las g condiciones de momentos dada como sigue:

$$S = Var[\bar{g}(\beta)] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} E(Z' \varepsilon \varepsilon' Z) \quad (25)$$

³⁹ Algunos paquetes estadísticos, como STATA, calculan la varianza del estimador $\hat{\beta}_{VI}^{MGM}$ normalizado con $1/n$, por lo que $Var\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\hat{\beta}_{VI}^{MGM}\right) = \frac{1}{n}(Q'_{XZ}WQ_{XZ})^{-1}(Q'_{XZ}WSWQ_{XZ})(Q'_{XZ}WQ_{XZ})^{-1}$ (Baum, et al., 2007, p. 469).

Hayashi (2000) define S como la varianza de la distribución limitada de $\sqrt{n} \bar{g}$ y bajo los supuestos estándar, el estimador $\hat{\beta}_{VI}^{MGM}$ es \sqrt{n} -consistente, es decir, $\sqrt{n}(\hat{\beta}_{VI}^{MGM} - \beta)$ converge a una distribución normal con media cero y varianza $Var(\hat{\beta}_{VI}^{MGM})$, sin embargo, al igual que ocurre con la varianza del estimador $\hat{\beta}_{VI}^{2sls}$, la varianza de los estimadores MGM serán mayores a los de MCO. Además, la eficiencia del estimador MGM no está garantizada dada una matriz W arbitraria; esto es, que dentro de todos los posibles estimadores $\hat{\beta}_{VI}^{MGM}$, no hay garantía de que este tenga la mínima varianza entre todos los estimadores (Baum, et al., 2007)⁴⁰.

4.4.3. Máxima Verosimilitud con Información Limitada

Cuando en los modelos solo se cuenta con una ecuación, se dice que el modelo cuenta con información limitada ya que “ignora” la información contenida en las demás ecuaciones. Esto es, si en un sistema las estimaciones se realizan ecuación por ecuación, se descarta la información que tienen las demás al momento de estimar los parámetros. No obstante, desde el punto de vista del cálculo, estos presentan una mayor simplicidad que los modelos con información completa (Greene, 2012). Los métodos para obtener los coeficientes estimados cuando se tiene solamente una ecuación son los MCO, 2sls, MGM y por su puesto, los de Máxima Verosimilitud con Información Limitada (MVIL)⁴¹.

Existen varios enfoques para la estimación de los parámetros MVIL [véase Greene (2012), Baum, et al. (2007), Mariano (1982), Pagan (1979) y Schmidt (1976)]. No obstante, se ilustra solamente el propuesto por Davison y MacKinnon (1993, p. 649)⁴², ya que este es el que se emplea en las estimaciones a través de este enfoque. Los autores definen los estimadores de clase k como:

⁴⁰ En los trabajos de Cragg (1983) y Cumby, et al. (1983) se encuentran algunas extensiones del estimador asintótico de la matriz de varianzas-covarianzas para el caso de los estimadores 2sls heterocedástico (H2sls) que son estimadores mejorados de $\hat{\beta}_{VI}^{2sls}$ y calculados a través de lo que se conoce como el método trietápico (3SLS).

⁴¹ Los estimadores MVIL fueron propuestos por Anderson y Rubin (1949), quienes también introdujeron el test para la restricción de la sobre identificación en las estimaciones con variables endógenas.

⁴² El paquete estadístico STATA proporciona las salidas de la matriz de varianzas-covarianzas de Davison y MacKinnon (1993, p. 650) para los estimadores MVIL al operar con el comando *ivreg2*.

$$\hat{\beta}_k = [X'(I - kM_Z)X]^{-1}[X'(I - kM_Z)Y] \quad (26)$$

con M_Z como la *annihilation matrix*. La expresión (26) es la generalización de los estimadores MCO, VI y evidentemente los estimadores MVIL. Para el primer caso, el valor $k = 0$. El segundo, $k = 1$ y finalmente, para obtener los estimadores MVIL el valor de k debe ser igual λ , que corresponde a los valores propios de MVIL que se obtienen al resolver el siguiente problema de optimización:

$$\hat{\beta}_{VI}^{MVIL} \equiv \arg \min_{\hat{\beta}} J(\hat{\beta}) = n \frac{\hat{\varepsilon}(\hat{\beta})' [Z(Z'Z)^{-1}Z'] \hat{\varepsilon}(\hat{\beta})}{\hat{\varepsilon}(\hat{\beta})' \hat{\varepsilon}(\hat{\beta})} \quad (27)$$

Por último, la matriz de varianzas-covarianzas para (26) y (27) corresponde a⁴³:

$$\text{var}(\hat{\beta}_{VI}^{MVIL}) = \hat{\sigma}^2 [X'(I - \lambda M_Z)X]^{-1} \quad (28)$$

Estos tres enfoques metodológicos, 2sls, MGM y el MVIL, se emplean para estimar la FPE en cada una de las tres competencias evaluadas en PISA 2012. Así, se determinan los principales factores asociados con el rendimiento en lectura, matemáticas y ciencias. Al incluir la titularidad de centro como *input* escolar, se estima si hubo o no brechas significativas en desempeño académico entre los colegios públicos y privados de los países latinoamericanos participantes en PISA 2012. Posteriormente, se aplica la descomposición de OB, controlando a través de la titularidad del centro escolar; es decir, se realizan las estimaciones para los colegios públicos y privados de forma separada. Por último, con el ánimo de identificar las causas de las brechas escolares entre las escuelas públicas y privadas, se incorporan los coeficientes estimados y los *inputs* de la FPE en la descomposición OB, técnica que se describe a continuación.

⁴³ Como se mencionó, si $\lambda = 1$ la expresión (26) corresponde a los $\hat{\beta}_{VI}$, por lo que la respectiva matriz de varianza-covarianza es $\text{var}(\hat{\beta}_{VI}) = \hat{\sigma}^2 (Z'X)^{-1} (Z'Z) (X'Z)^{-1} = \hat{\sigma}^2 [X'(I - M_Z)X]^{-1}$.

4.5. La Descomposición de Oaxaca-Blinder

La metodología Oaxaca- Blinder -OB- fue desarrollada por primera vez en sendos artículos publicados independientemente en 1973 por Ronald Oaxaca (1973), de la University of Arizona, y Alan Blinder (1973), de la Princeton University. En ellos, los autores pretendían observar en qué medida la discriminación en función de la raza o el género afectaba a los salarios cobrados en el mercado de trabajo americano. Desde entonces, esta técnica ha sido utilizada en numerosas ocasiones, habitualmente en economía laboral, para estudiar los efectos de la discriminación salarial⁴⁴.

El método desarrollado permite analizar a qué se deben las diferencias en resultados alcanzados por dos grupos de individuos a través de dos componentes, una componente explicada por el modelo y una componente inexplicada. Para ello, se calculan sendas regresiones para cada grupo y se analiza qué proporción de la diferencia en resultados alcanzados se debe a la existencia de características observables diferentes entre los dos grupos. Por un lado, la componente explicada se calcula en función de las diferentes características propias de los individuos de cada grupo. Por otro lado, la componente inexplicada es una componente residual, que no puede ser explicada en función de estas características grupales.

En numerosos trabajos, la componente inexplicada se identifica con el hecho de que los miembros de los grupos estudiados sean tratados de forma diferente, esto es, que exista algún tipo de discriminación que se plasme en diferencias en resultados con un origen diferente al de las dotaciones factoriales de cada grupo. En realidad, este residuo estaría recogiendo también toda aquella parte inexplicada por el modelo planteado, parte que incluye la omisión de características relevantes no incorporadas al modelo o de componentes inobservables. Así, las diferencias en resultados pueden estar motivadas por causas de índole distinta a las recogidas por la ecuación del modelo. Es importante

⁴⁴ Diversos estudios empíricos han utilizado esta metodología para analizar la existencia de discriminación en mercados de trabajo latinoamericanos. Véase Artal et al. (2009), Bernat (2005), Tenjo y Herrera (2009) y Barraza (2010) la utilizan para el caso colombiano, encontrando evidencia sobre la existencia de discriminación por género en diversas áreas metropolitanas. Quiñones y Rodríguez (2011) la emplean para estudiar las diferencias en los retornos de la educación para Bogotá y doce áreas metropolitanas en Colombia, tuvieron en cuenta el posible problema de endogeneidad al corregir el sesgo de selección a través de la propuesta de Heckman (1979), emplearon la ecuación de Mincer (1974) y estimaciones MCO.

tener en cuenta que, si la ecuación explicativa adoptada no contiene toda la información relevante, su poder explicativo va a sesgar los resultados obtenidos con el procedimiento de OB. La componente inexplicada trataría de determinar hasta qué punto las diferencias salariales no obedecen a características diferentes, sino a un trato diferencial que es independiente de dichas características.

Para ello se construye un contrafactual de manera que tratemos a los dos grupos por igual. De este modo, los coeficientes hallados en la estimación econométrica de la ecuación contrafactual para uno de los grupos muestrales son empleados en el otro grupo muestral, lo que permite asumir que ambos grupos reciben el mismo trato. Así, las diferencias en resultados entre los dos grupos, medidas en base a la variable endógena a explicar, son explicadas en función de las componentes explicada e inexplicada. La primera recogería un efecto de características, basado en las diferencias en resultados obtenidos entre el primero de los grupos y el contrafactual. La segunda, un efecto de coeficientes, que se obtiene de las diferencias observadas entre el segundo de los grupos y el contrafactual.

Esta última componente también incluirá cualquier otro elemento residual. Esto es, en primer lugar, se calcula una primera componente que explica hasta qué punto las diferencias entre grupos se deben a diferencias en dotaciones. En segundo lugar, se estima una segunda componente en función del aprovechamiento de las dotaciones. Dicha componente se suele asociar con una medida de discriminación en el mercado de trabajo.

La metodología OB aplicada a la comparación de resultados académicos en función carácter público o privado de los centros permitirá, en primer lugar, constatar si efectivamente se dan diferencias significativas en rendimiento escolar, y en segundo, evaluar en qué medida dichas diferencias se deben a características diferenciales entre los centros y los alumnos, y si es así cuáles de estas características influyen más en la diferencia de resultados (componente observado o efecto de características). Las diferencias en resultados académicos entre colegios públicos y privados debidas a características pueden estar originadas porque los centros presenten, en media, diferencias en gestión, infraestructuras, profesorado, exigencia, disciplina o en características de los estudiantes (por ejemplo características socioeconómicas).

En el caso particular de este trabajo doctoral, en donde el rendimiento escolar de los alumnos se aproxima a través de los resultados en las pruebas de PISA, la componente no observada no se puede identificar propiamente con un efecto de discriminación en la puntuación alcanzada en función del tipo de centro, ya que las respuestas son de evaluación objetiva y las pruebas están corregidas por personal ajeno a los centros de estudio. Por tanto, al no poder hablar propiamente de discriminación, la componente inobservada se deberá a un efecto de coeficientes que recoge las diferencias en la utilización de los factores disponibles en los distintos centros públicos y privados, así como al diferente aprovechamiento de las características de los alumnos. Por otro lado, recogerá todos aquellos factores no recogidos por el modelo.

Aunque no existe discriminación como tal en cuanto a la existencia de un sesgo en la asignación de las notas, la posible diferencia en resultados sí se puede deber a una diferencia en el trato o discriminación entre colegios públicos y privados con origen en la diferencia en dotaciones. Esto es, la discriminación se podría poner de manifiesto en las diferentes características de los centros y los alumnos que finalmente redundan en diferencias en resultados académicos. Dichas diferencias no aparecerían entonces recogidas por el efecto coeficientes y la componente inobservada, si no que estarían asociadas a la interpretación de las diferencias en características.

Si se trabajara con resultados de evaluaciones diseñadas y corregidas en los propios centros, además, sí que podría estar presente un efecto de discriminación, en función de que existiera un sesgo en la corrección que hiciera que alumnos con las mismas capacidades cognitivas de los centros públicos o privados sacaran sistemáticamente notas diferentes una vez que se controlara por la igualdad en características de centros y de alumnos. Esto podría ser debido al hecho de que el nivel de exigencia en los centros públicos o privados fuera, en media, mayor o menor. O también al hecho de que existieran incentivos de cualquier tipo a sesgar las notas de las evaluaciones.

4.5.1. Descripción metodológica

Siguiendo la exposición y notación utilizada por Jann (2008), partimos de una variable Y para la que nos interesa estudiar la diferencia de resultados obtenidos por los

individuos que pertenecen dos grupos distintos: A y B . La diferencia en el valor esperado en la variable para cada uno de los grupos se puede expresar como:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) \quad (29)$$

Donde X representa el vector de características observables o dotaciones poseídas que agrupa a las variables que explican Y e incluye un término constante. De acuerdo a la regresión lineal de Y sobre X :

$$Y_i = X'_i \beta_i + \varepsilon_i, \quad E(\varepsilon_i) = 0 \quad i \in (A, B) \quad (30)$$

Siendo β el vector de coeficientes que incluye un término independiente y ε el término de error. Teniendo en cuenta que $E(\beta_i) = \beta_i$ y que $E(\varepsilon_i) = 0$, de (29) y (30) tendremos:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A + E(\varepsilon_A) - E(X_B)' \beta_B - E(\varepsilon_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (31)$$

La expresión (31), que nos da las diferencias en resultados debidas a las características grupales puede reescribirse en función de una triple descomposición de la siguiente manera:

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta_B + E(X_B)' (\beta_A - \beta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}' (\beta_A - \beta_B) \quad (31')$$

Así, tendremos que las diferencias grupales entre los resultados de dos grupos A y B , suponiendo que nos interesa observar estas diferencias para el grupo B eligiendo a A como grupo de referencia⁴⁵, se pueden deber a tres factores:

⁴⁵ Para hallar descomposición para el grupo A eligiendo a B como contrafactual se procedería de un modo similar: $R = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta_A + E(X_A)' (\beta_A - \beta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}' (\beta_A - \beta_B)$

$$R = D + C + I \quad (32)$$

La primera componente

$$D = \{E(X_A) - E(X_B)\}'\beta_B \quad (33)$$

es el denominado efecto dotaciones y recoge las diferencias debidas a las distintas características (o diferencias en dotaciones, ya que los individuos de cada muestra tienen, en media, características diferentes) de los individuos de cada grupo. Esto es, la diferencia en resultados que se produciría en el grupo B si sus individuos tuvieran, en media, las mismas características que los individuos del grupo A .

La segunda componente

$$C = (X_B)'(\beta_A - \beta_B) \quad (34)$$

recoge el efecto de las diferencias en los coeficientes, incluido el término independiente. Esto es, la diferencia en resultados que se produciría en el grupo B si este grupo de individuos obtuviera los mismos coeficientes que los del grupo A . Así, tendríamos la diferencia entre cómo la estimación del modelo valoraría las dotaciones del grupo B , de acuerdo a cómo las valora para el grupo A , y cómo la estimación las valora realmente.

Finalmente, la tercera componente

$$I = \{E(X_A) - E(X_B)\}'(\beta_A - \beta_B) \quad (35)$$

es un término de interacción que recoge el hecho de que las diferencias tanto en dotaciones como en coeficientes se dan simultáneamente entre los dos grupos.

De este modo, la estimación de los coeficientes en (31') quedaría como:

$$\hat{R} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}_B' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (36)$$

En algunas ocasiones, la descomposición se lleva a cabo a través de dos componentes, en vez de tres, Así, partiendo de la existencia de un vector de coeficientes no discriminatorios β^* , podemos reescribir (36) del modo siguiente:

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta^* + \{E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_A)\} \quad (37)$$

Los dos componentes serían:

$$R = D + I \quad (38)$$

La primera componente

$$D = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \beta^* \quad (39)$$

sería la parte en la diferencia en resultados que es explicada por la diferencia en características.

La segunda componente

$$I = \{E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_A)\} \quad (40)$$

recogería el efecto inobservado, que aunque se suele identificar con el efecto discriminatorio estaría recogiendo todas las diferencias debidas a las componentes no observadas en las variables explicativas.

En este caso, la determinación de las componentes pasaría, en primer lugar, por realizar una estimación del vector β^* . Para ello, Cotton (1988) y Reimers (1983) sugieren realizar una media simple o ponderada de β_A y β_B . Neumark (1988) propone calcularlo en función de una regresión que tenga en cuenta toda la información muestral de los grupos A y B . Oaxaca y Ransom (1994) dan un paso más allá al proponer emplear una matriz de pesos relativos en las estimaciones, lo que al igual que en el procedimiento propuesto por Neumark (1988) permite utilizar toda la información muestral para hallar los coeficientes, a la vez que ponderar esta información.

Si solo existe discriminación hacia los miembros de uno de los grupos, por ejemplo discriminación hacia el grupo B , los valores estimados se podrían hallar como

$$\hat{R} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_A + \bar{X}_B' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (41)$$

Y si la discriminación se produce hacia los miembros del grupo A tendríamos:

$$\hat{R} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}_A' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (42)$$

4.5.2. Descomposición de los efectos en función de las variables explicativas

A partir de las estimaciones planteadas, resulta sencillo descomponer las diferencias en resultados en función de los efectos que sobre cada componente tienen cada una de las variables explicativas. Para ello, simplemente hay que plantear el efecto total como una adición de los efectos individuales. Este hecho resulta de especial interés para el análisis econométrico, pudiendo determinar en qué medida las diferencias en resultados se deben a las distintas dotaciones en cada una de las variables explicativas, lo que podríamos denominar dotaciones factoriales de cada grupo, o a las diferencias en rendimientos que los distintos grupos obtienen de cada uno de los factores. Así, siendo \bar{X}_{iA} y \bar{X}_{iB} las dotaciones medias de cada variable explicativa i (con $i= 1 \dots N$) para cada grupo A y B y $\hat{\beta}_{iA}$ y $\hat{\beta}_{iB}$ los coeficientes correspondientes, tendríamos que:

$$\hat{D} = \sum_i (\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB})' \hat{\beta}_{iB} \quad (43)$$

$$\hat{C} = \sum_i \bar{X}_{iB}' (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB}) \quad (44)$$

$$\hat{I} = \sum_i (\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB})' (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB}) \quad (45)$$

4.5.3. Limitaciones

La metodología propuesta por OB ha recibido diversas críticas (Ospino, et al., 2010; Riach & Rich, 2002). Las mismas giran en torno a la interpretación de las componentes observada y no observada y a problemas de especificación e identificación del modelo con el que se trabaja. En primer lugar, ya se ha planteado que la componente inexplicada se suele asociar con una medida de discriminación para alguno de los grupos estudiados, si bien las diferencias entre coeficientes pueden deberse a la omisión de variables o características relevantes no recogidas en el modelo. El hecho de trabajar con muestras amplias de individuos con características muy diferentes provocará que existan numerosos elementos inobservables que recogerá el componente no explicado de OB. Así será difícil determinar hasta qué punto este componente es consecuencia de la discriminación o de los problemas de especificación del modelo y de las componentes no observadas.

Otro problema apuntado por Madden (1999) es que la metodología de OB mide la discriminación en función de las dotaciones de factores existentes en cada grupo y el rendimiento que se puede obtener de dichas dotaciones. Esto es, no se tiene en cuenta que la discriminación se puede producir en el acceso a las dotaciones. Además, el uso de medias grupales impide obtener resultados comparativos a nivel individual dentro de la muestra.

Con todo, el principal problema de esta metodología radica en la identificación de las variables explicativas del modelo cuando se trabaja con variables dicotómicas, algo habitual en economía laboral y economía de la educación. Varios son los trabajos que han puesto de relieve esta cuestión (Jann, 2008; Yun, 2005; Horrace & Oaxaca,

2001; Oaxaca & Ransom, 1999). Al trabajar con este tipo de variables se hace necesario utilizar un grupo de referencia, al cual no se asigne la categorización, con el fin de evitar la multicolinealidad perfecta. El problema radica en que, al utilizar OB, los resultados de la descomposición cambian en función del grupo que se elija como referencia. Puesto que la elección del grupo es arbitraria, nos encontraremos ante un problema de identificación, por lo que se verán alterados los resultados relativos a la variable dicotómica. Si bien, tal y como apuntan Oaxaca y Ransom (1999), el valor general de la descomposición y el componente de las dotaciones o componente explicado no se verán alterados, sí que habrá cambios en la componente no explicada y se alterará la parte de esta componente que es atribuida a diferencias en los coeficientes y en los términos independientes.

Debido a que en el modelo propuesto en la presente aplicación empírica se hace uso de variables explicativas dicotómicas, se seguirá la metodología propuesta por Jann (2008), basada en los trabajos de Yun (2005) y Gardeazabal y Ugidos (2004), y que permite que los resultados de la descomposición de OB sean independientes de la elección de la categoría omitida, usada como base. Los resultados obtenidos serían iguales a la media de los resultados que se obtendrían si se aplicara la metodología utilizando, cada vez, una categoría base diferente. El método consiste en plantear desviaciones en los coeficientes de cada una de las categorías de las variables dicotómicas con respecto a una media general, de manera que todas sumen cero.

Formalmente, consideramos que tenemos D_j , $j = 1, \dots, k - 1$, variables ficticias o *dummy* que representan a una variable categórica con k categorías. β_0 es el término independiente. Se plantea el modelo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \epsilon \quad (48)$$

Que puede reescribirse como

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \beta_k D_k + \epsilon \quad (49)$$

si se hace que β_k esté restringido a un valor cero. Sea

$$c = (\beta_1 + \dots + \beta_k)/k \quad (50)$$

$$\tilde{\beta}_0 = \beta_0 + c \quad \text{y} \quad \tilde{\beta}_j = \beta_j - c, \quad j = 1, \dots, k \quad (51)$$

el modelo transformado, que es idéntico al modelo sin transformar y conduce a estimaciones similares, será

$$Y = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 D_1 + \dots + \tilde{\beta}_k D_k + \epsilon, \quad \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j = 0 \quad (52)$$

En el caso de trabajar con modelos que contengan distintas categorías de variables ficticias, las transformaciones se aplicarán a cada grupo de variables. Del mismo modo, las transformaciones también pueden ser aplicadas a variables resultantes de la interacción de las variables categóricas con variables continuas, si bien c no se añadiría al término independiente, sino al efecto principal de la variable continua.

También es posible aplicar OB cuando la variable categórica es la variable dependiente (Fairlie, 2005), siendo la técnica compatible con la utilización de modelos *logit* y *probit*.

Finalmente, hay que señalar que, al utilizar OB, la gran mayoría de trabajos plantean modelos lineales estimados mediante MCO, si bien propiamente la descomposición puede realizarse utilizando otras técnicas de estimación. Lógicamente, la metodología adolecerá de los problemas derivados de los errores de especificación presentes en el modelo con el que se trabaja. Aunque la inmensa mayoría de trabajos empíricos que utilizan el método conceden más atención a los resultados de la descomposición que a las técnicas de estimación, lo cierto es que si se trabaja con estimadores MCO y estos no son insesgados los resultados de la descomposición de OB serían inconsistentes y podrían inducir a error. Por este motivo, es muy importante acompañar la descomposición de OB de estimaciones robustas, tales como las obtenidas con la metodología de VI.

4.6. Síntesis acerca de la propuesta metodológica empleada

Finalizada la revisión sobre los principales aspectos metodológicos que orientan este trabajo empírico, se explica a continuación, de forma sintética, la manera en que las metodologías analizadas van a ser implementadas en la presente tesis doctoral.

Dado que tanto los *inputs* individuales, familiares o escolares, incluidos en la FPE, pueden estar correlacionados con el término de error del modelo, se han mostrado tres enfoques metodológicos que se emplean para dar solución al problema de endogeneidad: a) Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, b) Método Generalizado de Momentos y c) Máxima Verosimilitud con Información Limitada. Como la metodología de variables instrumentales no permite identificar específicamente cuáles de los *inputs* están potencialmente correlacionados con el error (variables endógenas), entonces, en primer lugar, se aplicará a cada uno de los *inputs* los estadísticos de prueba existentes para la detección de endogeneidad.

Al detectar endogeneidad en la FPE, se procederá a instrumentalizar el modelo; esto es, a incorporar en él variables correlacionadas con los *inputs* (endógenos) de la FPE, pero no con el error (variables instrumentales). Posteriormente, se realizan las estimaciones del modelo a través de 2sls, MGM y MVIL, lo que suministrará coeficientes estimados consistentes e insesgados. De esta forma, se encontrarán los factores condicionantes del rendimiento escolar, en los países de América Latina participantes en PISA 2012, en las tres competencias evaluadas. Específicamente, se establecerá si hay o no diferencias en desempeño académico, entre los colegios públicos y privados en latinoamérica.

Al presentarse diferencias significativas en rendimiento académico, se realizará nuevamente las estimaciones de la FPE, controlando por tipo de centro escolar (público y privado), utilizando la técnica OB y la metodología de variables instrumentales. Con ello, se identificarán las principales causas de la divergencia en el desempeño académico, entre los alumnos de escuelas públicas y privadas, en América Latina, objetivo central del presente trabajo. En la siguiente sección, se muestran los resultados obtenidos.

Capítulo 5: Resultados

En el presente apartado se muestran e interpretan los principales resultados de la estimación de la FPE para los países latinoamericanos participantes en PISA en el año 2012, en lectura, matemáticas y ciencias. Inicialmente, se presentan las estimaciones a través de la metodología sugerida por la OCDE de estimación por plausibles, la cual toma cada uno de los cinco valores plausibles como variable dependiente y corrige las desviaciones estándar de los coeficientes estimados. En segundo lugar, se explican los resultados obtenidos con base en la metodología VI. Aquí, se toma como variable dependiente el valor promedio de los cinco plausibles, en cada una de las competencias evaluadas.

En tercer lugar, se discuten los resultados de la aplicación de la descomposición de Oaxaca-Blinder (1973), teniendo en cuenta las estimaciones 2sls, MGM y MVIL. No se incluyen las estimaciones MCO porque, como se mencionó en el apartado anterior, al no cumplirse el supuesto de incorrelación entre los *inputs* de la FPE y el término de error del modelo, los coeficientes que suministran son sesgados. Por lo tanto, los resultados de la descomposición OB serían inconsistentes y podrían inducir a error. Por ello, se incorporan en esta técnica estimaciones robustas como las obtenidas con VI, que resuelve el problema de endogenidad, y permite coeficientes consistentes e insesgados.

La base de datos con la que se trabaja fue construida a partir de la información disponible en OCDE (2015). Se trabajó con datos tanto de estudiantes como de escuelas. En total, se tienen 90.799 observaciones para el primer caso y 3.722 para el segundo. Estas observaciones se encuentran distribuidas de la siguiente forma: 1) 9.073 y 352 observaciones -obs.- para Colombia, 2) 5.908 y 226 obs. para Argentina, 3) 19.204 y 839 obs para Brasil, 4) 6.856 y 221 obs. para Chile, 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 (Ibid., 2015).

Uno de los problemas que se tuvo que afrontar en esta investigación, con respecto al uso de la citada base de datos, es que contiene numerosos *missing values*, datos que corresponden a la información sin registro debido a la falta de respuesta de los cuestionarios que deben responder los estudiantes y directores de los centros escolares. Ello puede ser debido, de acuerdo con Cochran (1977), a que el individuo no está en

condiciones de brindar la información requerida; a “... 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.” (Medina & Galván, 2007, p. 11) .

La presencia de *missing values* puede generar sesgos que afectan a la inferencia estadística. Por ello es importante identificar y “sustituir” los datos omitidos. Para ello, existen diferentes métodos de imputación que han ido evolucionando desde la formulación del marco conceptual propuesto por Rubin (1976)⁴⁶. Siguiendo las recomendaciones de Medina y Galván (2007), para el tratamiento de información faltante en encuestas educativas, en este trabajo se emplea la metodología de imputación *hot-deck* a aquellos *inputs* de la FPE que superen el 10% de *missing values* del total de observaciones, antes de realizar las estimaciones econométricas (ver Anexo 9)⁴⁷.

El *hot-deck* es un método no paramétrico que sustituye los registros faltantes (receptores) por la información recogida de una selección aleatoria de valores observados (donantes), lo que evita los sesgos en el estimador y en su desviación estándar. Por esta razón, se considera superior a los métodos de medias condicionadas y no condicionadas y se constituye como una mejor opción que los procedimientos *listwise deletion* y *pairwise deletion* (Durrant, 2009). Otra ventaja de las imputaciones que se realizan con *hot-deck*, es que sus estimaciones son más eficientes que las realizadas a partir de los métodos de imputación múltiple y la regresión paramétrica, ya que preserva la distribución de probabilidad de las variables imputadas (Ibid., 2009).

Esta sección se ha estructurado en dos partes. En la primera, se encuentran los resultados e interpretaciones de las estimaciones de la FPE. En la segunda, están los de la aplicación de la técnica OB. A su vez, en cada una de ellas están organizadas por competencia evaluada en PISA 2012.

⁴⁶ Little y Rubin (2002) clasifican los métodos de imputación de datos faltantes en: 1) análisis de datos completos (*listwise*), 2) análisis de datos disponibles (*pairwise*), 3) imputación por medias no condicionadas, 4) imputación por medias condicionadas mediante métodos de regresión, 4) máxima verosimilitud y 5) imputación múltiple. A estos métodos se añade la metodología *hoc-deck* (Madow, et al., 1985).

⁴⁷ Cabe mencionar que no hay un criterio que determine a partir de qué porcentaje se deben aplicar los métodos de imputación (Medina & Galván, 2007).

5.1. Estimación de la FPE para los países de América Latina, PISA 2012

5.1.1. Comprensión lectora

Teniendo en cuenta la información de la *Tabla 4*, que recoge las estimaciones obtenidas con base en los cinco valores plausibles (VP), la puntuación media en lectura para los países latinoamericanos que participaron en PISA 2012 fue de 359,5 puntos. Costa Rica fue el país con mayor puntuación en esta área (399,5 puntos), seguido por Colombia (392,3 puntos). Desde el punto de vista de los factores individuales, para todos los países estudiados, su efecto sobre el rendimiento casi en su totalidad fue positivo. Específicamente, la condición de no repetidor favoreció en mayor medida la puntuación en lectura en Uruguay y Chile: la puntuación media de los estudiantes de estos países que no repitieron curso fue mayor en 76,9 y 62,3 puntos, respectivamente; comparados con aquellos que sí lo hicieron al menos una vez a lo largo de su periodo escolar (primaria, secundaria y media). Dicho efecto está en concordancia con los resultados empíricos obtenidos por Martin (2011) y Frey (2005).

En relación con el género, y en la misma línea de Woessmann (2010) y Mullis, et al. (2007), las mujeres obtuvieron un mejor rendimiento en lectura comparado con el de hombres, en todos los países analizados. En el caso de Argentina y Uruguay, este diferencial fue el más alto entre los países latinoamericanos. Colombia y Perú ocupan el séptimo y octavo lugar, entre los ocho países, lo que los sitúa como los dos con la menor brecha por género. En cuanto al esfuerzo, el efecto es positivo y estadísticamente significativo en los ocho. México y Argentina lograron la mayor diferencia. Los estudiantes que buscaron información adicional obtuvieron una puntuación mayor en 14,0 y 11,5 puntos, respectivamente, comparados con los que no lo hicieron. El efecto de la disciplina solo fue positivo y significativo en Brasil, Chile, Colombia, México y Uruguay. Estos resultados son acordes a los obtenidos por Post (2011) y García, et al. (2010).

Tabla 4: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación VP. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| <i>constante</i> | 304,57 (20,854)* | 378,21 (12,073)* | 359,59 (15,366)* | 392,33 (16,407)* | 399,52 (15,207)* | 360,95 (6,325)* | 309,13 (26,699)* | 371,73 (11,605)* |
| <i>norepitente</i> | 59,25 (3,862)* | 59,27 (2,150)* | 62,38 (3,084)* | 48,71 (2,583)* | 52,09 (3,825)* | 57,46 (2,360)* | 57,23 (4,039)* | 76,97 (3,908)* |
| <i>sexo</i> | 28,19 (2,768)* | 26,26 (1,645)* | 19,16 (2,441)* | 12,77 (2,804)* | 21,10 (2,217)* | 18,48 (1,158)* | 12,15 (3,243)* | 26,60 (2,730)* |
| <i>esfuerzo</i> | 11,55 (2,868)* | 8,55 (1,667)* | 9,07 (2,442)* | 8,79 (2,899)* | 5,83 (2,990)*** | 14,07 (1,263)* | 11,28 (2,422)* | 9,78 (3,383)* |
| <i>disciplina</i> | -2,69 (4,521) | 7,05 (2,041)* | 7,21 (2,656)* | 9,58 (3,949)** | 5,10 (4,264) | 6,15 (1,572)* | 3,33 (4,010) | 9,91 (3,782)* |
| <i>libros</i> | 23,78 (3,830)* | 7,16 (3,745)*** | 30,04 (3,257)* | 24,85 (4,715)* | 27,00 (4,506)* | 14,30 (2,650)* | 28,65 (5,745)* | 23,07 (4,102)* |
| <i>educamadre</i> | 15,56 (3,285)* | 13,55 (1,897)* | 18,86 (3,037)* | 18,18 (3,366)* | 5,56 (2,735)** | 5,10 (1,405)* | 19,10 (2,853)* | 8,23 (2,839)* |
| <i>educapadre</i> | -3,48 (2,682) | 6,98 (2,058)* | 23,05 (2,790)* | 8,86 (2,940)* | 1,08 (2,705) | 10,19 (1,727)* | 15,79 (3,321)* | 1,03 (3,058) |
| <i>emppadre</i> | 11,75 (5,211) | 6,31 (2,179)* | -11,88 (3,856)* | -3,44 (4,689) | 0,09 (4,221) | 5,64 (1,846)* | 3,62 (3,209) | 5,35 (3,556) |
| <i>publico</i> | -61,35 (6,326)* | -58,19 (5,106)* | -19,42 (5,695)* | -35,09 (10,017)* | -43,00 (10,864)* | -21,32 (5,839)* | -41,49 (8,221)* | -58,97 (7,651)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,08 (0,189) | -0,53 (0,112)* | -0,40 (0,361) | -0,53 (0,301)*** | 0,06 (0,083) | -0,03 (0,032) | -0,13 (0,534) | -0,19 (0,369) |
| <i>SCMATEDU</i> | 3,47 (3,095) | 2,82 (1,756) | 3,33 (1,924)*** | 6,40 (3,544)*** | 7,19 (3,023)** | 8,10 (1,272)* | 10,92 (3,131)* | 7,16 (2,558)* |
| <i>autonomia</i> | 47,94 (18,236)* | 15,26 (10,617) | 1,65 (10,033) | -3,06 (8,360) | 18,62 (9,033)** | 6,56 (3,778)*** | 25,31 (21,844) | 4,13 (6,731) |
| <i>SCHSIZE</i> | 0,03 (0,007)* | 0,01 (0,003)* | 0,02 (0,006)* | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,002)* | 0,03 (0,005)* | 0,01 (0,004)* |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.340 | 29.760 | 5.442 | 4.963 |
| R ² | 34,05% | 33,55% | 37,46% | 23,83% | 32,03% | 23,81% | 36,79% | 39,49% |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay. * sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

En cuanto a las características familiares, los resultados obtenidos para la educación de la madre y su relación con el rendimiento escolar coinciden con los de otros estudios internacionales (Hanushek & Woessmann, 2011; Meunier, 2011; Martins & Veiga, 2010)⁴⁸: el nivel educativo constituye un factor que determina positiva y significativamente la puntuación en lectura obtenida por los estudiantes en todos los

⁴⁸ A partir de aquí, los trabajos citados entre paréntesis denotan resultados similares a los hallados.

países estudiados. En promedio, el rendimiento en lectura de los estudiantes cuya madre tiene al menos bachillerato titulado, variable utilizada también por Hanushek y Luque (2003), es 13,0 puntos superior al de aquellos que no. Perú, Chile y Colombia se ubican como los tres países con el mayor diferencial con 19,1, 18,8 y 18,1 puntos respectivamente. La educación del padre también es un factor determinante en el desempeño académico escolar; no obstante, su efecto fue menor comparado con el de la madre. La mayor influencia de este factor tiene lugar en Chile (23,0 puntos), Perú (15,7 puntos) y Colombia (8,8 puntos). En cuanto al impacto que tienen la cantidad de libros en casa sobre el rendimiento escolar, fue positivo y significativo, al igual que encuentran Crespo, et al. (2012) y Woessmann, et al. (2007). Para el caso del tiempo del empleo del padre, si bien en Woessmann (2003a; 2003b) fue un determinante del desempeño escolar, para la mayoría de los países latinoamericanos estudiados no lo fue: el efecto fue directo y significativo solo en Brasil (6,3 puntos) y México (5,6 puntos) y negativo en Chile (-11,8 puntos).

Desde el punto de vista de los aspectos de la escuela, se encuentran diferencias en rendimiento escolar (lectura) entre los dos tipos de centro: los colegios públicos obtienen un menor desempeño en lectura comparados con los centros privados. En promedio, los colegios públicos están 42,3 puntos por debajo de los privados. Los países donde se presentan mayores diferencias son Argentina (61,3 puntos), Uruguay (58,9 puntos) y Brasil (58,1 puntos). En este aspecto, Colombia, México y Chile son los países con la menor desigualdad en calidad educativa (35,9, 21,3 y 19,4 puntos).

Respecto al impacto de la proporción alumno/profesor (*STRATIO*), se determinó que solo para Brasil y Colombia el efecto fue significativo (negativo), en los demás países no lo fue (Woessmann, 2010; Leuven, et al., 2008). En el caso del tamaño del centro escolar (*SCHSIZE*), medido a través de la cantidad de estudiantes matriculados en el centro, se estima un coeficiente no negativo y significativo en todos los países estudiados. La calidad de los materiales educativos, medida por la variable *SCHMATEDU*, fue un factor determinante en el desempeño de los estudiantes en prácticamente todos los países participantes en PISA 2012 (Argentina y Brasil fueron la excepción). En promedio, por un aumento en una unidad monetaria del gasto educativo, la puntuación obtenida en lectura aumenta en 6,1 puntos. Los países donde el impacto de la calidad de los materiales educativos es mayor son Perú (10,9 puntos), México (8,1 puntos) y Costa Rica (7,1 puntos).

Ahora bien, en relación con la autonomía del centro escolar, se encuentra que solamente para Argentina, Costa Rica y México hay un efecto significativo: los centros escolares con autonomía obtuvieron, en su orden, 47,9, 18,6 y 6,5 puntos más en lectura comparados con los colegios que no tienen autonomía, resultado que está en la vía de lo estimado por Steinberg (2014). En el caso de Colombia, la relación entre la autonomía y el desempeño académico fue negativa pero no significativa. En los demás países, se estima que si bien esta relación es positiva no es significativa. Como se ve, estos resultados siguen siendo ambiguos, tal y como se ha encontrado en otras investigaciones de economía de la educación en este aspecto.

A continuación, se realizarán las interpretaciones de los resultados obtenidos con base en las estimaciones a través de la metodología de variables instrumentales. Como paso previo, se muestran e interpretan los resultados de las diferentes pruebas estadísticas para la identificación y/o detección de la endogeneidad. Los test para la identificación de la endogeneidad son aplicados a cada uno de los inputs de la FPE en las tres competencias. Se encuentra que, para los casos de las variables *esfuerzo* y *disciplina*, hay suficiente evidencia estadística para aceptar una correlación con el error del modelo igual a cero, por lo que son consideradas como variables exógenas (ver Anexo 10 al Anexo 12). De igual forma, los *inputs* familiares y escolares de la FPE no estuvieron correlacionados con el error⁴⁹. Sin embargo, los resultados obtenidos para la condición de no repetidor (*norepitente*), tanto en lectura como en matemáticas y ciencias, revelan problemas de endogeneidad con esta variable.

La hipótesis nula que se plantea en los test para la detección de endogeneidad, hace referencia a que todas las variables consideradas en la FPE son exógenas. A partir de las estimaciones 2sls, al contrastar el *p-value* asociado a los estadísticos Durbin (1954) y Wu (1973)-Hausman (1978) con el nivel de significancia del uno por cien, se encuentra que no hay suficiente evidencia estadística para aceptar dicha hipótesis (*p-value* menor al 1%), lo que sugiere la presencia de endogeneidad en el modelo, a

⁴⁹ Además de las anteriores, se consideraron en la FPE distintas variables independientes como potenciales endógenas. En particular, se realizaron estimaciones incorporando en los *inputs* de la FPE el absentismo escolar, la elección del alumnado para su ingreso a los centros escolares de carácter privado y/o el clima escolar. Al tratarlas como variables potencialmente endógenas, fueron instrumentalizadas a través de la falta de ánimo del estudiante, la falta de respeto del alumno al profesor, tener más de 200 libros en casa, dedicar menos de una hora a la lectura, número total de clases a la semana, el número total de clases en cada una de las áreas y la variable *bullied*. Se determinó que pese a existir evidencia estadística de endogeneidad, los diversos instrumentos empleados no resultaron adecuados en ninguna de las tres competencias.

través de la correlación entre *norepitente* y el error. De igual forma, los test de endogeneidad GMM y Kleibergen-Paap (2006), derivadas de las estimaciones MGM y MVIL, obtienen una probabilidad menor al 1%, lo que corrobora la presencia de endogeneidad (ver Tabla 5, Tabla 10 y Tabla 15).

Para su corrección, se buscaron variables correladas con la variable *norepitente*, pero incorreladas con el término de error del modelo. Las variables instrumentales usadas son: 1) *motivación*, 2) duración de las clases y 3) horas de clases de refuerzo fuera del centro escolar. *Motivación*, *minuesp* y *clasesp* en el caso de lengua; *motivación*, *minumat* y *clasmat* para matemáticas y *motivación*, *minucie* y *clascie* para ciencias. La variable *motivacion* se construye con base en la respuesta que el estudiante da a la pregunta “¿En las últimas dos semanas de clases, cuántas veces se escapó del colegio un día entero?” y toma el valor de uno si su respuesta fue “ninguna vez”, cero en caso contrario. Los instrumentos han sido elegidos en función de su correlación con la variable instrumentada, aunque deben de cumplir el criterio de no correlación con el término de error. Así, por un lado, el que un estudiante asista al colegio lo hace menos propenso a repetir curso. Por el otro, al recibir más clases, bien sea por una mayor duración de las mismas o bien tomándolas fuera del centro, la probabilidad de repetición es menor.

Para la validación de los instrumentos, se plantea la hipótesis de no correlación de estos con el error del modelo. A partir de las regresiones bietápicas (2sls), se aplican los test de identificación y sobre identificación de Sargan (1958) y Basman (1960), y para las regresiones MGM y MVIL, el test de Hansen (1982), los cuales arrojan un *p-value* mayor al 1% (nivel de significancia), por lo tanto, no hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis. Así, el modelo no se encuentra ni sobre identificado ni subidentificado, por lo que los instrumentos empleados son los adecuados (ver Tabla 5, Tabla 10 y Tabla 15)⁵⁰.

⁵⁰ En el caso de Brasil y México, la variable *motivación* no satisfizo los tests de validez de instrumentos y, en su lugar, se usó la variable *prescolar*. La variable toma el valor uno si el estudiante realizó preescolar, cero en caso contrario. Se asume que la educación temprana, como lo es la educación preescolar, fortalece la formación del individuo, por lo que la posibilidad de repetir curso es menor.

Tabla 5: Estadísticos de prueba para la endogeneidad y sobreidentificación de la FPE en comprensión lectora. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Test endogeneidad | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Ho: Las variables son exógenas | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 114,815 (0,000) | 152,876 (0,000) | 99,849 (0,000) | 29,560 (0,000) | 33,235 (0,000) | 593,019 (0,000) | 83,0276 (0,000) | 11,687 (0,001) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 116,892 (0,000) | 154,159 (0,000) | 101,310 (0,000) | 29,614 (0,000) | 33,375 (0,000) | 604,831 (0,000) | 84,1055 (0,000) | 11,681 (0,001) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 110,016 (0,000) | 156,210 (0,000) | 81,773 (0,000) | 22,319 (0,000) | 33,364 (0,000) | 566,711 (0,000) | 81,1768 (0,000) | 10,727 (0,001) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 78,442 (0,000) | 86,386 (0,000) | 71,092 (0,000) | 9,380 (0,000) | 25,912 (0,000) | 305,926 (0,000) | 67,4121 (0,000) | 9,777 (0,002) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 72,175 (0,000) | 82,762 (0,000) | 60,005 (0,000) | 8,721 (0,000) | 27,398 (0,000) | 290,462 (0,000) | 56,2148 (0,000) | 9,721 (0,002) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 42,401 (0,000) | 79,799 (0,000) | 38,716 (0,000) | 20,197 (0,000) | 59,165 (0,000) | 202,871 (0,000) | 70,153 (0,000) | 61,302 (0,000) |
| <i>**Kleibergen-Paap rk Wald F statistic</i> | 14,380 (0,000) | 27,856 (0,000) | 15,650 (0,000) | 7,982 (0,000) | 20,667 (0,000) | 107,226 (0,000) | 38,225 (0,000) | 31,890 (0,000) |
| Test sobre instrumentos | | | | | | | | |
| <i>Sargan chi2(1)</i> | 6,092 (0,048) | 0,643 (0,423) | 4,849 (0,089) | 3,038 (0,219) | 1,544 (0,462) | 1,349 (0,246) | 0,386 (0,535) | 0,023 (0,879) |
| <i>Basmann chi2(1)</i> | 6,081 (0,048) | 0,642 (0,423) | 4,840 (0,089) | 3,033 (0,219) | 1,539 (0,463) | 1,348 (0,246) | 0,385 (0,537) | 0,023 (0,880) |
| <i>Score chi2(1)</i> | (6,012) (0,050) | (0,649) (0,420) | (4,541) (0,103) | (3,021) (0,221) | (1,583) (0,453) | (1,094) (0,296) | (0,344) (0,557) | (0,021) (0,884) |
| <i>Hansen's J chi2(1) MGM</i> | 3,915 (0,141) | 0,357 (0,550) | 3,361 (0,186) | 1,419 (0,492) | 0,993 (0,609) | 0,504 (0,478) | 1,220 (0,269) | 0,022 (0,882) |
| <i>Hansen's J chi2(1) MVIL</i> | 3,450 (0,178) | 16,105 (0,000) | 3,151 (0,207) | 1,354 (0,508) | 0,984 (0,611) | 0,503 (0,478) | 1,205 (0,272) | 0,022 (0,882) |

Variable instrumentalizada: *norepitente*. Instrumentos incluidos: *sexo esfuerzo disciplina libros educamadre educapadre empadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE*. Instrumentos excluidos: *motivacion, minulec, clasesp y prescolar*.

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
*Underidentification test, ** Weak identification test. V.E. Valor del Estadístico, *p*-valor entre paréntesis. Imputación de los datos missing a través de la metodología *hot-deck*.

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

Tras identificar y corregir el problema de endogeneidad, en las Tabla 6, Tabla 7 y Tabla 8 se muestran los resultados de las estimaciones de la FPE para los países participantes en PISA 2012, a través de las tres metodologías de VI. Tanto los coeficientes como las desviaciones estándar resultaron muy similares entre uno y otro enfoque. **En adelante, las interpretaciones de los coeficientes estimados y su relación con el desempeño académico escolar de los estudiantes en comprensión lectora, se realizará teniendo en cuenta el valor promedio de los resultados arrojados por estas tres metodologías para cada país de referencia. El promedio para las tres disciplinas académicas es la referencia que se utiliza en el texto, y se calcula a partir de los resultados de las tablas presentadas. Para ver los resultados en detalle, véase Anexo 13, Anexo 14 y Anexo 15.**

El puntuación promedio obtenido por los estudiantes de los países participantes en PISA 2012 en comprensión lectora es de 284,3 puntos. Brasil, Costa Rica y Uruguay se ubican como los países de mayor rendimiento (349,7, 344,4 y 331,1 puntos). Colombia se encuentra en el cuarto lugar con 318,4 puntos “perdiendo” dos lugares en su posición global al comparar este resultado con el obtenido con base en los VP, sin embargo, aumentó levemente la diferencia con relación al promedio latinoamericano, pasó de 32,8 puntos a 34,1 puntos.

Respecto a las brechas escolares por género, las mujeres puntúan más alto. La brecha media fue de 10,3 puntos y los países con mayor desigualdad en este aspecto son Uruguay y Brasil. Las mujeres estuvieron 22,0 y 19,9 puntos en promedio por encima de los hombres, respectivamente. En Argentina, Colombia y Perú no resultaron significativas. La condición de no repetidor de curso es un factor determinante en esta área para todos los países. Destacan los estudiantes de Argentina y México. La variable esfuerzo también es un determinante significativo: los estudiantes que buscan información adicional a menudo o casi siempre obtienen 7,1 puntos más comparados con los que no. Argentina, México y Colombia ocupan los tres primeros lugares. La disciplina solo es un factor positivo y significativo en Brasil, Colombia, México y Uruguay, y afectó de manera negativa (no significativa) en Argentina y Perú.

Considerando el estatus socioeconómico y cultural del hogar, se encuentra que la cantidad de libros en el hogar influye de forma positiva en el puntuación en lectura. Estudiantes que tienen hogares con más de 200 libros están, en promedio, 16,3 puntos por encima de los que no. El mayor efecto se observa en Chile (28,8 puntos), Perú (21,9 puntos) y Colombia (19,0 puntos) (Crespo, et al., 2012; Woessmann, et al., 2007).

En el caso de la educación de la madre, en todos los países estudiados, su efecto es positivo y significativo. Los estudiantes con madres cuyo nivel educativo es como mínimo de bachillerato, obtienen una puntuación promedio mayor que aquellos estudiantes con madres que no tenían título de bachillerato, resultado que coincide con los de Hanushek y Luque (2003). El valor promedio de este efecto es de 5,2 puntos. Colombia se ubicó como uno de los países con mayor influencia en este aspecto (10,7 puntos), luego de Argentina (13,7 puntos) y Brasil (11,2 puntos). El resultado para la educación del padre no es el mismo que en el caso anterior. En algunos fue negativa y no significativa (Argentina, Costa Rica y Uruguay), mientras que en otros fue positiva y

significativa (Brasil, Chile, Colombia y Perú). Hay que resaltar que el efecto es menor que el alcanzado por el nivel de educación de la madre.

Tabla 6: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación 2sls. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---|---|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 189,72 (24,698)* | 379,64 (12,475)* | 269,62 (19,260)* | 319,60 (31,109)* | 344,82 (15,237)* | 222,56 (13,529)* | 256,10 (15,293)* | 331,13 (10,400)* |
| <i>norepitente</i> | 263,99 (39,100)* | 56,51 (22,894)** | 203,84 (27,620)* | 156,80 (44,373)* | 129,09 (18,057)* | 227,23 (15,501)* | 181,45 (22,025)* | 134,30 (20,360)* |
| <i>sexo</i> | 7,65 (5,4580) | 26,57 (2,930)* | 9,51 (3,083)* | 1,26 (5,489) | 14,16 (3,002)* | 5,51 (1,951)* | 3,89 (2,888) | 22,00 (2,760)* |
| <i>esfuerzo</i> | 9,98 (4,437)** | 8,71 (2,023)* | 6,21 (2,737)** | 7,35 (3,001)** | 5,29 (2,386)** | 10,21 (1,762)* | 5,85 (3,058)*** | 7,20 (2,430)* |
| <i>disciplina</i> | -10,84 (6,844) | 7,17 (2,013)* | 5,57 (3,353)*** | 8,55 (3,829)** | 4,02 (2,924) | 4,46 (2,022)** | -1,15 (3,645) | 6,65 (3,110)** |
| <i>libros</i> | 5,79 (6,025) | 7,25 (2,894)** | 28,89 (3,066)* | 19,17 (5,063)* | 19,64 (4,087)* | 13,60 (2,722)* | 22,02 (4,197)* | 17,15 (3,379)* |
| <i>educamadre</i> | 13,77 (4,348)* | 13,66 (1,866)* | 7,54 (4,022)*** | 10,89 (4,201)* | 1,20 (0,320)* | 0,05 (1,834) | 9,46 (3,401)* | 0,97 (0,532)*** |
| <i>educapadre</i> | -5,22 (4,177) | 7,07 (1,773)* | 19,20 (3,289)* | 10,79 (3,175)* | -2,06 (2,464) | 9,36 (1,775)* | 6,20 (3,562)*** | -1,29 (2,388) |
| <i>emppadre</i> | 11,27 (6,564)*** | 6,38 (1,825)* | -13,75 (4,575)* | 2,45 (4,435) | -3,42 (3,488) | 6,87 (2,224)* | 2,28 (3,493) | 5,19 (3,586) |
| <i>publico</i> | -17,21 (9,740)*** | -58,61 (4,065)* | -1,41 (4,622) | -27,04 (5,582)* | -25,50 (4,712)* | -2,53 (3,161) | -24,87 (5,063)* | -35,37 (7,512)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,08 (0,133) | -0,53 (0,049)* | -0,51 (0,191)* | -0,36 (0,153)** | 0,11 (0,043)** | -0,11 (0,017)* | -0,09 (0,195) | -0,16 (0,167) |
| <i>SCMATEDU</i> | -9,49 (3,183)* | 2,89 (1,051)** | 0,55 (1,486) | 3,40 (1,797)*** | 3,52 (1,396)** | 3,24 (0,894)* | 10,61 (1,183)* | 9,15 (1,419)* |
| <i>autonomia</i> | 35,77 (8,884)* | 15,47 (3,616)* | 8,88 (5,2880)*** | 0,76 (4,288) | 7,49 (11,077) | 6,88 (3,196)** | 2,90 (10,574) | -2,93 (4,161) |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,01 (0,009) | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001)** | 0,02 (0,002)* | 0,00 (0,003) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp minuesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

Tabla 7: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación MGM. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---|------------------------------|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 187,79 (24,995)* | 289,97 (17,412)* | 266,02 (19,678)* | 320,72 (30,813)* | 344,40 (15,251)* | 222,56 (13,521)* | 256,58 (15,222)* | 331,23 (10,379)* |
| <i>norepitente</i> | 268,44 (39,553)* | 230,79 (30,952)* | 210,21 (28,176)* | 155,43 (43,896)* | 129,51 (18,069)* | 227,03 (15,489)* | 180,24 (21,903)* | 134,17 (20,337)* |
| <i>sexo</i> | 7,38 (5,533) | 6,61 (4,087) | 9,11 (3,158)* | 1,36 (5,419) | 14,17 (3,007)* | 5,57 (1,949)* | 3,87 (2,877) | 22,01 (2,758)* |
| <i>esfuerzo</i> | 10,45 (4,493)** | -1,17 (3,096) | 6,26 (2,805)** | 7,35 (2,987)** | 5,35 (2,389)** | 10,15 (1,759)* | 5,86 (3,046)*** | 7,21 (2,428)* |
| <i>disciplina</i> | -11,10 (6,948) | 0,29 (3,166) | 5,48 (3,437) | 8,59 (3,810)** | 3,99 (2,927) | 4,44 (2,021)** | -1,05 (3,631) | 6,66 (3,108)** |
| <i>libros</i> | 5,21 (6,090) | 2,45 (4,130) | 28,77 (3,140)* | 19,12 (5,039)* | 19,51 (4,089)* | 13,65 (2,719)* | 21,94 (4,185)* | 17,15 (3,379)* |
| <i>educamadre</i> | 13,97 (4,408)* | 6,45 (2,805)** | 6,93 (4,120) | 11,03 (4,168)* | 1,21 (0,321)* | 0,07 (1,833) | 9,64 (3,384)* | 0,97 (0,531)*** |
| <i>educapadre</i> | -5,20 (4,231) | 1,77 (2,665) | 19,12 (3,377)* | 10,89 (3,157)* | -2,11 (2,468) | 9,31 (1,772)* | 6,26 (3,546)*** | -1,28 (2,387) |
| <i>emppadre</i> | 10,84 (6,636) | 1,94 (2,897) | -13,87 (4,691)* | 2,10 (4,406) | -3,41 (3,493) | 6,84 (2,222)* | 2,31 (3,478) | 5,17 (3,583) |
| <i>publico</i> | -16,04 (9,854) | -31,47 (5,903)* | -0,84 (4,736) | -27,18 (5,543)* | -25,48 (4,718)* | -2,55 (3,160) | -25,17 (5,036)* | -35,41 (7,505)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,08 (0,135) | -0,41 (0,068)* | -0,53 (0,196)* | -0,37 (0,152)** | 0,11 (0,043)** | -0,11 (0,016)* | -0,09 (0,194) | -0,16 (0,1669) |
| <i>SCMATEDU</i> | -9,58 (3,224)* | -1,64 (1,447) | 0,39 (1,523) | 3,43 (1,782)*** | 3,54 (1,397)** | 3,25 (0,893)* | 10,59 (1,179)* | 9,15 (1,418)* |
| <i>autonomia</i> | 35,45 (8,998)* | 1,94 (5,818) | 9,08 (5,418)*** | 0,72 (4,265) | 7,56 (11,100) | 7,05 (3,185)** | 3,30 (10,519) | -2,91 (4,157) |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,01 (0,009) | 0,00 (0,002) | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001)** | 0,02 (0,002)* | 0,00 (0,003) |
| Obs. | 5.632 | 16.573 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>prescolar minuesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

Tabla 8: Factores determinantes del rendimiento académico en lectura. Estimación MVIL. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---|-------------------------------|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 178,30 (28,298)* | 379,65 (12,520)* | 264,66 (20,792)* | 315,03 (33,584)* | 344,25 (15,389)* | 222,25 (13,573)* | 255,37 (15,469)* | 331,12 (10,403)* |
| <i>norepitente</i> | 284,35 (45,680)* | 56,50 (22,988)** | 211,65 (30,125)* | 163,61 (48,092)* | 130,28 (18,411)* | 227,61 (15,556)* | 183,16 (22,458)* | 134,32 (20,368)* |
| <i>sexo</i> | 5,61 (6,129) | 26,57 (2,939)* | 8,97 (3,249)* | 0,54 (5,869) | 14,02 (3,036)* | 5,48 (1,955)* | 3,77 (2,913) | 22,00 (2,760)* |
| <i>esfuerzo</i> | 9,82 (4,732)** | 8,71 (2,027)* | 6,05 (2,828)** | 7,26 (3,077)** | 5,28 (2,397)** | 10,20 (1,764)* | 5,78 (3,078)*** | 7,20 (2,430)* |
| <i>disciplina</i> | -11,65 (7,358) | 7,17 (2,014)* | 5,48 (3,459) | 8,49 (3,928)** | 3,99 (2,935) | 4,46 (2,025)** | -1,21 (3,666) | 6,64 (3,110)** |
| <i>libros</i> | 4,00 (6,620) | 7,25 (2,895)** | 28,83 (3,160)* | 18,81 (5,236)* | 19,57 (4,104)* | 13,59 (2,724)* | 21,93 (4,217)* | 17,15 (3,379)* |
| <i>educamadre</i> | 13,59 (4,640)* | 13,66 (1,868)* | 6,91 (4,232) | 10,43 (4,421)** | 1,19 (0,324)* | 0,04 (1,837) | 9,32 (3,432)* | 0,97 (0,532)*** |
| <i>educapadre</i> | -5,39 (4,460) | 7,07 (1,774)* | 18,99 (3,407)* | 10,91 (3,260)* | -2,06 (2,475) | 9,36 (1,777)* | 6,07 (3,594)*** | -1,29 (2,388) |
| <i>emppadre</i> | 11,23 (6,962) | 6,38 (1,826)* | -13,85 (4,719)* | 2,82 (4,612) | -3,45 (3,507) | 6,87 (2,226)* | 2,27 (3,515) | 5,19 (3,586) |
| <i>publico</i> | -12,82 (11,160) | -58,61 (4,077)* | -0,41 (4,927) | -26,53 (5,845)* | -25,30 (4,756)* | -2,49 (3,167) | -24,64 (5,116)* | -35,36 (7,514)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,08 (0,142) | -0,53 (0,049)* | -0,51 (0,198)* | -0,35 (0,158)** | 0,11 (0,043)** | -0,11 (0,017)* | -0,09 (0,195) | -0,16 (0,167) |
| <i>SCMATEU</i> | -10,78 (3,591)* | 2,89 (1,052)* | 0,40 (1,546) | 3,21 (1,888)** | 3,47 (1,408)** | 3,23 (0,895)* | 10,60 (1,190)* | 9,15 (1,419)* |
| <i>autonomia</i> | 34,56 (9,486)* | 15,47 (3,620)* | 9,27 (5,470) | 1,00 (4,433) | 7,32 (11,149) | 6,88 (3,200)** | 2,60 (10,667) | -2,93 (4,162) |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,01 (0,010) | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,003)** | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001)** | 0,02 (0,003)* | 0,00 (0,003) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

De los aspectos de escuela, en todos los países estudiados, la relación entre la titularidad del centro escolar y el desempeño académico en lectura fue negativa, por tanto, los estudiantes que asisten a los colegios privados logran mayor puntuación en comprensión lectora, comparados con los que van a los públicos. Sin embargo, en el caso de Argentina, Chile y México esta relación no resultó significativa (Krüger & Formichella, 2012; Formichella, 2011; Cervini, 2003; Lassibille & Tan, 2001), y dentro

de los que sí, Brasil y Uruguay se constituyen como los países con mayor desigualdad educativa en el contexto latinoamericano (49,6 y 35,5 puntos). Colombia, Costa Rica y Perú son los de menor desigualdad con 26,9, 25,4 y 24,8 puntos, respectivamente (Fernández & Del Valle, 2013; Gamboa & Waltenberg, 2012; Montero, et al., 2012; Lockheed & Bruns, 1990).

En relación con los otros aspectos de escuela, se encuentran resultados ambiguos: 1) en algunos países la proporción alumno/profesor se relaciona de forma negativa y significativa con el rendimiento escolar, tal es el caso de Brasil, Chile, Colombia y México (Krueger, 2003; Krueger & Whitmore, 2001); 2) en otros, como Argentina, Perú y Uruguay, el tamaño de la clase no fue determinante en la puntuación en lectura (Woessmann, 2010; Leuven, et al., 2008) y 3) en Costa Rica el efecto fue positivo y significativo (Borland, et al., 2005).

Para el nivel de autonomía, por un lado, en Colombia, Costa Rica y Perú las decisiones que toman directores y profesores del centro sobre todas las instancias importantes de la institución no tienen efecto alguno sobre la puntuación en lectura (Benton, 2014), pero por el otro, en países como Argentina, Brasil, Chile y México sí la hay, incrementando la puntuación promedio en 35,2, 10,9, 9,8 y 6,9 puntos, respectivamente. En Uruguay, este efecto es negativo pero no significativo. Del tamaño del centro escolar, se encuentra que este tiene un impacto positivo y significativo. En Argentina y Uruguay el coeficiente no resulta significativo.

Por último, en el efecto del gasto educativo, vía calidad de materiales educativos, se determina para el caso de los países participantes en PISA 2012, que solamente en el caso de Chile no hay efecto sobre el rendimiento académico escolar en lectura. Para Argentina la relación es negativa y significativa, y en los demás positiva, el país con mayor impacto por unidad monetaria gastada en los materiales educativos es Perú (10,6 puntos) seguido de Uruguay (9,1 puntos).

5.1.2. Matemáticas

En esta área, el rendimiento logrado por los estudiantes de los países participantes en PISA 2012 es de 377,3 puntos en promedio, un desempeño mayor en 17,8 puntos al obtenido en comprensión lectora. Costa Rica y Colombia mantuvieron su

liderazgo, al igual que en comprensión lectora (406,5 y 402,6 puntos respectivamente). Los países con el menor rendimiento en matemáticas son Argentina (339,5 puntos) y Perú (335,8 puntos), tal y como ocurrió en lectura (ver Tabla 9).

Tabla 9: Factores determinantes del rendimiento académico en matemáticas. Estimación VP. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| <i>constante</i> | 339,50 (14,240)* | 400,28 (8,825)* | 357,36 (15,181)* | 402,65 (15,313)* | 406,57 (13,548)* | 377,78 (5,912)* | 335,80 (29,787)* | 398,47 (9,302)* |
| <i>norepitente</i> | 51,82 (3,542)* | 53,08 (2,053)* | 61,34 (2,962)* | 42,26 (2,402)* | 49,73 (3,010)* | 56,56 (2,025)* | 47,72 (3,215)* | 78,00 (3,043)* |
| <i>Sexo</i> | -21,44 (2,116)* | -21,65 (1,627)* | -28,11 (2,710)* | -30,29 (2,486)* | -27,23 (2,048)* | -19,27 (1,159)* | -26,34 (3,015)* | -19,27 (2,191)* |
| <i>esfuerzo</i> | 12,17 (2,297)* | 8,74 (1,655)* | 9,65 (2,370)* | 7,55 (2,504)* | 5,51 (2,350)** | 13,35 (1,063)* | 10,40 (2,230)* | 11,54 (2,821)* |
| <i>disciplina</i> | -0,79 (4,251) | 5,76 (1,729)* | 3,48 (2,953) | 8,37 (3,131)* | 3,20 (3,382) | 8,03 (1,475)* | 2,89 (3,305) | 10,20 (2,999)* |
| <i>libros</i> | 24,78 (3,145)* | 12,38 (3,216)* | 35,40 (2,995)* | 25,75 (3,790)* | 28,83 (5,037)* | 16,94 (2,516)* | 35,24 (5,397)* | 28,92 (3,542)* |
| <i>educamadre</i> | 9,55 (2,668)* | 12,63 (1,652)* | 19,27 (2,833)* | 15,37 (2,923)* | 3,83 (2,474) | 4,21 (1,428)* | 16,18 (2,869)* | 9,46 (2,275)* |
| <i>educapadre</i> | 3,80 (2,462) | 8,16 (1,739)* | 23,06 (2,577)* | 7,71 (2,862)* | 2,23 (2,202) | 7,60 (1,584)* | 14,19 (3,320)* | 0,79 (2,421) |
| <i>emppadre</i> | 8,44 (3,968)** | 1,13 (1,982) | -4,76 (3,535) | -3,67 (3,736) | 0,32 (3,617) | -0,72 (1,874) | 0,54 (2,584) | 6,28 (3,203)** |
| <i>publico</i> | -45,51 (6,070)* | -58,88 (5,099)* | -21,45 (5,196)* | -29,79 (9,560)* | -37,96 (9,502)* | -20,61 (5,375)* | -45,40 (7,370)* | -53,02 (6,068)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,09 (0,164) | -0,48 (0,102)* | -0,67 (0,325)** | -0,71 (0,286)** | 0,15 (0,083)*** | -0,01 (0,030) | -0,16 (0,517) | -0,69 (0,274)** |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,77 (2,533) | 4,84 (1,565)* | 3,35 (1,981)*** | 5,44 (3,028)*** | 8,50 (2,798)* | 6,65 (1,312)* | 9,51 (2,439)* | 5,42 (1,984)* |
| <i>autonomia</i> | 32,38 (11,237)* | 6,35 (7,244) | 9,35 (10,357) | -7,05 (7,668) | 3,79 (9,272) | 5,40 (3,458) | 19,90 (25,557) | 1,15 (5,327) |
| <i>SCHSIZE</i> | 0,02 (0,007)** | 0,02 (0,004)* | 0,02 (0,007)* | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,004)* | 0,01 (0,002)* | 0,03 (0,005)* | 0,01 (0,003)* |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| R ² | 32,84% | 35,54% | 37,24% | 24,68% | 35,66% | 21,83% | 36,90% | 41,56% |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

Desde las características individuales, también se calculan brechas significativas por género, esta vez en favor de los hombres. En promedio, ellos logran 24,2 puntos más que las mujeres. Colombia en este aspecto es el país con mayor contraste (30,2

puntos), seguido por Chile (28,1 puntos) y Costa Rica (27,2 puntos) y los de menor México y Uruguay, ambos con 19,2 puntos en promedio (García, 2012; Vegas & Petrow, 2007). La condición de no repetidor, también afecta positivamente. Los no repetidores alcanzan, en promedio, 55,0 puntos más que los repetidores, una diferencia cercana a la de lectura (59,1 puntos). Uruguay y Chile se destacan en este punto con las mayores brechas por capacidad del estudiante (78,0 y 61,3 puntos en promedio). Colombia se ubica en el último lugar entre los ocho países estudiados con 42,2 puntos (Oreiro & Valenzuela, 2013).

Del nivel de esfuerzo y la disciplina en clase se obtiene, en términos generales, una relación positiva y significativa sobre la puntuación en esta área, el promedio para estos países es de 9,8 y 5,1 puntos; es decir, que los estudiantes que buscan información adicional, y están atentos a lo que explica el profesor en clase, logran un mayor rendimiento comparados con los que no lo hacen (Post, 2011).

Respecto a las características socioeconómicas y culturales en el hogar, de los cuatro factores que se consideran, la cantidad de libros fue el de mayor peso significativo, seguido de la educación de la madre y en último lugar la educación del padre. En promedio, estudiantes cuyos hogares tienen más de 200 libros rinden 26,0 puntos más. Por arriba de este promedio están Chile (35,4 puntos), Perú (35,2 puntos), Uruguay (28.9 puntos) y Costa Rica (28.8 puntos) (Woessmann, et al., 2007). Los estudiantes que tienen madres con al menos título de bachillerato rinden en promedio 11,3 puntos más que los estudiantes con madres que no poseen el nivel de bachiller, un resultado menor al de comprensión lectora (13,2 puntos). Esta brecha es mayor en países como Chile (19.2 puntos), Perú (16.1 puntos) y Colombia (15,3 puntos) (Hanushek & Luque, 2003).

Así mismo, los estudiantes cuyos padres tienen como mínimo título de bachiller tuvieron una puntuación mayor en 8,4 puntos comparados con los que no, un efecto menor que el de la educación de la madre. Destacan nuevamente Chile (23,0 puntos) y Perú (14,1 puntos). Colombia, al igual que en comprensión lectora, se ubica en el cuarto lugar con 7,7 puntos en promedio. Del tiempo de trabajo del padre, se encuentra una relación positiva y significativa solo para Argentina y Uruguay; y una relación negativa, pero no significativa, en Chile, Colombia y México.

En los aspectos de escuela, con base en esta metodología, se estiman brechas significativas para todos los países en la titularidad del centro escolar, y en el gasto

educativo en la calidad de los materiales educativos (menos en Argentina). En la primera, los estudiantes que van a los centros públicos obtienen, en promedio, 39,0 puntos menos que los que asisten a los colegios privados, un resultado inferior en tres puntos aproximadamente al de la comprensión lectora. Los países con una mayor desigualdad educativa en esta área son Brasil, Uruguay y Argentina (58,8, 53,0 y 45,5 puntos), los mismos países que en el caso de lectura⁵¹. Colombia, Chile y México se mantienen como los países con menor desigualdad educativa, obtienen una diferencia de 29,7, 21,4 y 20,6 puntos en promedio, respectivamente (Fernández & Del Valle, 2013; Gamboa & Waltenberg, 2012; Montero, et al., 2012; Jimenez & Cox, 1991).

En la segunda, un aumento en una unidad monetaria del gasto educativo hace que la puntuación promedio en matemáticas suba en 5,8 puntos. Un efecto cercano al que se da en comprensión lectora (6,1 puntos en promedio); con Perú (9,1 puntos), Costa Rica (8,5 puntos) y México (6,6 puntos) como los países con mayor impacto⁵². Para el caso colombiano, el efecto promedio se calcula en 5,4 puntos, un punto menos en relación con lo calculado para el área de lectura.

Por último, se encuentra que el tamaño de la clase y su relación con el rendimiento en matemáticas, en algunos casos es negativamente significativa (Brasil, Chile, Colombia y Uruguay), en concordancia con lo encontrado por Krueger (2003). En Costa Rica, fue positiva (Borland, et al., 2005). Finalmente, Argentina, México y Perú el efecto no es significativo, al igual que en Woessmann (2010) y Leuven, et al. (2008). Por lo tanto, en la relación entre la proporción alumnos/profesor y el rendimiento en matemáticas, los resultados son igual de heterogéneos a los encontrados por la literatura en general⁵³. Del tamaño del centro escolar, al igual que en el caso de lectura, se obtiene un efecto positivo y significativo sobre los resultados en matemáticas. Finalmente, el nivel de autonomía fue un determinante solamente en Argentina.

⁵¹ No obstante, en lectura el primer lugar lo ocupó Argentina con 61,3 puntos en promedio, seguido de Uruguay con 58,9 puntos y Brasil con 58,1 puntos. Colombia ocupó el mismo lugar que en lectura, y fue el sexto entre los ocho países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

⁵² En lectura, estos tres países también ocuparon los tres primeros lugares pero en el siguiente orden: Perú (10,9 puntos), México (8,1 puntos) y Costa Rica (7,1 puntos).

⁵³ Para lo estimado en lectura, esta relación (negativa) fue significativa solo en Brasil y Colombia y positiva (no significativa) en Costa Rica.

Después de las estimaciones e interpretaciones de los resultados a través de VP, se procede a verificar si el modelo empleado presenta o no endogeneidad. En la Tabla 10 se muestran los diferentes estadísticos de prueba para su detección, tanto para las estimaciones 2sls, como MGM y MVIL. En todos los casos, hay evidencia de la presencia de endogeneidad, al uno por cien de nivel de significancia. La correlación entre *norepitente* y el error del modelo fue diferente de cero⁵⁴. Por lo anterior, se instrumentalizó el modelo a través de las variables *motivacion*, *minumat*, *clasmata* y *prescolar* (para el caso de México), instrumentos que siguen siendo los adecuados (ver Tabla 10).

Tabla 10: Estadísticos de prueba para la endogeneidad y sobreidentificación de la FPE en matemáticas. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Test endogeneidad | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|---|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Ho: Las variables son exógenas | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 142,547 (0,000) | 11,366 (0,001) | 38,788 (0,000) | 22,195 (0,000) | 9,702 (0,002) | 738,044 (0,000) | 113,575 (0,000) | 12,612 (0,000) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 145,859 (0,000) | 11,364 (0,001) | 38,946 (0,000) | 22,215 (0,000) | 9,690 (0,002) | 756,524 (0,000) | 115,676 (0,000) | 12,606 (0,000) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | (135,454) (0,000) | (11,526) (0,001) | (36,380) (0,000) | (19,369) (0,000) | (9,675) (0,002) | (704,287) (0,000) | (108,128) (0,000) | (12,130) (0,001) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | (96,089) (0,000) | (5,828) (0,016) | (29,390) (0,000) | (9,337) (0,002) | (7,573) (0,006) | (381,234) (0,000) | (98,579) (0,000) | (11,274) (0,001) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 71,061 (0,000) | 5,586 (0,018) | 26,886 (0,000) | 8,311 (0,004) | 7,973 (0,005) | 353,245 (0,000) | 90,5966 (0,000) | 11,175 (0,001) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 41,337 (0,000) | 35,339 (0,000) | 35,049 (0,000) | 22,052 (0,000) | 55,113 (0,000) | 202,871 (0,000) | 71,447 (0,000) | 65,830 (0,000) |
| <i>**Kleibergen-Paap rk Wald F statistic</i> | 14,134 (0,000) | 18,064 (0,000) | 14,352 (0,000) | 8,667 (0,000) | 18,943 (0,000) | 107,226 (0,000) | 26,133 (0,000) | 34,526 (0,000) |
| Test sobre instrumentos | | | | | | | | |
| <i>Sargan chi2(1)</i> | 7,789 (0,020) | 6,190 (0,013) | 2,545 (0,111) | 1,237 (0,539) | 8,971 (0,011) | 1,950 (0,163) | 0,447 (0,504) | 0,018 (0,893) |
| <i>Basmann chi2(1)</i> | 7,777 (0,021) | 6,186 (0,013) | 2,540 (0,111) | 1,235 (0,539) | 8,956 (0,011) | 1,949 (0,163) | 0,446 (0,505) | 0,018 (0,893) |
| <i>Score chi2(1)</i> | 8,189 0,017 | 6,207 0,013 | 2,564 0,109 | 1,209 0,546 | 9,375 0,010 | 1,541 0,215 | 0,440 0,507 | 0,018 0,892 |
| <i>Hansen's J chi2(1) GMM</i> | 5,337 (0,069) | 3,484 (0,062) | 2,000 (0,157) | 0,590 (0,745) | 7,554 (0,023) | 0,708 (0,400) | 0,374 (0,541) | 0,016 (0,899) |
| <i>Hansen's J chi2(1) LIML</i> | 4,617 (0,099) | 3,407 (0,065) | 13,673 (0,011) | 0,581 (0,748) | 7,310 (0,026) | 0,705 (0,401) | 1,761 (0,415) | 0,016 (0,899) |

Variable instrumentalizada: *norepitente*. Instrumentos incluidos: *sexo esfuerzo disciplina libros educamadre educapadre emppadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE*. Instrumentos excluidos: *motivacion, minumat, clasmata y prescolar*.

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
 *Underidentification test, ** Weak identification test. V.E. Valor del Estadístico, *p-valor* entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.
 Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

⁵⁴ Recuérdese que en este punto se realizaron las pruebas para los demás inputs de la FPE y se determina que estos son exógenos (ver Anexo 11). Además se consideraron otras variables como potenciales endógenas y los resultados fueron similares.

Con base en los resultados de la Tabla 11, Tabla 12 y Tabla 13, y tomando el valor promedio de las tres metodologías, la puntuación media en matemáticas es de 310,0 puntos, un rendimiento superior en 27,5 puntos a lo obtenido por los estudiantes de los países participantes en PISA 2012 en lectura, lo cual sugiere que estos estudiantes están mejor en la resolución de los problemas matemáticos, que en la detección de información y de la idea principal en un texto. Los países con mayor rendimiento en esta área son Costa Rica (374,7 puntos), Brasil (374,1 puntos) y Uruguay (357,0 puntos), tal y como ocurre con la estimación de la puntuación media en lectura. Colombia mantuvo su posición global, ubicándose como el cuarto país con el mejor desempeño en matemáticas, alcanzado 348,4 puntos, superando en 30,0 puntos el resultado en comprensión lectora (ver Anexo 14).

Respecto a las diferencias por género, se encuentra que en todos los países estudiados se presenta una brecha significativa en favor de los hombres, tal y como encuentran Vegas y Petrow (2007). La mayor diferencia se da en Argentina, Colombia y Perú. En este orden, los hombres obtuvieron una puntuación en matemáticas superior en 39.6, 38.8 y 36.1 puntos, en promedio, con respecto a las mujeres. Para Latinoamérica, este diferencial es en conjunto de 33,0 puntos. En cuanto a la condición de no repetidor, hay un efecto positivo y significativo sobre el desempeño en matemáticas. Para el promedio de los países participantes en PISA 2012, el que un estudiante no repita curso en todo su periodo escolar hace que obtenga una puntuación mayor en 161,3 puntos, comparados con los que repitieron al menos una vez. Los estudiantes con una mayor capacidad académica (mayor efecto de *norepitente*) son los de México, Argentina y Perú; estos mismos estudiantes se destacan por su capacidad académica en lectura. Los estudiantes colombianos se ubicaron por debajo del promedio latinoamericano tanto en matemáticas, con 123,2 puntos, como en lectura, con 158,6 puntos (Oreiro & Valenzuela, 2013; Méndez & Zerpa, 2011).

**Tabla 11: Factores Determinantes del rendimiento académico en matemáticas.
Estimación 2sls. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|-------------------------------|--|--|--|--|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 234,63 (21,550)* | 374,71 (12,031)* | 294,95 (17,448)* | 348,29 (22,789)* | 375,91 (12,745)* | 229,74 (14,100)* | 273,81 (16,087)* | 357,37 (9,356)* |
| <i>norepitente</i> | 238,75 (34,364)* | 102,61 (22,053)* | 159,48 (24,716)* | 123,05 (32,282)* | 87,56 (15,199)* | 238,30 (16,091)* | 192,93 (23,253)* | 130,73 (17,986)* |
| <i>sexo</i> | -40,19 (4,914)* | -27,19 (2,814)* | -34,81 (2,776)* | -38,89 (4,154)* | -30,25 (2,436)* | -33,21 (1,991)* | -36,00 (2,968)* | -23,20 (2,490)* |
| <i>esfuerzo</i> | 10,73 (3,916)* | 5,99 (2,019)* | 7,66 (2,427)* | 6,47 (2,545)** | 5,27 (1,944)* | 9,27 (1,786)* | 4,05 (3,152) | 9,44 (2,285)* |
| <i>disciplina</i> | -8,22 (6,102) | 3,72 (1,992)*** | 2,34 (2,921) | 7,60 (3,064)** | 2,87 (2,486) | 6,21 (2,046)* | -2,34 (3,663) | 6,65 (2,850)** |
| <i>libros</i> | 8,35 (5,428) | 10,82 (2,840)* | 34,61 (2,838)* | 21,50 (4,367)* | 24,58 (3,830)* | 16,19 (2,736)* | 27,49 (4,401)* | 23,12 (3,063)* |
| <i>educamadre</i> | 7,91 (3,861)** | 10,60 (1,783)* | 11,41 (3,418)* | 9,92 (3,437)* | 0,98 (0,261)* | -1,16 (1,871) | 4,90 (3,507) | 1,40 (0,480)* |
| <i>educapadre</i> | 2,21 (3,728) | 6,60 (1,673)* | 20,39 (2,817)* | 9,15 (2,603)* | 0,19 (1,969) | 6,64 (1,811)* | 2,98 (3,705) | -2,14 (2,193) |
| <i>emppadre</i> | 8,01 (5,774) | -0,02 (1,760) | -6,06 (3,908) | 0,73 (3,572) | -1,42 (2,792) | 0,62 (2,301) | -1,03 (3,601) | 5,35 (3,147)*** |
| <i>publico</i> | -5,21 (8,551) | -51,38 (3,975)* | -8,96 (4,067)** | -23,77 (4,599)* | -28,17 (4,196)* | -0,43 (3,251) | -25,96 (5,429)* | -29,97 (6,692)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,09 (0,115) | -0,44 (0,047)* | -0,74 (0,162)* | -0,59 (0,128)* | 0,17 (0,044)* | -0,10 (0,017)* | -0,11 (0,205) | -0,64 (0,171)* |
| <i>SCMATEDU</i> | -9,06 (2,769)* | 3,55 (0,960)* | 1,43 (1,293) | 3,19 (1,420)** | 6,66 (1,140)* | 1,48 (0,907) | 9,15 (1,227)* | 7,13 (1,287)* |
| <i>autonomia</i> | 21,27 (7,637)* | 2,50 (3,452) | 14,36 (4,871)* | -4,20 (3,487) | -1,77 (9,558) | 5,72 (3,226)*** | -6,29 (11,114) | -5,20 (3,783) |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 (0,008)** | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001) | 0,01 (0,003)* | 0,00 (0,003) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minumat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minumat</i> | <i>motivacion minumat</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

**Tabla 12: Factores Determinantes del rendimiento académico en matemáticas.
Estimación MGM. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|-------------------------------|--|--|--|--|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 243,70 (20,223)* | 375,54 (11,971)* | 294,16 (17,557)* | 349,90 (22,527)* | 374,86 (12,773)* | 229,23 (14,124)* | 273,57 (16,109)* | 357,42 (9,347)* |
| <i>norepitente</i> | 221,31 (32,461)* | 101,05 (21,946)* | 161,01 (24,873)* | 121,02 (31,947)* | 88,22 (15,222)* | 239,09 (16,106)* | 193,38 (23,282)* | 130,63 (17,966)* |
| <i>sexo</i> | -38,68 (4,589)* | -27,01 (2,801)* | -34,91 (2,793)* | -38,63 (4,111)* | -30,27 (2,441)* | -33,31 (1,993)* | -36,06 (2,972)* | -23,21 (2,489)* |
| <i>esfuerzo</i> | 10,84 (3,665)* | 6,12 (2,009)* | 7,75 (2,439)* | 6,52 (2,525)* | 5,37 (1,947)* | 9,33 (1,789)* | 3,98 (3,155) | 9,45 (2,284)* |
| <i>disciplina</i> | -6,95 (5,640) | 3,78 (1,983)*** | 2,28 (2,936) | 7,53 (3,028)** | 2,75 (2,489) | 6,24 (2,051)* | -2,31 (3,668) | 6,68 (2,839)** |
| <i>libros</i> | 9,70 (5,078)*** | 10,84 (2,832)* | 34,63 (2,851)* | 21,61 (4,342)* | 24,72 (3,833)* | 16,12 (2,740)* | 27,43 (4,405)* | 23,12 (3,062)* |
| <i>educamadre</i> | 8,06 (3,614)** | 10,74 (1,774)* | 11,30 (3,441)* | 10,09 (3,404)* | 0,96 (0,261)* | -1,17 (1,876) | 4,83 (3,511) | 1,41 (0,479)* |
| <i>educapadre</i> | 1,95 (3,475) | 6,66 (1,666)* | 20,49 (2,833)* | 9,00 (2,576)* | 0,42 (1,972) | 6,69 (1,814)* | 3,04 (3,711) | -2,13 (2,192) |
| <i>emppadre</i> | 8,91 (5,418) | -0,04 (1,754) | -6,03 (3,930) | 0,54 (3,538) | -1,37 (2,797) | 0,65 (2,307) | -0,98 (3,607) | 5,34 (3,145)*** |
| <i>publico</i> | -8,66 (8,046) | -51,66 (3,956)* | -8,80 (4,092)** | -24,03 (4,557)* | -28,04 (4,200)* | -0,35 (3,257) | -25,88 (5,435)* | -30,01 (6,686)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,10 (0,107) | -0,45 (0,046)* | -0,76 (0,163)* | -0,59 (0,127)* | 0,17 (0,044)* | -0,10 (0,017)* | -0,11 (0,205) | -0,64 (0,170)* |
| <i>SCMATEDU</i> | -7,88 (2,628)* | 3,61 (0,956)* | 1,37 (1,300) | 3,30 (1,403)** | 6,64 (1,142)* | 1,47 (0,910) | 9,15 (1,229)* | 7,13 (1,287)* |
| <i>autonomia</i> | 22,47 (7,158)* | 2,70 (3,432) | 14,19 (4,897)* | -4,29 (3,456) | -1,36 (9,592) | 5,55 (3,227)*** | -6,39 (11,135) | -5,18 (3,778) |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 (0,008)** | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,001)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001) | 0,01 (0,003)* | 0,00 (0,003) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minumat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion minumat clamat</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minumat</i> | <i>motivacion minumat</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

**Tabla 13: Factores Determinantes del rendimiento académico en matemáticas.
Estimación MVIL. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---|-------------------------------|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 235,53 (23,533)* | 372,33 (13,203)* | 266,10 (27,658)* | 347,00 (23,435)* | 373,43 (13,560)* | 229,25 (14,169)* | 271,18 (16,534)* | 357,37 (9,357)* |
| <i>norepitente</i> | 237,15 (38,510)* | 107,22 (24,413)* | 204,83 (41,262)* | 124,97 (33,266)* | 92,77 (17,475)* | 238,90 (16,176)* | 199,09 (24,020)* | 130,74 (17,990)* |
| <i>sexo</i> | -40,03 (5,187)* | -27,71 (3,057)* | -37,90 (3,849)* | -39,10 (4,252)* | -30,84 (2,635)* | -33,25 (1,997)* | -36,41 (3,035)* | -23,20 (2,490)* |
| <i>esfuerzo</i> | 10,74 (3,892)* | 5,73 (2,117)* | 6,74 (2,909)** | 6,44 (2,564)** | 5,24 (1,973)* | 9,26 (1,790)* | 3,78 (3,224) | 9,44 (2,285)* |
| <i>disciplina</i> | -8,16 (6,049) | 3,53 (2,061)*** | 1,81 (3,458) | 7,59 (3,089)** | 2,77 (2,519) | 6,20 (2,050)* | -2,57 (3,746) | 6,65 (2,850)** |
| <i>libros</i> | 8,49 (5,583) | 10,67 (2,881)* | 34,24 (3,299)* | 21,40 (4,404)* | 24,30 (3,882)* | 16,19 (2,740)* | 27,16 (4,475)* | 23,12 (3,063)* |
| <i>educamadre</i> | 7,93 (3,843)** | 10,41 (1,851)* | 7,78 (4,738) | 9,79 (3,494)* | 0,92 (0,280)* | -1,18 (1,875) | 4,42 (3,585) | 1,40 (0,480)* |
| <i>educapadre</i> | 2,22 (3,701) | 6,45 (1,722)* | 19,15 (3,449)* | 9,18 (2,625)* | 0,21 (2,003) | 6,64 (1,814)* | 2,50 (3,801) | -2,14 (2,193) |
| <i>emppadre</i> | 8,01 (5,744) | -0,13 (1,793) | -6,66 (4,659) | 0,83 (3,616) | -1,58 (2,855) | 0,62 (2,306) | -1,09 (3,690) | 5,35 (3,147)*** |
| <i>publico</i> | -5,56 (9,344) | -50,68 (4,284)* | -3,18 (6,075) | -23,63 (4,662)* | -27,30 (4,455)* | -0,37 (3,260) | -25,14 (5,579)* | -29,97 (6,693)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,09 (0,114) | -0,44 (0,048)* | -0,78 (0,199)* | -0,59 (0,130)* | 0,18 (0,045)* | -0,10 (0,017)* | -0,11 (0,208) | -0,64 (0,171)* |
| <i>SCMATEDU</i> | -8,96 (2,991)* | 3,43 (1,005)* | 0,54 (1,646) | 3,14 (1,443)** | 6,45 (1,202)* | 1,47 (0,910) | 9,13 (1,255)* | 7,13 (1,288)* |
| <i>autonomia</i> | 21,36 (7,679)* | 2,14 (3,594) | 16,67 (5,925)* | -4,13 (3,522) | -2,52 (9,854) | 5,72 (3,232)*** | -7,40 (11,405) | -5,21 (3,784) |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 (0,009)** | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,004)* | 0,00 (0,001)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001) | 0,01 (0,003)* | 0,00 (0,003) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

Ahora bien, el esfuerzo tiene en efecto diferencial positivo y significativo entre los estudiantes que buscan información adicional y los que no, efecto que está en favor de los primeros (7,3 puntos en promedio), excepto en los estudiantes peruanos. Para el caso de Argentina (10,7 puntos), Uruguay (9,4 puntos) y México (9,2 puntos), esta diferencia es la mayor entre los ocho países, por tanto, los estudiantes de estos países

aprovecharon en mayor medida las oportunidades de aprender (Post, 2011; Cervini, 2003).

El clima disciplinario en clase resulta un factor con efectos diversos sobre el rendimiento en matemáticas. Se encuentra una relación positiva y significativa en Colombia, Uruguay, México y Brasil, ya que los estudiantes que están atentos a lo que el profesor dice en clase logran un puntuación promedio mayor en 7,5, 6,6, 6,2 y 3,6 puntos respecto a los que no escuchan al profesor. El efecto es negativo (no significativo) en Argentina y Perú y positivo (no significativo) en el caso de Chile y Costa Rica.

Pasando al efecto de las características familiares, se estima en este caso que la cantidad de libros sigue siendo un factor preponderante en el desempeño de los estudiantes latinoamericanos que participaron en PISA 2012. Los hogares con más de 200 libros obtienen de sus estudiantes 20,8 puntos más, en promedio, que los que poseen menos de 200 libros. Esto representa aproximadamente cuatro puntos más que el efecto de la puntuación en lectura. El efecto es mayor en Chile (34,4 puntos) y Perú (27,1 puntos). En Argentina el efecto no es significativo.

La brecha por nivel educativo de la madre es positiva y significativa (casos excepcionales son los de México y Perú), determinando una mayor puntuación promedio entre los estudiantes con madres con títulos de al menos bachillerato y los que no (5,5 puntos más). Los países donde la educación de la madre tiene un mayor impacto son Brasil (10,5 puntos), Chile (10,1 puntos) y Colombia (9,9 puntos). Vale la pena resaltar que, si bien en el caso de México esta diferencia no es significativa, se encuentra una relación negativa.

El nivel educativo del padre no tiene tanta relevancia como en el caso del nivel educativo de la madre, en el contexto latinoamericano. Solamente en Chile, Colombia, Brasil y México se estima un efecto positivo y significativo sobre el rendimiento académico en matemáticas. De esta manera, los estudiantes cuyos padres tienen al menos bachillerato logran, respectivamente, 20,0, 9,11, 6,7 y 6,6 puntos más comparados con aquellos cuyo padre que no tienen este título. Estas puntuaciones son menores que en el caso de la educación de la madre.

De otro lado, para Argentina, Costa Rica y Uruguay se calcula una relación positiva entre el nivel educativo del padre y el desempeño escolar, pero no significativa.

En el caso de Perú, dicha relación es negativa. Por último, en la gran mayoría de países, el tiempo que dedica el padre al trabajo no influye en la puntuación media en matemáticas, ya que el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo (para Argentina, Colombia y México el efecto fue negativo, mientras que para Brasil, Chile, Costa Rica y Perú fue positivo). Excepcionalmente, en el caso de Uruguay este coeficiente fue positivo y significativo.

Para terminar con este apartado, se analizan los resultados para las variables de escuela. Desde el punto de vista de las desigualdades educativas entre tipos de centro escolar, se encuentran brechas significativas entre el desempeño de los colegios públicos y privados en el contexto latinoamericano; exceptuando Argentina y México, tal y como ocurre con las brechas en lectura. En promedio, los colegios públicos obtienen 21,5 puntos menos en matemáticas comparados con los colegios privados; una divergencia cercana a la de comprensión lectora (22,6 puntos). Se sigue manteniendo que en Brasil y Uruguay se presentan las mayores desigualdades (51,2 y 29,9 puntos); es decir, en estos dos países, tanto en lectura como en matemáticas, se dan las mayores brechas escolares entre los dos tipos de centro. En Colombia esta diferencia es de 23,8 puntos, y sigue siendo uno de los países con menores desigualdades. Ocupa el penúltimo lugar entre los seis, donde la relación es significativa. Chile ocupó el último.

El tamaño de la clase tiene una relación inversa y significativa con los resultados en matemáticas. Solo para Costa Rica, el signo fue positivo. Del tamaño del centro escolar, hay que decir que este tiene un efecto significativo y positivo sobre el desempeño. Respecto al efecto de la autonomía, los resultados son ambiguos, entre los países participantes en PISA 2012. En el caso de Argentina, Chile y México, el que las decisiones sobre las instancias importantes de la institución estén a cargo de director y de los profesores del centro escolar favoreció el desempeño de los estudiantes en matemáticas. En promedio, estos países logran una puntuación mayor en 21,7 15,0 y 5,6 puntos, comparados con los centros donde no hay esta autonomía. En Brasil también se da una relación positiva pero no significativa. Para Colombia, Costa Rica, Perú y Uruguay el impacto es negativo y no significativo.

Finalmente, la calidad de los bienes educativos hace que el desempeño escolar sea mayor en matemáticas. El promedio entre los países estudiados es de 2,9 puntos, similar al efecto medio sobre el rendimiento en lectura. Los países donde el efecto es mayor son Perú, Uruguay y Costa Rica. Por cada unidad monetaria adicional que se

gasta en la calidad de los materiales educativos en estos países, los estudiantes logran 9,1, 7,1 y 6,5 puntos más en promedio. Colombia se ubica en el quinto lugar. Argentina se constituye como un caso especial ya que el impacto del gasto educativo sobre el desempeño es negativo (-8.6 puntos en promedio).

5.1.3. Ciencias

La puntuación promedio encontrada aquí para los países estudiados, con base en las estimaciones a través de los valores plausibles, es de 381,9 puntos. A partir de este resultado, se puede ver que la competencia donde mejor se desempeñan los estudiantes latinoamericanos es en ciencias, posteriormente matemáticas y en último lugar comprensión lectora (ver Tabla 14).

Costa Rica y Colombia son los países con mayor rendimiento. Alcanzaron una puntuación superior al promedio latinoamericano en 34,0 y 24,7 puntos, respectivamente. Al tener en cuenta las posiciones globales en lectura y matemáticas, estos dos países se constituyen como los de mejor rendimiento en PISA 2012 entre los ocho países que participaron, Perú y Argentina fueron los de más bajo desempeño en las tres áreas evaluadas. En ciencias obtuvieron, por orden, 329,9 y 329,3 puntos en promedio (ver Tabla 14)⁵⁵.

En cuanto a la interpretación de los efectos de los factores individuales, se estima que la condición de no repetidor de curso es el determinante con mayor peso en todos los países. En promedio, el que un estudiante no haya repetido curso en el periodo escolar, hace que logre un puntuación mayor en 52,9 puntos, comparado con los que repitieron al menos una vez. Los que demostraron una mejor capacidad académica son los estudiantes de Uruguay (76,6 puntos) y Argentina (57,1 puntos); y los de menor capacidad escolar Colombia (45,8 puntos) y Perú (42,8 puntos). Respecto a las oportunidades de aprender de los estudiantes, el efecto medido a través del esfuerzo (Post, 2011) fue positivo y significativo. En este aspecto, los estudiantes de Uruguay y

⁵⁵ Costa Rica y Colombia mantienen el primer y segundo lugar en las tres competencias. Para Costa Rica se estimó un puntaje de 399,5 en lectura, 406,5 en matemáticas y 415,9 en ciencias. Para Colombia, 392,3 puntos en lectura, 402,6 en matemáticas y 411,6 en ciencias. Para Perú, estos puntajes son 309,1 en el caso de lectura, 335,8 en matemáticas y 329,9 en ciencias, y para Argentina 304,7 puntos en promedio, 339,5 puntos y 329,2 puntos, respectivamente.

México tienen un diferencial de 12,0 y 11,9 puntos. Los estudiantes en Colombia tampoco se destacaron aquí ya que se ubicaron de nuevo en el penúltimo lugar con 5,8 puntos. Costa Rica tiene el menor efecto aunque no es significativo.

**Tabla 14: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias.
Estimación VP. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| <i>constante</i> | 329,29 (23,123)* | 404,14 (8,462)* | 376,87 (15,839)* | 411,66 (14,115)* | 415,91 (17,855)* | 376,25 (5,668)* | 329,93 (23,374)* | 411,24 (10,431)* |
| <i>norepitente</i> | 57,15 (4,633)* | 50,92 (2,343)* | 52,58 (3,551)* | 45,86 (2,613)* | 49,84 (3,763)* | 47,68 (2,325)* | 42,86 (2,961)* | 76,66 (4,102)* |
| <i>sexo</i> | -2,08 (2,813) | -5,33 (1,531)* | -9,40 (2,548)* | -22,55 (2,799)* | -15,51 (2,875)* | -10,77 (1,178)* | -12,44 (3,327)* | -7,52 (2,778)* |
| <i>esfuerzo</i> | 10,24 (2,452)* | 8,83 (1,836)* | 9,30 (2,319)* | 5,87 (2,590)** | 3,79 (2,661) | 11,94 (1,216)* | 9,01 (2,335)* | 12,03 (2,933)* |
| <i>disciplina</i> | -1,68 (5,161) | 6,83 (2,029)* | 5,95 (2,821)** | 6,97 (2,855)** | 0,46 (3,462) | 4,80 (1,618)* | 2,12 (2,892) | 6,15 (3,784) |
| <i>libros</i> | 24,75 (3,721)* | 10,33 (3,554)* | 29,49 (3,300)* | 27,01 (3,967)* | 24,43 (4,654)* | 16,08 (2,641)* | 32,68 (5,819)* | 25,95 (4,470)* |
| <i>educamadre</i> | 13,04 (3,469)* | 12,42 (1,817)* | 16,71 (3,028)* | 12,18 (3,283)* | 4,95 (2,949)*** | 5,10 (1,375)* | 16,87 (2,627)* | 8,74 (2,556)* |
| <i>educapadre</i> | 4,28 (2,787) | 8,65 (1,986)* | 21,88 (2,771)* | 7,90 (2,824) | -0,28 (2,544) | 9,17 (1,539)* | 11,72 (2,846)* | 3,28 (2,527) |
| <i>emppadre</i> | 10,39 (4,885)** | 1,03 (1,956) | -6,35 (3,743)*** | -6,74 (4,078)*** | 2,22 (3,249) | 1,23 (1,759) | -1,04 (2,825) | 0,21 (4,237) |
| <i>publico</i> | -55,60 (6,857)* | -58,89 (4,905)* | -22,86 (5,503)* | -21,39 (10,450)** | -43,99 (9,995)* | -18,48 (5,006)* | -32,90 (6,708)* | -59,53 (7,799)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,07 (0,195) | -0,49 (0,098)* | -0,39 (0,395) | -0,75 (0,282)* | 0,01 (0,066) | -0,03 (0,030) | 0,03 (0,492) | -0,27 (0,353) |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,69 (3,008) | 2,84 (1,563)*** | 4,39 (2,319)*** | 5,73 (3,225)*** | 6,81 (2,612)* | 6,30 (1,248)* | 8,58 (2,402)* | 5,23 (2,580) |
| <i>autonomia</i> | 43,40 (18,964)** | 10,35 (6,339) | 9,27 (8,996) | -6,20 (7,613) | 15,64 (13,744) | 8,34 (3,859)** | 19,43 (18,565) | -8,28 (5,541) |
| <i>SCHSIZE</i> | 0,03 (0,009)* | 0,01 (0,003)* | 0,02 (0,006)* | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,004)* | 0,01 (0,002)* | 0,02 (0,005)* | 0,01 (0,005)* |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| R ² | 32,86% | 31,11% | 29,77% | 21,86% | 30,06% | 19,46% | 31,60% | 35,83% |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

En relación a la brecha por género, al igual que en el caso de matemáticas, son los hombres quienes obtienen una mayor puntuación comparados con las mujeres. En promedio, ellos están 10,7 puntos por encima de las mujeres. Colombia presenta la mayor diferencia por género (22,5 puntos), le siguen Costa Rica (15,5 puntos) y México (10,7 puntos). Los efectos del clima disciplinario no son homogéneos, se encuentra una relación positiva (significativa) en Brasil, Chile, Colombia y México, positiva (no significativa) en Costa Rica, Perú y Uruguay, y negativa (no significativa) en el caso de Argentina.

Considerando las características familiares, la cantidad de libros sigue teniendo un peso relativamente mayor entre los cuatro factores que se incluyen en la FPE. Para el promedio de los países participantes en PISA 2012, se estima que los estudiantes donde los hogares tienen más 200 libros obtienen 23,8 puntos más, en promedio, que aquellos estudiantes con hogares de menos de 200 libros, diferencial con mayor impacto en Perú (32,6 puntos), Chile (29,4 puntos) y Colombia (27,0 puntos).

La educación de la madre influyó positiva y significativamente en todos los países estudiados, frente a la educación del padre. En el primer caso, los estudiantes cuyas madres tienen al menos título de bachiller rinden, en promedio, 11,2 puntos más que los que no, el mayor efecto está en Perú (16,8 puntos) y Chile (16,7 puntos). En el segundo caso, la relación solo fue positiva y significativa en Chile, Perú, México y Brasil (21,8, 11,7, 9,1 y 8,6), no significativa en Argentina, Colombia y Uruguay, y negativa (no significativa) en Costa Rica. Por último, el tiempo de trabajo del padre también presenta resultados heterogéneos. Por un lado, se da un impacto negativo en Chile, Colombia (significativo) y Perú (no significativo); por el otro, relaciones positivas en Brasil, Costa Rica, México, Uruguay (no significativas) y en Argentina (significativa).

Los resultados calculados para los aspectos escolares coinciden, en términos generales, con los estimados en lectura y matemáticas a través de los valores plausibles. Específicamente, se determina que el tamaño de escuela tiene un efecto estadísticamente nulo sobre el desempeño en ciencias, el nivel de autonomía solo favorece el rendimiento de los estudiantes en Argentina y México, el tamaño de la clase tiene una relación inversa con la puntuación promedio en ciencias (exceptuando Costa Rica y Perú), pero el impacto es mínimo, y el gasto educativo en la calidad de los materiales escolares hace

que la puntuación aumente en 4,9 puntos, en promedio, por cada unidad monetaria adicional gastada (ver Tabla 14).

Respecto a las brechas escolares por titularidad de centro, se encuentra que los estudiantes de colegios públicos obtienen una puntuación menor en 39,2 puntos en promedio, un resultado similar al de matemáticas (39,0) e inferior en tres puntos aproximadamente a lectura (42,3). En Uruguay, Brasil y Argentina se dan las mayores desigualdades educativas en esta área (59,5, 58,8 y 55,6). Estos países están en los tres primeros lugares en las otras dos áreas; por lo tanto, considerando los resultados de las estimaciones VP, dichos países son los de mayor desigualdad educativa entre los países participantes en PISA 2012. Colombia obtuvo un efecto diferencial de 21,3 puntos en promedio y se ubica como uno de los países con menor desigualdad, al igual que en lectura y matemáticas.

Para continuar con las interpretaciones y análisis de los resultados en esta área, se aplican las pruebas estadísticas para la detección de endogeneidad. La hipótesis nula que se plantea para la detección de endogeneidad es que todas las variables del modelo no están correlacionadas con el error. Siendo esta una hipótesis conjunta, las pruebas fueron aplicadas instrumentalizando cada una de las variables del modelo para cada país participante en PISA 2012.

Se encuentra en todos los casos que sólo la condición de no repetidor presenta una correlación diferente de cero con el error. Así lo sugieren los resultados de la estimación 2sls. Los estadísticos de Durbin (1954) y Wu (1973)-Hausman (1978) para todos los países, están asociados a un *p-value* menor a un nivel de significancia del uno por cien, por lo tanto, no hay suficiente evidencia estadística para aceptar la hipótesis, así, el modelo presenta endogeneidad. Las pruebas aplicadas para el caso de MGM y MVIL lo corroboran, los estadísticos GMM y Kleibergen-Paap (2006) siguen estando asociados a un *p-value* inferior al 1% (ver Tabla 15).

Este problema es corregido empleando como variables instrumentales la motivación del estudiante, las clases en ciencias que toma fuera del centro escolar, los minutos promedio de clase en el centro escolar y si realizó o no preescolar (solo para México). Para determinar si los instrumentos empleados son los adecuados, la correspondiente hipótesis que se plantea aquí es que estos tienen una correlación igual a cero con el error (ver nota al pie 54).

Tabla 15: Estadísticos de prueba para la endogeneidad y sobreidentificación de la FPE en ciencias. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| Test endogeneidad | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|---|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| Ho: Las variables son exógenas | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 177,643 (0,000) | 161,833 (0,000) | 54,092 (0,000) | 77,219 (0,000) | 34,575 (0,000) | 609,491 (0,000) | 63,3348 (0,000) | 3,761 (0,053) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 182,940 (0,000) | 163,281 (0,000) | 54,454 (0,000) | 77,821 (0,000) | 34,734 (0,000) | 621,984 (0,000) | 63,904 (0,000) | 3,752 (0,053) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 168,842 (0,000) | 164,494 (0,000) | 53,681 (0,000) | 53,761 (0,000) | 32,850 (0,000) | 582,857 (0,000) | 62,9598 (0,000) | 3,509 (0,061) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 114,199 (0,000) | 91,435 (0,000) | 44,025 (0,000) | 27,812 (0,000) | 25,894 (0,000) | 315,177 (0,000) | 55,609 (0,000) | 3,197 (0,074) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 104,694 (0,000) | 89,051 (0,000) | 40,532 (0,000) | 22,027 (0,000) | 26,249 (0,000) | 294,152 (0,000) | 54,181 (0,000) | 3,218 (0,073) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 38,346 (0,000) | 35,695 (0,000) | 50,944 (0,000) | 18,397 (0,000) | 57,689 (0,000) | 202,871 (0,000) | 68,970 (0,000) | 60,212 (0,000) |
| <i>**Kleibergen-Paap rk Wald F statistic</i> | 12,862 (0,000) | 18,262 (0,000) | 19,595 (0,000) | 7,321 (0,000) | 19,962 (0,000) | 107,226 (0,000) | 25,263 (0,000) | 31,287 (0,000) |
| Test sobre instrumentos | | | | | | | | |
| <i>Sargan chi2(1)</i> | 3,311 (0,191) | 4,195 (0,041) | 5,562 (0,018) | 2,364 (0,307) | 4,813 (0,090) | 1,510 (0,219) | 1,271 (0,260) | 1,723 (0,189) |
| <i>Basmann chi2(1)</i> | 3,303 (0,192) | 4,192 (0,041) | 5,553 (0,018) | 2,360 (0,307) | 4,800 (0,091) | 1,510 (0,219) | 1,268 (0,260) | 1,718 (0,190) |
| <i>Score chi2(1)</i> | 3,332 (0,189) | 4,225 (0,040) | 5,135 (0,023) | 2,331 (0,312) | 5,096 (0,078) | 1,216 (0,270) | 1,264 (0,261) | 1,896 (0,169) |
| <i>Hansen's J chi2(1) GMM</i> | 2,311 (0,317) | 2,291 (0,130) | 3,753 (0,053) | 1,188 (0,552) | 4,312 (0,116) | 0,545 (0,460) | 1,058 (0,304) | 1,667 (0,197) |
| <i>Hansen's J chi2(1) LIML</i> | 2,116 (0,347) | 5,285 (0,022) | 3,918 (0,141) | 1,113 (0,573) | 4,149 (0,126) | 0,544 (0,461) | 1,871 (0,393) | 1,664 (0,197) |

Variable instrumentalizada: *norepitente*. Instrumentos incluidos: *sexo esfuerzo disciplina libros educamadre educapadre emppadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE*. Instrumentos excluidos: *motivacion, minucie, clascie y prescolar*.

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
*Underidentification test, ** Weak identification test. V.E. Valor del Estadístico, *p-valor* entre paréntesis. Imputación de los datos missing a través de la metodología *hot-deck*.

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

Para las estimaciones 2sls, los estadísticos de Sargan (1958) y Basmann (1960) arrojan probabilidades superiores al uno por cien (nivel de significancia); con lo cual, la evidencia estadística es suficiente para no rechazar la hipótesis. Por lo tanto, los instrumentos empleados no están correlacionados con el error, es decir, estos son los adecuados para solucionar el problema de endogeneidad. Así mismo, las pruebas de Hansen (1982) para las estimaciones MGM y MVIL también resultan asociadas a un *p-value* superior al 1% (ver Tabla 15), por lo que también en este caso se acepta la hipótesis nula.

Identificado y solucionado el problema de endogeneidad, seguidamente se realizan las interpretaciones de los resultados obtenidos con base en las estimaciones VI de los tres enfoques empleados. Tomando el valor promedio de los coeficientes

estimados con los tres enfoques metodológicos (2sls, MGM y MVIL), se obtiene que la puntuación en ciencias para los países participantes en PISA 2012 es de 309,1 puntos. De esta manera, tal y como resulta en las estimaciones VP, en esta área los estudiantes tienen el mejor desempeño académico escolar, seguido de matemáticas (306,5 puntos) y comprensión lectora (284,3 puntos) (ver [Anexo 15](#)).

Los países con un mayor rendimiento son Brasil con 401,5 puntos en promedio, Uruguay con 374,8 puntos, y Costa Rica con 364,4 puntos. Estos tres primeros lugares también son ocupados por dichos países (en distinto orden) con las estimaciones VI para el caso de la comprensión lectora y de matemáticas, por lo que se constituyen como los países de mejor rendimiento académico escolar en las pruebas PISA 2012. Colombia obtiene una puntuación promedio en ciencias que lo ubica en el quinto lugar, después de Chile (308,6 puntos), perdiendo un puesto respecto a lo logrado en las otras dos áreas.

Los resultados referentes a las relaciones de las características del estudiante y su rendimiento en esta área son similares a los obtenidos a través de las estimaciones VP y a las calculadas en lectura y matemáticas. Se mantiene el hecho de que, dentro de estos factores, la condición de no repetidor tiene el mayor impacto sobre la puntuación promedio en ciencias. La puntuación promedio para los países estudiados es superior en 164,9 puntos cuando se comparan los estudiantes que no repitieron curso con los que al menos repitieron una vez. Los estudiantes argentinos, colombianos y mexicanos se destacan por tener un mayor nivel de capacidades académicas en ciencias.

Desde el punto de vista de las desigualdades por género, resultan significativas y a favor de los hombres; tal y como encuentran Vegas y Petrow (2007) para América Latina. Los hombres estuvieron, en promedio, 20,5 puntos arriba en puntuación, una menor brecha con respecto a la presentada en matemáticas (que también favoreció a los hombres). Los países con mayor desigualdad son Colombia (40,7 puntos) y Argentina (26,7 puntos), así, estos países son los que presentaron las mayores desigualdades en ciencias y matemáticas en las pruebas PISA 2012. Respecto al nivel de esfuerzo, se determina que los estudiantes que buscan información adicional rindieron, en promedio, 6,7 puntos más que aquellos que no. Los estudiantes que más aprovechan las oportunidades de aprender, son los de Uruguay (10,2 puntos), Brasil (8,5 puntos) y Chile (7,1 puntos). Por último, el clima disciplinario solamente tiene un efecto positivo y significativo en Brasil y México.

**Tabla 16: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias.
Estimación 2sls. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|-------------------------------|---|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 194,50 (27,626)* | 398,99 (11,370)* | 310,47 (15,710)* | 298,72 (35,861)* | 364,86 (15,530)* | 249,48 (12,719)* | 286,55 (12,767)* | 375,08 (10,427)* |
| <i>norepitente</i> | 297,43 (44,719)* | 60,89 (20,965)* | 156,99 (21,639)* | 213,72 (51,340)* | 123,49 (18,025)* | 203,43 (14,481)* | 144,47 (18,817)* | 109,33 (19,971)* |
| <i>Sexo</i> | -26,19 (6,086)* | -6,45 (2,683)** | -16,53 (2,713)* | -40,42 (6,347)* | -22,32 (2,869)* | -22,76 (1,771)* | -19,20 (2,461)* | -9,71 (2,672)* |
| <i>Esfuerzo</i> | 8,40 (4,834)*** | 8,28 (1,906)* | 7,18 (2,505)* | 3,63 (3,580) | 3,08 (2,234) | 8,39 (1,596)* | 4,57 (2,586)*** | 10,25 (2,406)* |
| <i>disciplina</i> | -11,24 (7,711) | 6,42 (1,905)* | 4,73 (3,102) | 5,38 (4,396) | -0,51 (2,807) | 3,19 (1,838)*** | -1,54 (3,064) | 4,23 (3,079) |
| <i>Libros</i> | 3,63 (6,651) | 10,02 (2,890)* | 28,64 (2,953)* | 18,18 (5,911)* | 17,53 (3,714)* | 15,45 (2,473)* | 27,26 (3,664)* | 21,68 (3,376)* |
| <i>educamadre</i> | 10,94 (4,810)** | 12,01 (1,737)* | 8,35 (3,428)** | 0,86 (4,946) | 1,01 (0,315)* | 0,44 (1,682) | 8,98 (2,879)* | 1,93 (0,506)* |
| <i>educapadre</i> | 2,23 (4,608) | 8,34 (1,628)* | 19,04 (2,982)* | 10,89 (3,726)* | -2,94 (2,348) | 8,40 (1,633)* | 3,88 (3,039) | 0,44 (2,319) |
| <i>emppadre</i> | 9,84 (7,198) | 0,80 (1,707) | -7,73 (4,017)*** | 2,40 (5,281) | -1,04 (3,272) | 2,30 (2,016) | -2,13 (3,039) | -0,87 (3,402) |
| <i>publico</i> | -3,80 (11,061) | -57,38 (3,749)* | -9,57 (3,877)** | -8,88 (6,623) | -27,50 (4,588)* | -1,30 (2,914) | -19,30 (4,441)* | -42,06 (7,450)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,07 (0,149) | -0,48 (0,045)* | -0,47 (0,165)* | -0,49 (0,183)* | 0,05 (0,046) | -0,10 (0,015)* | 0,06 (0,169) | -0,20 (0,171) |
| <i>SCMATEDU</i> | -15,90 (3,531)* | 2,58 (0,941)* | 2,34 (1,342)*** | 1,07 (2,126) | 3,34 (1,311)** | 1,85 (0,823)** | 8,32 (1,010)* | 6,24 (1,378)* |
| <i>autonomia</i> | 29,12 (9,122)* | 9,58 (3,218)* | 14,60 (4,794)* | -0,28 (5,137) | 4,96 (11,773) | 8,69 (2,930)* | 1,11 (8,628) | -11,85 (4,032)* |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 (0,011)*** | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001) | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,004) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

**Tabla 17: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias.
Estimación MGM. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|-------------------------------|---|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 193,34 (27,767)* | 403,52 (11,480)* | 309,39 (15,814)* | 298,60 (35,901)* | 365,93 (15,541)* | 249,65 (12,699)* | 286,18 (12,842)* | 374,63 (10,428)* |
| <i>norepitente</i> | 299,20 (44,942)* | 51,37 (21,133)** | 158,77 (21,786)* | 214,08 (51,400)* | 123,92 (18,022)* | 203,04 (14,451)* | 145,94 (18,886)* | 109,86 (19,980)* |
| <i>sexo</i> | -26,43 (6,118)* | -5,17 (2,658)*** | -16,58 (2,731)* | -40,42 (6,354)* | -22,28 (2,870)* | -22,71 (1,767)* | -19,28 (2,473)* | -9,80 (2,673)* |
| <i>esfuerzo</i> | 8,06 (4,855)*** | 8,76 (1,914)* | 7,21 (2,520)* | 3,61 (3,583) | 3,23 (2,236) | 8,34 (1,592)* | 4,51 (2,599)*** | 10,27 (2,407)* |
| <i>disciplina</i> | -11,50 (7,742) | 6,89 (1,907)* | 4,67 (3,120) | 5,40 (4,402) | -0,58 (2,804) | 3,15 (1,835)*** | -1,63 (3,079) | 4,12 (3,080) |
| <i>libros</i> | 3,51 (6,687) | 10,39 (2,896)* | 28,47 (2,967)* | 18,05 (5,916)* | 17,48 (3,712)* | 15,52 (2,469)* | 27,31 (3,678)* | 21,59 (3,375)* |
| <i>educamadre</i> | 11,16 (4,834)** | 12,46 (1,738)* | 8,10 (3,450)** | 0,87 (4,952) | 0,99 (0,315)* | 0,44 (1,680) | 8,73 (2,886)* | 1,92 (0,507)* |
| <i>educapadre</i> | 2,21 (4,633) | 8,71 (1,626)* | 19,30 (2,998)* | 10,89 (3,731)* | -2,94 (2,352) | 8,37 (1,630)* | 3,66 (3,050) | 0,41 (2,321) |
| <i>emppadre</i> | 9,99 (7,234) | 1,02 (1,705) | -7,76 (4,042)*** | 2,69 (5,279) | -1,06 (3,276) | 2,27 (2,012) | -2,24 (3,056) | -0,70 (3,401) |
| <i>publico</i> | -3,60 (11,119) | -58,60 (3,786)* | -9,37 (3,903)** | -8,96 (6,617) | -27,70 (4,583)* | -1,32 (2,911) | -19,00 (4,456)* | -41,90 (7,454)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,07 (0,150) | -0,49 (0,045)* | -0,48 (0,167)* | -0,51 (0,183)* | 0,05 (0,046) | -0,10 (0,015)* | 0,06 (0,169) | -0,20 (0,171) |
| <i>SCMATEDU</i> | -16,04 (3,548)* | 2,91 (0,945)* | 2,30 (1,351)*** | 0,99 (2,126) | 3,41 (1,314)* | 1,86 (0,822)** | 8,37 (1,015)* | 6,25 (1,379)* |
| <i>autonomia</i> | 29,06 (9,171)* | 10,31 (3,219)* | 14,77 (4,826)* | -0,24 (5,143) | 3,86 (11,766) | 8,86 (2,917)* | 0,78 (8,681) | -11,87 (4,036)* |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 (0,011)*** | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001) | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,004) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

**Tabla 18: Factores determinantes del rendimiento académico en ciencias.
Estimación MVIL. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012.**

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|-------------------------------|---|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 186,69 (30,172)* | 402,21 (13,116)* | 306,00 (16,787)* | 292,76 (38,752)* | 362,55 (16,186)* | 249,16 (12,766)* | 285,26 (13,053)* | 374,76 (10,578)* |
| <i>norepitente</i> | 311,36 (49,318)* | 54,65 (24,492)** | 164,02 (23,400)* | 222,58 (55,654)* | 128,35 (19,551)* | 203,83 (14,539)* | 147,50 (19,475)* | 110,15 (20,458)* |
| <i>sexo</i> | -27,58 (6,552)* | -5,75 (2,998)*** | -17,01 (2,825)* | -41,36 (6,802)* | -22,87 (3,019)* | -22,79 (1,775)* | -19,40 (2,502)* | -9,79 (2,700)* |
| <i>esfuerzo</i> | 8,29 (5,048) | 8,63 (2,029)* | 7,04 (2,572)* | 3,51 (3,705) | 3,05 (2,278) | 8,38 (1,598)* | 4,44 (2,620)*** | 10,23 (2,412)* |
| <i>disciplina</i> | -11,79 (8,088) | 6,68 (1,971)* | 4,65 (3,177) | 5,29 (4,552) | -0,60 (2,859) | 3,19 (1,841)*** | -1,65 (3,100) | 4,17 (3,097) |
| <i>libros</i> | 2,40 (7,086) | 10,21 (2,922)* | 28,58 (3,017)* | 17,72 (6,166)* | 17,27 (3,784)* | 15,44 (2,476)* | 27,10 (3,698)* | 21,63 (3,388)* |
| <i>educamadre</i> | 10,82 (5,022)** | 12,26 (1,817)* | 7,79 (3,570)** | 0,26 (5,230) | 0,96 (0,330)* | 0,43 (1,685) | 8,74 (2,929)* | 1,91 (0,515)* |
| <i>educapadre</i> | 2,12 (4,812) | 8,54 (1,670)* | 18,84 (3,065)* | 11,05 (3,864)* | -2,92 (2,397) | 8,39 (1,635)* | 3,64 (3,089) | 0,43 (2,322) |
| <i>emppadre</i> | 9,80 (7,486) | 0,95 (1,725) | -7,82 (4,122)*** | 2,88 (5,530) | -1,19 (3,349) | 2,30 (2,019) | -2,17 (3,077) | -0,87 (3,406) |
| <i>publico</i> | -0,80 (12,058) | -58,33 (4,201)* | -8,67 (4,085)** | -8,22 (6,957) | -26,68 (4,788)* | -1,25 (2,920) | -18,89 (4,533)* | -41,78 (7,597)* |
| <i>STRATIO</i> | -0,07 (0,156) | -0,49 (0,046)* | -0,48 (0,170)* | -0,48 (0,191)** | 0,06 (0,047) | -0,10 (0,015)* | 0,06 (0,170) | -0,20 (0,171) |
| <i>SCMATEDU</i> | -16,78 (3,818)* | 2,74 (1,003)* | 2,20 (1,385) | 0,83 (2,243) | 3,15 (1,365)** | 1,84 (0,825)** | 8,31 (1,022)* | 6,28 (1,393)* |
| <i>autonomia</i> | 28,29 (9,563)* | 10,06 (3,366)* | 14,96 (4,933)* | 0,03 (5,345) | 4,26 (12,090) | 8,69 (2,934)* | 0,56 (8,781) | -11,96 (4,081)* |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 (0,012)** | 0,01 (0,002)* | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,002) | 0,01 (0,002)* | 0,00 (0,001) | 0,01 (0,003)* | 0,01 (0,004) |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
* sig. 1%, ** sig. 5%, *** sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.

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

Las características socioeconómicas y culturales del estudiante son relevantes en el rendimiento en esta competencia. Al igual que en las dos áreas anteriores, la cantidad de libros en el hogar condiciona, de forma positiva, la puntuación media en ciencias. Le sigue el nivel educativo de la madre, en la mayoría de países participantes en PISA 2012. Argentina fue la excepción en el caso del efecto de la cantidad de libros

en el hogar. Colombia y México, fueron excepción en el de la educación de la madre, ya que los coeficientes asociados a estas variables no resultaron significativos.

Así, los hogares con más de 200 libros hacen que la puntuación promedio se eleve en 17,7 puntos, comparados con los hogares con menos de esta cantidad, un efecto que se ubica en medio de lo estimado para matemáticas (20,7 puntos) y lectura (16,3 puntos). Los países con un mayor impacto son Chile (28,5 puntos), Perú (27,2 puntos), Uruguay (21,6 puntos), y Colombia (17,9 puntos). Del efecto de la educación de la madre, se encuentra que el promedio latinoamericano está en 5,5 puntos, donde los países con mayores diferenciales, por nivel educativo, son Brasil, Argentina y Perú. De esta manera, los estudiantes de estos países con madres cuyo nivel educativo es de al menos bachillerato obtienen, en promedio, una puntuación en ciencias mayor en 12,2, 10,97 y 8,8 puntos. Al comparar los resultados por competencias, se encuentra que la educación de la madre tiene un mayor efecto en lectura (6,8 puntos), seguido del área de matemáticas (5,6 puntos) y por último en ciencias (5,5 puntos).

La educación del padre y su relación con el desempeño obtenido por los estudiantes en ciencias, tiene diferentes resultados. En primer lugar, hay un efecto positivo y significativo en Chile, Brasil, México y Colombia. En cada uno, el que un estudiante tenga un padre con al menos bachillerato, hace que la puntuación promedio en ciencias suba en 19,0, 8,5, 8,3 y 2,6 puntos, respectivamente. En segundo lugar, se encuentran los países que tiene un efecto diferencial no significativo, tal es el caso de Perú (3,7 puntos), Argentina (2,19 puntos) y Uruguay (0,4 puntos) y Costa Rica (-2,9 puntos). Comparando estos resultados con los países cuyo efecto del nivel educativo de la madre es positivo, se encuentra que en Chile y Colombia, el impacto de la educación del padre es mayor que el de la madre. En los demás, el impacto del nivel educativo de la madre es mayor al del padre.

Con respecto al tiempo que dedica el padre al trabajo, los resultados son heterogéneos, al igual que en las otras dos competencias evaluadas. La relación con el rendimiento promedio en ciencias, solo es significativa para los estudiantes chilenos que participaron en PISA 2012, no obstante, esta es negativa; es decir, los estudiantes con padres que trabajan más de medio tiempo, obtienen una disminución de su rendimiento en 7,7 puntos en promedio, con respecto a los estudiantes con padres que trabajan menos de medio tiempo o no trabajan. Esta misma relación se estima para Costa Rica,

Perú y Uruguay, sin embargo, no es significativa. Y en el caso de Argentina, Brasil, Colombia y México se encuentra un efecto positivo y no significativo.

Para finalizar, de los aspectos escolares, se obtienen resultados similares a los de lectura y matemáticas. Particularmente, se mantiene que el efecto de la proporción alumno/profesor si bien sigue siendo negativo, no es significativo ni en Argentina ni en Perú. Para Brasil, Chile, Colombia y México hay un efecto negativo (significativo), y en Costa Rica y Uruguay es positivo, mas no significativo. Respecto al tamaño del centro escolar, también se encuentra que su efecto sobre el desempeño en esta área es casi nulo, ya que los coeficientes estimados son significativamente cercanos a cero. Lo que quiere decir que un estudiante adicional matriculado en el centro escolar no cambia la puntuación media en ciencias.

Desde el punto de vista de las diferencias en rendimiento escolar entre los tipos de centro, se encuentran divergencias en todos los países participantes en PISA 2012, que desfavorecieron a los colegios públicos; sin embargo, en algunos casos, no hay suficiente evidencia estadística para aceptar el efecto diferencial por centros educativos. Es decir, en países como Argentina, Colombia y México si bien los colegios privados lograron, en promedio, una mayor puntuación este efecto no fue significativo.

Ahora bien, en Argentina y México tampoco resultaron significativas estas desigualdades en lectura y matemáticas. Por lo tanto, dadas las estimaciones econométricas a través de VI, la titularidad del centro escolar no fue un factor determinante en el rendimiento académico de los estudiantes en estos dos países. De los demás países estudiados, se estima que Brasil y Uruguay son los más desiguales en ciencias. En promedio, los estudiantes de colegios privados obtienen 57,3 y 42,0 puntos más, respectivamente, que los que asisten a las escuelas públicas, al igual que lo encontrado para lectura y matemáticas. De esta manera, estos países son los que presentan la mayor desigualdad educativa en las pruebas PISA 2012, ya que los resultados en lectura y matemáticas también fueron liderados por ellos.

De los efectos del nivel de autonomía, hay que decir que estos son acordes a lo encontrado en general por la literatura. Para la competencia científica, por un lado, se estiman relaciones positivas y significativas con la puntuación promedio en Argentina (28,8 puntos), Chile (14,7 puntos), Brasil (9,9 puntos) y México (8,7 puntos). No significativas en Costa Rica (4,3 puntos) y Perú (0,8 puntos). Por otro lado, el efecto negativo y significativo se dio sólo en Uruguay (-11,8 puntos) y no significativo en

Colombia (-0,1 puntos). Por lo anterior, y teniendo en cuenta los resultados estimados para comprensión lectora y matemáticas, no se puede establecer una relación general entre la autonomía y el desempeño académico en los países que participan en PISA 2012, dada la heterogeneidad de los efectos estimados.

Por último, la calidad de los materiales educativos resulta en un efecto negativo en Argentina. Así, por cada unidad monetaria adicional en el gasto educativo, la puntuación promedio en ciencias se reduce en 16,2 puntos. El caso argentino es muy particular, ya que esta relación también es estimada en las otras dos competencias evaluadas en PISA 2012. Además, fue el único país, de los ocho estudiados, cuyo gasto no favorece el rendimiento académico de sus estudiantes. Los países con el mayor impacto de este tipo de gasto sobre la puntuación promedio en ciencias son Perú (8,3 puntos) y Uruguay (6,2 puntos), al igual que ocurrió con comprensión lectora (10,6 y 9,1 puntos en promedio, respectivamente) y con matemáticas (9,1 y 7,1 puntos en promedio).

5.2. Causas de las desigualdades en el desempeño académico entre los centros públicos y privados

El objetivo central del presente trabajo es identificar los principales factores que explican las diferencias en rendimiento escolar académico, entre los centros públicos y privados, en los países de América Latina participantes en PISA, en las tres competencias evaluadas. Para este propósito, se estima nuevamente la FPE [modelo (2)] a través de la metodología de VI, para cada uno de estos países. Esta vez, controlando por tipo de centro, y aplicando la descomposición de OB. Para ello, se toma el valor promedio de los plausibles en lectura, matemáticas y ciencias como variables dependientes. A continuación, se exponen los resultados obtenidos.

En los resultados de las regresiones econométricas aplicadas a la FPE para cada una de las áreas evaluadas en PISA 2012, con las metodologías 2sls, MGM y MVIL, se ha encontrado que la titularidad del centro escolar es un factor preponderante en el rendimiento académico escolar, con las excepciones de Argentina y México, en los cuales el coeficiente asociado a la variable *publico* no resulta estadísticamente significativo; aunque su signo es negativo, lo que indica una mayor puntuación media de las escuelas privadas. Brasil y Uruguay son los países de mayor desigualdad en

términos de las diferencias en resultados académicos, ya que presentan en promedio, las brechas más altas; mientras que Chile y Colombia se son los de menor desigualdad.

En este apartado se presentan los resultados de la aplicación de la técnica OB, que permite identificar las causas que están detrás de las divergencias en desempeño académico escolar entre los colegios públicos y privados a partir de dos componentes: uno explicado y otro no explicado por modelo empleado.

5.2.1. Comprensión lectora

La Tabla 19 contiene los resultados de las diferencias estimadas en el rendimiento académico en comprensión lectora, teniendo en cuenta solo la titularidad del centro. Al no incluirse los *inputs* de la FPE, las puntuaciones promedio tanto para colegios públicos como privados en los ocho países latinoamericanos, son superiores a los calculados en la estimación de la FPE en la sección anterior. Por lo tanto, al incluir las características socioeconómicas del estudiante, las puntuaciones promedio y las correspondientes diferencias estimadas son menores (Altonji, et al., 2005).

La hipótesis nula que se plantea aquí es que la diferencia entre el valor promedio de la puntuación en lectura de los colegios privados y los colegios públicos es cero [H_0 : $\text{Prom}(0) - \text{Prom}(1) = 0$]. De aceptarse, estadísticamente hablando, se concluirá que no existen brechas en desempeño académico. Esta hipótesis se contrasta con otra que plantea que esta diferencia es mayor a cero, por lo que la puntuación promedio de los colegios privados es mayor a la de los públicos [H_A : $\text{Prom}(0) - \text{Prom}(1) > 0$]. De esta manera, si se rechaza la hipótesis nula, ello sería indicativo de que hay divergencias en favor de los centros privados.

Con base en los resultados del valor de la distribución t y teniendo en cuenta un nivel de significancia del uno por cien, no existe suficiente evidencia para aceptar la hipótesis nula. Este análisis preliminar lleva a concluir, por tanto, que existe una diferencia en rendimiento académico en favor de las escuelas privadas. Brasil y Uruguay siguen presentando la mayor brecha en puntuación promedio en comprensión lectora entre los ocho países estudiados (87,5 y 99,4 puntos). Colombia y México tienen la menor desigualdad educativa (46,3 y 37,8 puntos). Ver Tabla 19.

Tabla 19: Diferencias en rendimiento académico escolar entre colegios públicos y privados. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012, Lectura.

| Tipo de centro | Obs | Promedio | Error est. | Desv. est. | [95% Inter. Conf.] | |
|---|--------|----------|------------|--|--------------------|--------|
| ARG Privado (0) | 2.155 | 459,32 | 1,676 | 7,779 | 456,036 | 462,61 |
| Público (1) | 3.753 | 371,60 | 1,478 | 9,053 | 368,700 | 374,50 |
| Total | 5.908 | 403,60 | 1,248 | 9,590 | 401,150 | 406,04 |
| Diferencia | | 87,72 | 2,327 | | 83,16 | 9,23 |
| BRA Privado (0) | 2.750 | 475,46 | 1,425 | 7,475 | 472,67 | 478,26 |
| Público (1) | 16.454 | 387,88 | 0,573 | 7,351 | 386,76 | 389,00 |
| Total | 19.204 | 400,42 | 0,576 | 7,981 | 399,29 | 401,55 |
| Diferencia | | 87,58 | 1,518 | | 84,609 | 90,56 |
| CHL Privado (0) | 4.810 | 478,95 | 1,077 | 7,467 | 476,84 | 481,06 |
| Público (1) | 1.899 | 414,56 | 1,497 | 6,522 | 411,62 | 417,49 |
| Total | 6.709 | 460,72 | 0,949 | 7,773 | 458,86 | 462,58 |
| Diferencia | | 64,39 | 1,955 | | 60,56 | 68,22 |
| COL Privado (0) | 1.880 | 450,94 | 1,950 | 8,456 | 447,11 | 454,76 |
| Público (1) | 7.184 | 404,55 | 0,851 | 7,215 | 402,88 | 406,22 |
| Total | 9.064 | 414,17 | 0,811 | 7,721 | 412,58 | 415,76 |
| Diferencia | | 46,38 | 1,940 | | 42,58 | 50,19 |
| CRI Privado (0) | 650 | 504,46 | 2,376 | 6,057 | 499,79 | 509,12 |
| Público (1) | 3.952 | 430,14 | 0,978 | 6,146 | 428,22 | 432,06 |
| Total | 4.602 | 440,64 | 0,981 | 6,657 | 438,71 | 442,56 |
| Diferencia | | 74,32 | 2,596 | | 69,23 | 79,41 |
| MEX Privado (0) | 4.164 | 462,13 | 1,127 | 7,273 | 459,92 | 464,34 |
| Público (1) | 29.642 | 424,29 | 0,425 | 7,312 | 423,46 | 425,12 |
| Total | 33.806 | 428,95 | 0,403 | 7,413 | 428,16 | 429,74 |
| Diferencia | | 37,85 | 1,209 | | 35,48 | 40,22 |
| PER Privado (0) | 1.247 | 443,09 | 2,369 | 8,366 | 438,45 | 447,74 |
| Público (1) | 4.756 | 368,34 | 1,168 | 8,052 | 366,05 | 370,63 |
| Total | 6.003 | 383,87 | 1,118 | 8,665 | 381,68 | 386,06 |
| Diferencia | | 74,75 | 2,583 | | 69,69 | 79,81 |
| URY Privado (0) | 877 | 496,31 | 2,369 | 7,017 | 491,66 | 500,96 |
| Público (1) | 4.438 | 396,84 | 1,251 | 8,332 | 394,39 | 399,29 |
| Total | 5.315 | 413,25 | 1,225 | 8,929 | 410,85 | 415,65 |
| Diferencia | | 99,47 | 3,004 | | 93,58 | 105,36 |
| H ₀ : Prom(0) - Prom(1) = 0 ; H _A : Prom(0) - Prom(1) > 0 | | | | Valor t = 37,6 ; 57,6 ; 32,9 ; 23,9 ; 28,6 ; 31,2 ; 28,9 ; 33,1 ; <i>p</i> -valor: 0.0000* | | |

*Valores t para cada país, en su orden, ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay, *p*-valor menor al nivel de significancia del 1%, en todos los países, por lo tanto, las diferencias medias, a favor de los colegios privados, son significativas.

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

Ahora bien, al aplicar OB controlando por tipo de centro escolar e incluyendo las características socioeconómicas del estudiante, se obtienen resultados que

corroboran las mayores desigualdades en los países mencionados. Es decir, Brasil y Uruguay siguen siendo los países con las mayores brechas educativas a favor de los centros privados en comprensión lectora. Colombia y México se mantienen con las diferencias medias más bajas. Dado que los resultados son similares entre las tres metodologías empleadas (2sls, MGM y MVIL), en términos de las diferencias y desviaciones estándar, en adelante las interpretaciones se realizan tomando en cuenta el valor promedio de los resultados de la aplicación de OB, a partir de los tres enfoques metodológicos (ver [Anexo 16](#)).

Las brechas escolares para cada uno de los países son explicadas en una alta proporción por el componente observado del modelo, es decir, por las diferencias en dotaciones entre los estudiantes que asisten a los centros públicos y privados. En la parte no explicada, el efecto coeficientes explica significativamente una parte de las diferencias en puntuación y el efecto interacción no fue significativo. Por ejemplo, para Brasil, Uruguay y Argentina, los países con las mayores divergencias medias, de los 95,7, 83,7 y 75,9 puntos de diferencia, 33,8, 74,0 y 44,1 son explicados por las diferencias en dotaciones individuales, familiares y escolares, entre los centros públicos y privados, seguido, 8,6, 23,1 y 15,2 puntos del efecto coeficientes y 7,4, -1,2 y 16,6 puntos del efecto interacción, respectivamente.

Para México, el país con la menor brecha, cada efecto es de 86,2, 8,6 y -51,2 puntos, lo que se traduce en 43,5 puntos de diferencia. En los demás países se mantiene la misma estructura, por lo tanto, el modelo tiene un alto poder predictivo a la hora de explicar dichas diferencias medias. Su componente explicado corresponde a un 58,0% ARG, 40,4% BRA, 104,4% CHL, 68,0% COL, 121,4% CRI, 197,9% MEX, 74,8% PER y 77,3% URY, de las brechas dadas en el puntuación promedio en lectura. Cabe mencionar que el efecto coeficientes es significativo en todos los países y el efecto interacción no. Además, este último tiene un peso positivo solo en Argentina y Brasil, en los demás es negativo, de allí que en algunos casos la capacidad explicativa del modelo supere el cien por cien (ver [Tabla 20](#), [Tabla 21](#) y [Tabla 22](#)).

Tabla 20: Causas de la diferencia en desempeño en lectura entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación 2sls.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 448,424*** (2,929) | 480,093*** (1,948) | 462,505*** (1,903) | 456,441*** (2,869) | 502,989*** (3,528) | 464,358*** (3,532) | 442,257*** (3,597) | 499,080*** (3,145) |
| <i>Público</i> | 372,398*** (3,161) | 396,280*** (1,254) | 413,157*** (2,999) | 396,427*** (1,966) | 431,687*** (1,608) | 420,815*** (0,969) | 368,585*** (1,868) | 403,306*** (1,944) |
| Diferencia | 76,026*** (4,309) | 83,813*** (2,317) | 49,347*** (3,552) | 60,014*** (3,478) | 71,303*** (3,877) | 43,543*** (3,662) | 73,672*** (4,053) | 95,774*** (3,697) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 40,616*** (7,436) | 14,075* (7,388) | 38,012*** (7,405) | 15,322** (6,189) | 44,764 (39,356) | 54,217*** (20,742) | 33,094** (16,508) | 67,531* (36,730) |
| <i>Familiares</i> | 4,831*** (1,475) | 11,788*** (2,197) | 10,296*** (1,492) | 12,406*** (2,596) | 13,070** (5,433) | 24,440*** (3,875) | 11,464** (5,836) | 12,802** (5,096) |
| <i>Escolares</i> | -1,641 (2,901) | 8,181*** (2,566) | 2,479 (1,525) | 13,032*** (4,303) | 17,891 (17,580) | 7,414 (6,191) | 9,465* (5,616) | -6,993 (5,241) |
| Total | 43,805*** (7,986) | 34,043*** (7,104) | 50,786*** (6,011) | 40,761*** (5,235) | 75,725 (53,379) | 86,071*** (22,712) | 54,022*** (14,919) | 73,341** (35,837) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -41,592 (42,633) | -85,082*** (29,607) | 25,702 (38,072) | -38,468 (44,897) | 32,333 (125,844) | 188,973 (147,434) | 24,330 (76,647) | 11,245 (94,186) |
| <i>Familiares</i> | 23,412* (12,922) | 17,829** (7,536) | 27,368*** (9,838) | 19,293** (8,758) | 2,121 (23,059) | 39,466*** (11,363) | 5,537 (20,024) | 21,872 (18,121) |
| <i>Escolares</i> | -6,403 (19,452) | -7,978 (13,469) | -47,987*** (16,813) | 5,010 (11,992) | -5,767 (13,310) | -86,205* (46,118) | -65,746*** (12,512) | -18,216** (9,257) |
| <i>cosntante</i> | 44,858 (38,008) | 118,841*** (22,282) | 5,171 (32,534) | 41,231 (46,407) | 1,355 (105,796) | -133,599 (138,481) | 59,816 (62,293) | 9,301 (92,403) |
| Total | 20,275* (11,901) | 43,611*** (4,305) | 10,255** (4,366) | 27,066*** (5,726) | 30,042*** (4,659) | 8,635** (3,937) | 23,937*** (4,767) | 24,202*** (6,967) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 12,835 (12,330) | 24,880*** (8,749) | -4,606 (9,167) | 7,897 (9,022) | -11,689 (39,555) | -26,383 (20,746) | -3,685 (16,733) | -6,906 (37,197) |
| <i>Familiares</i> | -2,270 (1,939) | -8,199*** (2,561) | -4,915*** (1,907) | -6,500** (2,944) | -6,103 (5,683) | -19,956*** (3,978) | -5,344 (6,019) | -11,032* (5,813) |
| <i>Escolares</i> | 1,382 (3,636) | -10,523*** (3,212) | -2,173 (3,606) | -9,211* (5,369) | -16,673 (17,746) | -4,824 (6,352) | 4,742 (6,017) | 16,169*** (5,734) |
| Total | 11,947 (13,593) | 6,158 (8,014) | -11,694* (6,502) | -7,813 (7,042) | -34,464 (53,441) | -51,163** (22,751) | -4,287 (15,140) | -1,768 (36,325) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clascie y prescolar (México)*. Variables dependientes, valor medio PV*READ. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Tabla 21: Causas de la diferencia en desempeño en lectura entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MGM.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 448,460*** (2,938) | 479,906*** (1,921) | 462,484*** (1,941) | 456,398*** (2,841) | 502,911*** (3,629) | 464,350*** (3,543) | 442,094*** (3,737) | 499,034*** (3,143) |
| <i>Público</i> | 372,546*** (3,176) | 396,207*** (1,264) | 413,158*** (3,046) | 396,448*** (1,965) | 431,645*** (1,613) | 420,777*** (0,968) | 368,539*** (1,869) | 403,303*** (1,938) |
| Diferencia | 75,914*** (4,326) | 83,699*** (2,300) | 49,325*** (3,612) | 59,950*** (3,454) | 71,266*** (3,971) | 43,573*** (3,672) | 73,556*** (4,178) | 95,731*** (3,692) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 40,793*** (7,456) | 13,330* (7,392) | 38,971*** (7,487) | 15,342*** (5,590) | 46,989 (40,229) | 54,406*** (20,792) | 35,428** (17,114) | 67,510* (36,723) |
| <i>Familiares</i> | 4,735*** (1,474) | 12,032*** (2,199) | 10,222*** (1,511) | 12,534*** (2,509) | 12,957** (5,548) | 24,357*** (3,867) | 10,349* (6,025) | 12,655** (5,087) |
| <i>Escolares</i> | -1,450 (2,902) | 7,678*** (2,521) | 2,313 (1,549) | 13,178*** (4,234) | 18,724 (17,995) | 7,442 (6,206) | 9,786* (5,798) | -6,921 (5,236) |
| Total | 44,078*** (8,004) | 33,039*** (7,062) | 51,507*** (6,084) | 41,054*** (4,972) | 78,671 (54,577) | 86,205*** (22,776) | 55,563*** (15,455) | 73,244** (35,831) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -42,328 (42,706) | -88,465*** (29,694) | 27,387 (38,383) | -38,346 (42,807) | 38,925 (128,587) | 190,436 (147,790) | 35,098 (79,280) | 11,795 (94,164) |
| <i>Familiares</i> | 24,226* (12,928) | 18,977** (7,494) | 27,787*** (9,981) | 20,029** (8,640) | 1,324 (23,536) | 39,373*** (11,375) | 2,310 (20,700) | 21,308 (18,094) |
| <i>Escolares</i> | -5,592 (19,512) | -5,815 (13,452) | -46,262*** (17,023) | 5,335 (11,902) | -6,307 (13,429) | -86,996* (46,212) | -66,411*** (12,584) | -18,592** (9,250) |
| <i>cosntante</i> | 43,334 (38,091) | 118,789*** (22,298) | 1,227 (32,916) | 39,998 (43,852) | -4,072 (108,076) | -134,141 (138,884) | 52,674 (64,482) | 9,727 (92,386) |
| Total | 19,640* (11,910) | 43,485*** (4,328) | 10,140** (4,439) | 27,016*** (5,710) | 29,870*** (4,706) | 8,671** (3,945) | 23,671*** (4,829) | 24,238*** (6,956) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 12,974 (12,354) | 26,049*** (8,778) | -4,893 (9,245) | 7,869 (8,619) | -13,741 (40,419) | -26,596 (20,796) | -5,983 (17,311) | -7,127 (37,188) |
| <i>Familiares</i> | -2,204 (1,944) | -8,647*** (2,567) | -5,030*** (1,933) | -6,611** (2,866) | -6,027 (5,794) | -19,871*** (3,970) | -4,274 (6,204) | -10,922* (5,802) |
| <i>Escolares</i> | 1,425 (3,635) | -10,228*** (3,184) | -2,399 (3,634) | -9,377* (5,312) | -17,507 (18,158) | -4,836 (6,367) | 4,578 (6,190) | 16,298*** (5,728) |
| Total | 12,195 (13,610) | 7,175 (7,998) | -12,321* (6,576) | -8,120 (6,847) | -37,275 (54,633) | -51,303** (22,815) | -5,679 (15,647) | -1,751 (36,317) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clascie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*READ. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Tabla 22: Causas de la diferencia en desempeño en lectura entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MVIL.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 448,424*** (2,970) | 480,093*** (1,953) | 462,505*** (1,984) | 456,441*** (2,877) | 502,989*** (4,639) | 464,358*** (3,548) | 442,257*** (3,752) | 499,080*** (3,195) |
| <i>Público</i> | 372,398*** (3,900) | 396,280*** (1,381) | 413,157*** (3,210) | 396,427*** (2,058) | 431,687*** (1,615) | 420,815*** (0,973) | 368,585*** (1,916) | 403,306*** (2,034) |
| Diferencia | 76,026*** (4,902) | 83,813*** (2,392) | 49,347*** (3,773) | 60,014*** (3,537) | 71,303*** (4,912) | 43,543*** (3,679) | 73,672*** (4,213) | 95,774*** (3,787) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 41,346*** (7,716) | 14,721 (12,900) | 40,065*** (8,303) | 15,415** (6,281) | 66,127 (92,131) | 54,496*** (20,957) | 35,623* (19,255) | 69,758* (39,253) |
| <i>Familiares</i> | 4,787*** (1,496) | 11,735*** (2,370) | 9,998*** (1,607) | 12,383*** (2,612) | 11,204 (9,264) | 24,467*** (3,897) | 10,678 (6,637) | 12,629** (5,259) |
| <i>Escolares</i> | -1,584 (2,941) | 8,142*** (2,629) | 2,237 (1,627) | 12,998*** (4,327) | 27,132 (40,267) | 7,390 (6,216) | 9,553 (5,840) | -6,894 (5,317) |
| Total | 44,549*** (8,260) | 34,598*** (11,531) | 52,301*** (6,655) | 40,796*** (5,256) | 104,463 (124,598) | 86,354*** (22,930) | 55,853*** (16,818) | 75,494** (38,241) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -85,627 (61,939) | -99,398** (48,455) | 23,317 (44,070) | -44,935 (48,151) | 100,032 (293,945) | 189,779 (148,972) | 30,972 (89,228) | 7,409 (100,892) |
| <i>Familiares</i> | 25,816* (14,241) | 19,776** (8,047) | 27,462*** (10,571) | 19,283** (8,885) | -6,465 (41,762) | 39,593*** (11,429) | 4,027 (22,536) | 25,276 (18,673) |
| <i>Escolares</i> | 4,186 (22,956) | -5,908 (17,760) | -44,135** (18,422) | 4,695 (12,169) | -9,228 (19,347) | -86,525* (46,393) | -64,366*** (12,963) | -16,196* (9,589) |
| <i>cosntante</i> | 61,367 (43,815) | 125,839*** (32,750) | 2,221 (36,493) | 47,160 (49,203) | -54,408 (243,989) | -134,352 (139,829) | 52,456 (71,822) | 4,123 (98,518) |
| Total | 5,742 (18,568) | 40,310*** (5,108) | 8,865* (4,912) | 26,203*** (6,165) | 29,930*** (5,283) | 8,495** (3,958) | 23,089*** (4,986) | 20,612*** (7,773) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 25,618 (17,990) | 29,224** (14,271) | -3,971 (10,621) | 9,263 (9,729) | -32,853 (92,195) | -26,494 (20,962) | -5,091 (19,485) | -5,312 (39,846) |
| <i>Familiares</i> | -3,002 (2,236) | -9,000*** (2,827) | -4,821** (2,076) | -6,679** (3,012) | -4,283 (9,417) | -20,007*** (4,000) | -4,894 (6,818) | -12,185** (6,098) |
| <i>Escolares</i> | 3,121 (4,246) | -11,318*** (3,413) | -3,027 (4,078) | -9,568* (5,515) | -25,954 (40,341) | -4,805 (6,378) | 4,714 (6,243) | 17,166*** (5,912) |
| Total | 25,736 (19,682) | 8,905 (12,421) | -11,819 (7,363) | -6,985 (7,412) | -63,091 (124,608) | -51,306** (22,971) | -5,270 (17,035) | -0,332 (38,845) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clascie y prescolar (México)*. Variables dependientes, valor medio PV*READ. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.

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

Para el promedio de los países participantes en PISA 2012, la desigualdad educativa se estima en 69,1 puntos, distribuida como sigue: 59,0 puntos corresponden a las diferencias presentadas en dotaciones, 22,4 puntos son atribuidos al efecto coeficientes y una relación negativa, no significativa, del efecto interacción de 12,2 puntos. De esta manera, las brechas escolares son explicadas en un 85,3% por las

divergencias en las dotaciones individuales, familiares y de escuela entre los estudiantes que asisten a los colegios públicos o privados (componente observado).

Dentro del componente explicado del modelo, se estima que las diferencias en dotaciones individuales tienen la mayor proporción en cada uno de los países participantes en PISA 2012. Sin embargo, en Costa Rica el efecto no resulta significativo. Este componente representa, en promedio, el 92,7% en ARG, 41,4% BRA, 75,7% CHL, 37,6% COL, 61,0% CRI, 63,0% MEX, 63,2% PER y el 92,2% en URY. Seguidamente, en el caso de Colombia y Costa Rica, están los factores escolares como segundo factor. En cada uno, las diferencias en dotación escolar, entre los colegios públicos y privados, representaron, respectivamente, el 34,4% y el 14,4%. En último lugar, se encuentran los aspectos familiares con el 32,0% y el 24,6%.

Para las otras regiones, las diferencias en dotación familiar estuvieron en segundo lugar y las escolares en tercero. Por orden, los correspondientes porcentajes promedio son: 10,8% y -3,5% en ARG, 35,0% y 23,6% BRA, 19,7% y 4,5% CHL, 28,3% y 8,6% MEX, 19,6% y 17,4% PER y 17,2% y -9,4% URY. Esto quiere decir, en términos generales, que la distribución del componente explicado del modelo viene dado en primer lugar, por las diferencias en dotación individual, posteriormente, por las divergencias en dotaciones familiares y finalmente por las escolares. Eso sí, hay que mencionar que solamente para Brasil, Colombia y Perú las diferencias en dotaciones escolares resultaron significativas.

Al aplicar la técnica de descomposición OB considerando cada una de las variables de la FPE, se encuentra que en los aspectos individuales, tiene un mayor peso la condición de no repetidor de curso. De los puntos de diferencia media en dotación individual, el 98,0% para ARG, 98,8% BRA, 98,3% CHL, 95,0% COL, 108,0% CRI, 99,8% MEX, 100,0% PER y el 99,1% en URY, corresponden a la variable que considera esta condición, esto quiere decir, que las diferencias presentadas en las capacidades académicas entre los estudiantes de colegios públicos y privados, determinan significativamente y en alta proporción la brecha individual. Las diferencias por género, nivel de esfuerzo y disciplina, entre los dos tipos de estudiantes, no solo representaron una mínima proporción sino que también son no significativas en la mayoría de los países participantes en PISA 2012 (ver del Anexo 17 al Anexo 24).

Desde el punto de vista de las diferencias en las dotaciones familiares, se estima que la cantidad de libros (mayor a 200) es un determinante que explica significativa y

positivamente las brechas escolares, a través del efecto dotación, en cada uno de los países estudiados. Estos representaron, en promedio, el 28,2% para ARG, 22,9% BRA, 32,2% CHL, 15,7% COL, 44,5% CRI, 13,0% MEX, 31,9% PER y el 42,8% para URY de los factores familiares. Respecto al nivel educativo de la madre y del padre, se encontraron países donde ambos explican, significativamente, las diferencias en rendimiento escolar. No obstante, en otros países la contribución de la madre es mayor a la del padre (46,2% y 24,6% en BRA), en otras la proporción del nivel educativo del padre es mayor al de la madre (21,1% y 48,6% en CHL, 43,1% y 40,8% en COL y 35,1% y 48,3% en MEX). Perú y Uruguay están sobre la línea de mayor proporción de la madre, pero ninguno de los dos niveles educativos resulta significativo. En Argentina solo lo es la educación de la madre y en Costa Rica solo la del padre (ver del Anexo 17 al Anexo 24).

En los factores de escuela, dentro del efecto dotaciones, para los países en los que resulta significativo esta componente, las diferencias en gasto educativo tuvieron un efecto mayor a la hora de explicar las brechas en desempeño educativo en comprensión lectora. Para el caso de Brasil, Colombia y Perú las diferencias en el gasto educativo, vía inversión en la calidad de los materiales educativos, entre los tipos de centro, representan 8,3, 7,0 y 15,0 puntos, de los 8,0, 13,0 y 9,6 puntos en promedio, respectivamente, del efecto neto de los *inputs* escolares. En segundo lugar, están las diferencias en el tamaño del centro escolar. Para Brasil y Colombia estas diferencias contribuyen en 2,8 y 2,2 puntos, en promedio, a las diferencias escolares⁵⁶. Respecto a la autonomía, los resultados no son homogéneos. Por un lado, para Brasil y México el efecto no es significativo. Por el otro, en Argentina es positivo, pero el impacto no supera un punto. En Colombia las diferencias en el nivel de autonomía, entre los colegios públicos y privados, hacen que estos últimos tengan 5,9 puntos más, en promedio. En el caso de Costa Rica, Perú y Uruguay no fue posible capturar este efecto, ya que el número de centros escolares con autonomía en la gestión de la institución fue muy pequeño (ver del Anexo 17 al Anexo 24)⁵⁷.

⁵⁶ Para Brasil, el tamaño del centro escolar fue de -3,1 puntos. Para Perú, tanto tamaño de centro como de clase fueron negativos (2,4 y 2,8 puntos), por eso, el efecto de la calidad de los materiales educativos fue mayor al efecto neto.

⁵⁷ Al ser una variable dicotómica, la cantidad de ceros que toma por considerar centros escolares sin autonomía fue tal que se obtuvo un vector fila nulo, por tanto, al realizar las estimaciones, la metodología empleada omite este vector.

Con relación al aprovechamiento (efecto coeficientes) que hacen los estudiantes de sus propias características, de las familiares y de las escolares, se determina que en todos los países participantes en PISA 2012 fue significativo; lo que quiere decir que los estudiantes de los colegios privados aprovecharon más sus características, además de los factores no observados y/o capturados por el modelo. Dentro de las observadas, están el aprovechamiento que hacen de las diferencias en la cantidad de libros en el hogar (Brasil, Perú y Uruguay), en el nivel educativo del padre (Colombia y Costa Rica), en la educación de la madre y el padre (México) y si el padre es trabajador de al menos media jornada (Argentina y Chile).

Con lo anterior, lo que se evidencia para las brechas educativas en comprensión lectora, entre los estudiantes que asisten a los colegios públicos y privados, es que en términos generales, el componente observado del modelo tiene un mayor peso que el componente no observado, a la hora de explicar estas diferencias. Por lo que el modelo tiene un alto poder explicativo. Específicamente, las diferencias en dotación individual, a través de la condición de no repetidor, son las que más contribuyen a la diferencia en desempeño escolar. Le siguen las diferencias en dotación familiar, donde los principales factores causantes de las divergencias en la puntuación promedio en comprensión lectora corresponden a la cantidad de libros, y al nivel educativo de la madre y del padre. Los factores escolares solo fueron relevantes en Brasil, Colombia y Perú.

Por último, se encontró que los estudiantes de los colegios privados hacen un mejor uso de las diferencias en las características socioeconómicas y culturales, al encontrar que el efecto coeficientes es significativo en los ocho países latinoamericanos.

5.2.2. Matemáticas

Al calcular la diferencia media en matemáticas entre los dos tipos de centro, sin considerar las características socioeconómicas y culturales de los estudiantes, se estiman brechas significativas en todos los países participantes en PISA 2012. Como se mencionó en el caso de la comprensión lectora, la hipótesis que se plantea aquí es que la diferencia entre la puntuación obtenida por los estudiantes que asisten a los colegios privados es igual al de los colegios públicos [$H_0: \text{Prom}(0) - \text{Prom}(1) = 0$]. Se contrasta con otra hipótesis en la que dicha diferencia es mayor a cero [$H_A: \text{Prom}(0) - \text{Prom}(1) >$

0]. Dado el valor de la distribución t , y su correspondiente p -valor, para cada región, se estima, al uno por cien de significancia, que no hay suficiente evidencia estadística para aceptar la hipótesis nula. Por lo tanto, la diferencia entre las puntuaciones promedio son mayores a cero. Es decir, hay brechas significativas en el desempeño en matemáticas en favor de los estudiantes que asisten a las escuelas privadas (ver [Tabla 23](#)).

La brecha promedio para latinoamérica se calcula en 70,7 puntos, una diferencia superior en 31,7 puntos a la calculada con la FPE en esta área cuando se considera la titularidad del centro escolar como determinante del rendimiento académico escolar. Por lo tanto, al dejar de lado los factores individuales, familiares y escolares, las divergencias en la puntuación en matemáticas entre los estudiantes que asisten a colegios públicos y privados se sobre estima, resultado que también está en línea de lo encontrado por Altonji, et al. (2005) y Gamoran (1996).

Pese a lo anterior, también desde esta perspectiva, Uruguay y Brasil siguen siendo los países con mayores desigualdades educativas en esta área, la brecha promedio para cada uno es de 97,3 y 94,1 puntos. México y Colombia se mantienen como los países con menores divergencias (49,0 y 34,7 puntos). Estas posiciones globales son las mismas que en el caso de comprensión lectora (ver [Tabla 23](#)).

Controlando las estimaciones a través de la titularidad del centro escolar, e incorporando las características socioeconómicas y culturales del estudiante, al aplicar la técnica OB, también se estiman diferencias significativas en desempeño académico, para cada uno de los países participantes en PISA 2012. Los resultados dan cuenta de las desigualdades educativas entre los dos tipos de centros escolares. Al igual que se da con comprensión lectora, dichos resultados son muy similares entre las estimaciones 2sls, MGM y MVIL. Por tanto, las interpretaciones que se realizan consideran el valor promedio en los tres enfoques (ver [Anexo 25](#)).

Tabla 23: Diferencias en rendimiento académico escolar entre colegios públicos y privados. Países participantes en PISA 2012, Matemáticas.

| Tipo de centro | Obs | Promedio | Error est. | Desv. est. | [95% Inter. Conf.] | |
|-----------------|--------|----------|------------|------------|--------------------|--------|
| ARG Privado (0) | 2.155 | 439,14 | 1,407 | 6,533 | 436,377 | 441,90 |
| Público (1) | 3.753 | 370,66 | 1,178 | 7,214 | 368,348 | 372,97 |
| Total | 5.908 | 395,64 | 1,003 | 7,713 | 393,669 | 397,60 |
| Diferencia | | 68,48 | 1,885 | | 64,78 | 72,17 |
| BRA Privado (0) | 2.750 | 463,23 | 1,438 | 7,540 | 460,41 | 466,05 |
| Público (1) | 16.454 | 369,06 | 0,502 | 6,441 | 368,08 | 370,05 |
| Total | 19.204 | 382,55 | 0,533 | 7,387 | 381,50 | 383,59 |
| Diferencia | | 94,17 | 1,362 | | 91,499 | 96,84 |
| CHL Privado (0) | 4.810 | 465,89 | 1,192 | 8,264 | 463,55 | 468,22 |
| Público (1) | 1.899 | 393,53 | 1,501 | 6,541 | 390,59 | 396,47 |
| Total | 6.709 | 445,41 | 1,034 | 8,467 | 443,38 | 447,43 |
| Diferencia | | 72,36 | 2,118 | | 68,21 | 76,51 |
| COL Privado (0) | 1.880 | 424,76 | 1,953 | 8,467 | 420,93 | 428,59 |
| Público (1) | 7.184 | 375,74 | 0,759 | 6,431 | 374,25 | 377,23 |
| Total | 9.064 | 385,91 | 0,754 | 7,183 | 384,43 | 387,38 |
| Diferencia | | 49,02 | 1,788 | | 45,51 | 52,52 |
| CRI Privado (0) | 650 | 469,32 | 2,511 | 6,401 | 464,39 | 474,25 |
| Público (1) | 3.952 | 395,56 | 0,893 | 5,612 | 393,81 | 397,31 |
| Total | 4.602 | 405,97 | 0,926 | 6,279 | 404,16 | 407,79 |
| Diferencia | | 73,76 | 2,425 | | 69,01 | 78,52 |
| MEX Privado (0) | 4.164 | 449,09 | 1,108 | 7,149 | 446,92 | 451,27 |
| Público (1) | 29.642 | 414,32 | 0,401 | 6,900 | 413,53 | 415,10 |
| Total | 33.806 | 418,60 | 0,382 | 7,025 | 417,85 | 419,35 |
| Diferencia | | 34,78 | 1,147 | | 32,53 | 37,03 |
| PER Privado (0) | 1.247 | 427,43 | 2,327 | 8,218 | 422,87 | 432,00 |
| Público (1) | 4.756 | 351,50 | 1,021 | 7,043 | 349,50 | 353,50 |
| Total | 6.003 | 367,27 | 1,023 | 7,925 | 365,27 | 369,28 |
| Diferencia | | 75,93 | 2,323 | | 71,38 | 80,49 |
| URY Privado (0) | 877 | 492,29 | 2,417 | 7,157 | 487,54 | 497,03 |
| Público (1) | 4.438 | 394,93 | 1,156 | 7,702 | 392,66 | 397,20 |
| Total | 5.315 | 411,00 | 1,156 | 8,428 | 408,73 | 413,26 |
| Diferencia | | 97,35 | 2,814 | | 9,18 | 102,87 |

H_0 : Prom(0) - Prom(1) = 0 ; H_A : Prom(0) - Prom(1) > 0

Valor t = 36,3 ; 69,1 ; 34,1 ; 27,4 ; 30,4 ; 30,3 ; 32,6 ; 34,5 ; *p*-valor: 0.0000*

*Valores t para cada país, en su orden, ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay, *p*-valor menor al nivel de significancia del 1%, en todos los países, por lo tanto, las diferencias medias, a favor de los colegios privados, son significativas.

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

La brecha escolar media, calculada en esta área para los ocho países, es de 65,8 puntos, menor a la obtenida sin tener en cuenta las características de los estudiantes.

Comparada con la diferencia media en lectura (tomando el valor promedio estimado con 2sls, MGM y MVIL) es inferior en 3,3 puntos; es decir, que las desigualdades en desempeño son similares en estas dos competencias. Los países que se ubican arriba del promedio latinoamericano son Uruguay (93,3 puntos), Brasil (86,2 puntos), Perú (74,1 puntos) y Costa Rica (70,7 puntos). Los que lograron un menor resultado a la media son Argentina (58,6 puntos), Chile (52,2 puntos), Colombia (51,6 puntos) y México (39,4 puntos). Como se ve, Uruguay y Brasil son los países con la mayor brecha en desempeño académico en matemáticas. Colombia y México son los de menor diferencia escolar, tal y como ocurre en el caso de las diferencias medias en lectura.

De los 65,8 puntos de divergencia en la puntuación promedio entre colegios públicos y privados, para América Latina, 51,2 puntos corresponden al componente observado del modelo y 14,6 puntos al efecto neto del componente no observado (efecto coeficientes e interacción). Se distribuyen de la siguiente forma: 20,6 puntos corresponden al efecto coeficientes y -7,0 puntos al efecto interacción. También en este caso el modelo presenta un gran poder explicativo, ya que el componente observado del modelo representa el 77,9% de las diferencias medias. Esta alta proporción se mantiene en cada uno de las regiones latinoamericanas (ver Tabla 24, Tabla 25 y Tabla 26).

Al tener en cuenta los aspectos del componente observado del modelo, se estima que las diferencias en dotación individual son las que explican, en una mayor proporción, las brechas en desempeño escolar en esta competencia. Para cada una de las regiones, dichas dotaciones representan, del efecto dotaciones, el 94,0% en ARG, 67,7% BRA, 73,5% CHL, 43,7% COL, 69,1% MEX, 70,3% PER y el 92,2% en URY. En Costa Rica este efecto no resulta significativo. En segundo lugar, se ubican las diferencias en dotación familiar, exceptuando Colombia donde los aspectos escolares representan el 34,9% y en tercer lugar los familiares con 21,3%. Para los demás países, el peso de las diferencias en dotación familiar son el 15,4% para ARG, 21,1% BRA, 22,2% CHL, 26,2% MEX y el 13,3% para URY. En Perú no es significativo este efecto. Los aspectos escolares solo son significativos en Colombia y Brasil. En este último país, las diferencias en dotaciones escolares entre los centros públicos y privados son del 11,0%.

Tabla 24: Causas de la diferencia en desempeño en matemáticas entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación 2sls.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 428,924*** (2,249) | 463,592*** (2,295) | 445,209*** (1,904) | 422,482*** (3,582) | 468,825*** (3,536) | 450,535*** (3,891) | 426,344*** (4,001) | 494,230*** (3,538) |
| <i>Público</i> | 370,149*** (2,910) | 377,296*** (1,177) | 392,967*** (2,241) | 370,944*** (1,428) | 398,134*** (1,296) | 411,066*** (0,982) | 352,246*** (1,955) | 400,869*** (1,867) |
| Diferencia | 58,775*** (3,677) | 86,297*** (2,579) | 52,242*** (2,940) | 51,538*** (3,856) | 70,692*** (3,766) | 39,470*** (4,013) | 74,098*** (4,453) | 93,362*** (4,001) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 28,595*** (5,407) | 30,587*** (9,262) | 36,942*** (7,280) | 21,400*** (13,152) | -22,889 (21,450) | 61,129** (23,828) | 39,134** (19,431) | 84,976** (42,899) |
| <i>Familiares</i> | 4,902*** (1,174) | 13,797*** (2,370) | 11,995*** (1,504) | 10,046** (4,275) | 17,870*** (5,088) | 23,327*** (4,116) | 8,366 (6,942) | 12,558** (5,860) |
| <i>Escolares</i> | -3,182 (2,300) | 7,452*** (2,647) | 2,516 (1,538) | 16,376** (6,833) | -11,507 (11,640) | 4,131 (6,649) | 8,257 (6,607) | -5,267 (5,345) |
| Total | 30,315*** (6,041) | 51,836*** (8,825) | 51,453*** (5,915) | 47,822*** (7,542) | -16,525 (30,003) | 88,587*** (25,729) | 55,756*** (17,922) | 92,267** (41,800) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -67,396* (36,450) | -23,907 (34,566) | 67,255* (35,584) | 32,757 (70,628) | -159,546** (70,350) | 235,607 (169,322) | 35,954 (89,938) | 58,995 (109,588) |
| <i>Familiares</i> | 13,303 (11,403) | 23,533*** (7,746) | 28,959*** (8,699) | 15,440 (10,723) | 28,232 (19,268) | 43,407*** (12,202) | 3,626 (23,888) | 17,452 (18,657) |
| <i>Escolares</i> | 14,673 (15,707) | -13,319 (16,091) | -61,333*** (14,676) | 9,337 (12,998) | 27,862** (11,228) | -87,998* (51,329) | -35,804*** (13,466) | -2,260 (9,371) |
| <i>cosntante</i> | 44,222 (29,512) | 58,084** (25,658) | -15,655 (31,299) | -29,200 (74,494) | 134,860** (62,456) | -184,176 (159,066) | 21,881 (72,961) | -55,586 (106,787) |
| Total | 4,802 (10,700) | 44,390*** (4,108) | 19,226*** (3,923) | 28,334*** (4,645) | 31,409*** (5,209) | 6,841 (4,233) | 25,657*** (5,009) | 18,602*** (6,678) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 19,861* (10,585) | 6,755 (10,134) | -14,799* (8,615) | -6,486 (13,651) | 49,044** (21,942) | -32,940 (23,820) | -6,749 (19,602) | -25,065 (43,229) |
| <i>Familiares</i> | -2,008 (1,657) | -10,289*** (2,671) | -5,732*** (1,736) | -4,263 (4,390) | -10,360** (5,278) | -20,464*** (4,217) | -4,466 (7,120) | -7,845 (6,425) |
| <i>Escolares</i> | 5,804* (3,066) | -6,397** (3,184) | 2,094 (3,048) | -13,869* (7,191) | 17,124 (11,797) | -2,555 (6,801) | 3,901 (6,947) | 15,403*** (5,774) |
| Total | 23,657** (11,776) | -9,930 (9,377) | -18,438*** (6,273) | -24,617*** (7,965) | 55,808* (30,252) | -55,958** (25,755) | -7,314 (18,070) | -17,507 (42,134) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepitente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomia, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepitente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepitente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomia, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivacion, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clascie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*MATH. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Tabla 25: Causas de la diferencia en desempeño en matemáticas entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MGM.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|------------------------------|------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 428,412*** (2,267) | 463,477*** (1,936) | 445,193*** (3,056) | 422,889*** (3,079) | 468,825*** (3,484) | 450,548*** (3,893) | 426,389*** (4,008) | 494,244*** (3,582) |
| <i>Público</i> | 370,146*** (2,923) | 377,281*** (2,248) | 393,048*** (1,328) | 370,909*** (1,425) | 398,082*** (1,301) | 411,067*** (0,983) | 352,246*** (1,956) | 401,022*** (1,844) |
| Diferencia | 58,266*** (3,699) | 86,195*** (2,967) | 52,145*** (3,332) | 51,980*** (3,393) | 70,742*** (3,719) | 39,481*** (4,015) | 74,144*** (4,460) | 93,222*** (4,028) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 29,020*** (5,448) | 48,976*** (7,396) | 37,796*** (16,846) | 16,765* (10,865) | -22,146 (21,279) | 61,162** (23,841) | 39,299** (19,471) | 86,611** (43,402) |
| <i>Familiares</i> | 5,103*** (1,186) | 12,018*** (1,523) | 11,840*** (3,149) | 11,272*** (3,587) | 17,801*** (5,046) | 23,177*** (4,082) | 8,256 (6,953) | 12,542** (5,940) |
| <i>Escolares</i> | -3,193 (2,320) | 6,072* (1,560) | 2,286 (3,420) | 18,412*** (5,566) | -11,367 (11,466) | 4,192 (6,650) | 8,202 (6,622) | -5,164 (5,393) |
| Total | 30,930*** (6,093) | 67,066*** (6,009) | 51,922*** (15,193) | 46,449*** (6,715) | -15,712 (29,672) | 88,532*** (25,739) | 55,757*** (17,968) | 93,989** (42,249) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -67,109* (36,587) | 19,685 (36,020) | 70,634** (60,814) | 8,833 (59,522) | -158,223** (69,834) | 235,615 (169,415) | 36,532 (90,124) | 65,280 (110,845) |
| <i>Familiares</i> | 15,755 (11,442) | 21,946** (8,792) | 28,211*** (9,561) | 16,609* (9,315) | 28,350 (19,125) | 43,120*** (12,166) | 3,659 (23,955) | 17,065 (18,797) |
| <i>Escolares</i> | 14,592 (15,810) | -28,835 (14,690) | -57,860*** (24,493) | 8,363 (11,542) | 27,470** (11,241) | -88,467* (51,337) | -35,636*** (13,475) | -3,330 (9,387) |
| <i>cosntante</i> | 40,805 (29,696) | 27,645 (31,712) | -21,315 (42,179) | -5,048 (63,304) | 133,793** (61,932) | -183,441 (159,102) | 21,110 (73,092) | -59,917 (108,013) |
| Total | 4,043 (10,735) | 40,441*** (3,952) | 19,670*** (5,353) | 28,757*** (4,377) | 31,390*** (5,176) | 6,827 (4,234) | 25,665*** (5,012) | 19,097*** (6,643) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 19,688* (10,623) | -5,881 (8,724) | -15,459* (17,801) | -1,866 (11,518) | 48,507** (21,775) | -32,950 (23,833) | -6,890 (19,641) | -27,628 (43,718) |
| <i>Familiares</i> | -2,282 (1,666) | -9,466*** (1,753) | -5,742*** (3,494) | -5,510 (3,720) | -10,385** (5,239) | -20,313*** (4,185) | -4,347 (7,131) | -7,631 (6,490) |
| <i>Escolares</i> | 5,886* (3,085) | -5,965 (3,060) | 1,753 (4,001) | -15,850*** (5,998) | 16,942 (11,627) | -2,614 (6,802) | 3,959 (6,962) | 15,395*** (5,811) |
| Total | 23,293** (11,824) | -21,312 (6,358) | -19,448*** (15,739) | -23,226*** (7,271) | 55,064* (29,924) | -55,878** (25,765) | -7,278 (18,114) | -19,864 (42,570) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clascie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*MATH. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Tabla 26: Causas de la diferencia en desempeño en matemáticas entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MVIL.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 428,924*** (2,444) | 463,592*** (2,812) | 445,209*** (2,080) | 422,482*** (3,961) | 468,825*** (4,024) | 450,535*** (3,927) | 426,344*** (4,020) | 494,230*** (3,591) |
| <i>Público</i> | 370,149*** (3,196) | 377,296*** (1,204) | 392,967*** (2,949) | 370,944*** (1,435) | 398,134*** (1,324) | 411,066*** (0,982) | 352,246*** (1,958) | 400,869*** (1,998) |
| Diferencia | 58,775*** (4,024) | 86,297*** (3,059) | 52,242*** (3,609) | 51,538*** (4,213) | 70,692*** (4,236) | 39,470*** (4,048) | 74,098*** (4,472) | 93,362*** (4,109) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 32,242*** (6,890) | 43,714** (20,160) | 41,568*** (9,470) | 24,665* (17,273) | -32,922 (29,318) | 61,756** (24,320) | 39,417** (19,711) | 87,015* (45,200) |
| <i>Familiares</i> | 4,684*** (1,271) | 12,715*** (3,090) | 11,326*** (1,779) | 9,214* (5,288) | 18,747*** (5,850) | 23,387*** (4,165) | 8,277 (7,025) | 12,400** (6,022) |
| <i>Escolares</i> | -2,897 (2,481) | 6,666** (3,264) | 1,972 (1,776) | 15,177* (8,326) | -15,847 (15,042) | 4,078 (6,710) | 8,267 (6,634) | -5,177 (5,430) |
| Total | 34,030*** (7,472) | 63,095*** (17,887) | 54,865*** (7,488) | 49,056*** (8,969) | -30,023 (40,587) | 89,221*** (26,231) | 55,961*** (18,119) | 94,238** (43,998) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -72,484 (45,565) | 17,399 (70,510) | 45,547 (61,982) | 49,250 (91,689) | -194,819** (95,510) | 240,042 (172,813) | 36,974 (91,210) | 50,695 (115,855) |
| <i>Familiares</i> | 13,977 (12,335) | 21,567** (9,119) | 30,749*** (11,167) | 14,868 (11,923) | 33,094 (22,305) | 43,613*** (12,351) | 3,406 (24,149) | 22,359 (19,392) |
| <i>Escolares</i> | 21,155 (17,664) | -26,571 (26,228) | -47,478** (22,505) | 10,141 (14,496) | 30,056** (11,995) | -88,842* (51,966) | -35,732*** (13,497) | 0,634 (9,812) |
| <i>cosntante</i> | 36,598 (36,006) | 31,285 (47,788) | -14,789 (44,360) | -46,010 (95,830) | 162,489* (83,599) | -187,977 (162,133) | 20,961 (73,933) | -60,185 (112,410) |
| Total | -0,755 (13,046) | 43,680*** (4,420) | 14,030** (7,038) | 28,249*** (4,903) | 30,820*** (5,772) | 6,836 (4,262) | 25,609*** (5,026) | 13,504* (7,815) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 21,381 (13,217) | -5,299 (20,596) | -9,372 (15,046) | -9,608 (17,648) | 60,132** (29,769) | -33,560 (24,310) | -6,970 (19,880) | -21,678 (45,704) |
| <i>Familiares</i> | -2,086 (1,833) | -9,390*** (3,344) | -5,823** (2,264) | -3,451 (5,384) | -11,484* (6,033) | -20,525*** (4,265) | -4,397 (7,203) | -9,571 (6,756) |
| <i>Escolares</i> | 6,205* (3,406) | -5,790 (3,737) | -1,458 (5,604) | -12,708 (8,627) | 21,247 (15,171) | -2,502 (6,861) | 3,895 (6,974) | 16,868*** (6,000) |
| Total | 25,499* (14,527) | -20,479 (18,156) | -16,653* (9,557) | -25,767*** (9,294) | 69,895* (40,810) | -56,587** (26,256) | -7,472 (18,264) | -14,381 (44,496) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clascie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*MATH. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.

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

Teniendo en cuenta los factores que integran las diferencias en dotación individual, en términos generales, la condición de no repetidor es la que determina significativamente la diferencia en la puntuación promedio en matemáticas, entre los estudiantes de colegios públicos y privados (caso excepcional Costa Rica). De hecho, dadas las proporciones, explican casi en su totalidad el efecto sobre esta diferencia:

103,8% ARG, 80,9% BRA, 97,9% CHI, 98,5% COL, 101,2% MEX y 100,0% URY. Estas altas proporciones también se encontraron en el caso de comprensión lectora (ver Anexo 26 al Anexo 33).

Los aspectos familiares están distribuidos entre la cantidad de libros en el hogar, la educación de la madre y el nivel educativo del padre. No obstante, en algunos países el mayor peso (significativo) a la hora de explicar las brechas académicas, a través del efecto dotación, la tuvo el primer aspecto (36,0% ARG y 54,5% URY), en otros, la educación de la madre (51,0% BRA), o la educación del padre (42,8% CHL, 40,1% COL, 45,5% MEX y 72,4% PER) (ver Anexo 26 al Anexo 33)

Respecto a los factores escolares, se encuentra que las diferencias en gasto educativo, entre los centros públicos y privados determinan la divergencia promedio en matemáticas, entre estos dos tipos de colegios. En Brasil, el país con más desigualdad, de los 6,7 puntos con los que contribuyen los aspectos escolares al efecto de las dotaciones individuales, 8,9, 3,8 y -5,0 puntos, corresponden a las divergencias en el gasto realizado en la calidad de los materiales educativos, al tamaño de la clase y del centro escolar, respectivamente. Con lo cual, en este punto, resultan más importantes las diferencias en la calidad de los materiales educativos. Este mayor peso de la calidad de los materiales educativos, se da también en los demás países latinoamericanos, excepto en Uruguay donde el efecto no es significativo.

Con respecto al componente no observado del modelo, se halla que el efecto coeficientes no es significativo para Argentina y México, pero sí el efecto interacción. Ergo, hay aspectos no capturados por el modelo que influyen en las diferencias en rendimiento académico entre los tipos de centro. En los demás países, si bien el efecto coeficientes es significativo, en algunas no se debió a los aspectos individuales, familiares o de escuela (Colombia, Perú y Uruguay). En otros en cambio, además de los factores no observados, se debieron a los factores familiares (Brasil y Chile). Hay que recordar que el peso de estos componentes fue poco relevante a la hora de explicar las divergencias, y que la mayor proporción la tiene el componente observado del modelo.

Dado lo anterior, se tiene para el área de matemáticas diferencias medias en desempeño entre los estudiantes que asisten a los centros privados y públicos, en los ocho países participantes en PISA 2012. Los estudiantes que acuden a centros privados obtuvieron una mayor puntuación promedio. Al no incluir las características socioeconómicas y culturales del estudiante, las brechas estimadas son mayores a las

calculadas en la estimación de la FPE, con la titularidad de centro como factor determinante de la puntuación promedio en matemáticas. Al aplicar la técnica OB, controlando por tipo de centro e incluyendo estas características, las diferencias medias siguen siendo significativas, pero menores a las obtenidas al inicio de este apartado 5.2.2. Los países con mayor desigualdad educativa son Uruguay y Brasil y los de menor Colombia y México.

Las desigualdades en el desempeño se explican en una mayor proporción por el componente observado del modelo, del cual las diferencias en dotación individual entre los estudiantes de los centros públicos y privados son las más importantes, seguidas de los aspectos familiares (excepto Colombia) y de los factores escolares (significativas solo en Brasil y Colombia). En cada uno de estos componentes, los factores que contribuyeron significativamente a las divergencias en rendimiento son la condición de no repetidor (dotación individual), la cantidad de libros, el nivel educativo de la madre y el padre (dotación familiar) y las diferencias en el gasto educativo (dotación escolar). Estos resultados coinciden en gran medida con los obtenidos en el caso de la comprensión lectora.

5.2.3. Ciencias

Al considerar la titularidad del centro escolar para obtener las diferencias en la puntuación promedio en ciencias, se estima nuevamente que los estudiantes de colegios privados logran un mayor rendimiento que los estudiantes de los colegios públicos. Esto es, hay evidencia estadística de la existencia de brechas significativas en desempeño académico escolar. En esta competencia, el promedio para los ocho países que participan en PISA 2012 es de 67,5 puntos, siendo la de menor entre las tres áreas evaluadas (lectura 71,5 puntos y matemáticas 70,73 puntos). Tal y como se da en las otras dos áreas, esta brecha resulta mayor a la estimada con la FPE que, como se ha mencionado, incluye el tipo de centro escolar como determinante de la puntuación promedio (ver Tabla 27).

Tabla 27: Diferencias en rendimiento académico escolar entre colegios públicos y privados. Países latinoamericanos participantes en PISA 2012, Ciencias.

| Tipo de centro | Obs | Promedio | Error est. | Desv. est. | [95% Inter. Conf.] | |
|-----------------|--------|----------|------------|------------|--------------------|--------|
| ARG Privado (0) | 2.155 | 459,48 | 1,467 | 6,809 | 456,608 | 462,36 |
| Público (1) | 3.753 | 382,34 | 1,329 | 8,142 | 379,734 | 384,94 |
| Total | 5.908 | 410,48 | 1,110 | 8,532 | 408,302 | 412,65 |
| Diferencia | | 77,14 | 2,076 | | 73,07 | 81,22 |
| BRA Privado (0) | 2.750 | 470,26 | 1,354 | 7,102 | 467,60 | 472,91 |
| Público (1) | 16.454 | 383,02 | 0,512 | 6,569 | 382,02 | 384,02 |
| Total | 19.204 | 395,51 | 0,528 | 7,317 | 394,48 | 396,55 |
| Diferencia | | 87,24 | 1,370 | | 84,553 | 89,92 |
| CHL Privado (0) | 4.810 | 484,51 | 1,141 | 7,912 | 482,27 | 486,74 |
| Público (1) | 1.899 | 415,91 | 1,511 | 6,587 | 412,95 | 418,88 |
| Total | 6.709 | 465,09 | 0,997 | 8,167 | 463,14 | 467,04 |
| Diferencia | | 68,59 | 2,049 | | 64,58 | 72,61 |
| COL Privado (0) | 1.880 | 441,54 | 1,908 | 8,272 | 437,79 | 445,28 |
| Público (1) | 7.184 | 400,29 | 0,777 | 6,588 | 398,77 | 401,81 |
| Total | 9.064 | 408,84 | 0,753 | 7,168 | 407,37 | 410,32 |
| Diferencia | | 41,25 | 1,806 | | 37,71 | 44,79 |
| CRI Privado (0) | 650 | 490,64 | 2,314 | 5,900 | 486,09 | 495,18 |
| Público (1) | 3.952 | 418,97 | 0,919 | 5,775 | 417,17 | 420,77 |
| Total | 4.602 | 429,09 | 0,930 | 6,307 | 427,27 | 430,92 |
| Diferencia | | 71,66 | 2,452 | | 66,86 | 76,47 |
| MEX Privado (0) | 4.164 | 449,09 | 1,017 | 6,564 | 447,09 | 451,08 |
| Público (1) | 29.642 | 415,37 | 0,376 | 6,469 | 414,63 | 416,10 |
| Total | 33.806 | 419,52 | 0,358 | 6,574 | 418,82 | 420,22 |
| Diferencia | | 33,72 | 1,072 | | 31,62 | 358,25 |
| PER Privado (0) | 1.247 | 420,47 | 2,001 | 7,066 | 416,54 | 424,40 |
| Público (1) | 4.756 | 360,40 | 0,961 | 6,628 | 358,51 | 362,28 |
| Total | 6.003 | 372,88 | 0,923 | 7,149 | 371,07 | 374,69 |
| Diferencia | | 60,07 | 2,138 | | 55,88 | 64,26 |
| URY Privado (0) | 877 | 501,85 | 2,494 | 7,385 | 496,96 | 506,75 |
| Público (1) | 4.438 | 400,98 | 1,236 | 8,234 | 398,56 | 403,40 |
| Total | 5.315 | 417,62 | 1,224 | 8,923 | 415,22 | 420,02 |
| Diferencia | | 100,88 | 2,993 | | 95,01 | 106,74 |

H_0 : Prom(0) - Prom(1) = 0 ; H_A : Prom(0) - Prom(1) > 0

Valor t = 37,1 ; 63,6 ; 33,4 ; 22,8 ; 29,2 ; 31,4 ; 28,0 ; 33,7 ; *p*-valor: 0.0000*

*Valores t para cada país, en su orden, ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay, *p*-valor menor al nivel de significancia del 1%, en todos los países, por lo tanto, las diferencias medias, a favor de los colegios privados, son significativas.

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

Al plantear las mismas hipótesis que en los casos anteriores, se encuentra, a partir de las estimaciones de la distribución *t* y los *p-value* respectivos, que la diferencia

entre la puntuación promedio de los colegios privados y públicos es distinta de cero, al uno por cien de nivel de significatividad. Uruguay y Brasil, son los países con la mayor desigualdad en rendimiento en ciencias, con una diferencia media de 100,8 y 87,2 puntos, respectivamente. Colombia sigue siendo una de las regiones con la menor desigualdad (41,2 puntos), seguido de Costa Rica con 33,7 puntos de diferencia (ver Tabla 27).

Ahora bien, al controlar por el tipo de centro escolar, y al incluir las variables socioeconómicas y culturales del estudiante, las estimaciones de las brechas en desempeño académico escolar, aplicando la técnica OB a través de las metodologías 2sls, MGM y MVIL, se calcula que dichas diferencias siguen siendo significativas, en todos los países. Además, son menores a las obtenidas anteriormente.

En el contexto latinoamericano, tomando el valor medio de las tres estimaciones, los estudiantes de colegios privados obtienen 462,0 puntos en promedio, y los estudiantes de los colegios públicos 398,3 puntos. De esta manera, la brecha estimada es de 63,6 puntos, menor a las halladas en lectura y matemáticas. Por tanto, también desde esta perspectiva, en esta área se da la desigualdad más baja en rendimiento escolar entre los dos centros escolares, la más alta está en lectura (69,1 puntos de diferencia), seguida de matemáticas (65,8 puntos de diferencia). Teniendo en cuenta las divergencias medias para cada país, Uruguay y Brasil son los países con la mayor brecha. En cada uno, la diferencia es de 94,8 y 83,1 puntos, respectivamente. México con 37,4 puntos, y Colombia con 42,5 puntos, se ubican en el séptimo y octavo lugar (ver Anexo 34).

El componente observado del modelo tiene un gran peso a la hora de explicar las divergencias medias en desempeño escolar en cada país. Así, de los puntos de diferencia estimada, el porcentaje de explicación del mismo es del 78,5% para ARG, 46,5% BRA, 89,8% CHL, 110,7% COL, 140,6% CRI, 192,8% MEX, 69,2% PER y del 84,6% para URY. Como se ve, el modelo presenta un alto poder explicativo, ya que la proporción del componente observado es mayor a la proporción del componente no observado, menos en Brasil.

Para los casos en el que la proporción supera el cien por cien, el efecto del componente no observado fue tal que, en el efecto neto resultó negativo, es decir, la diferencia entre el efecto coeficientes y el efecto interacción fue negativa, y de tal magnitud que hace que la brecha en rendimiento escolar sea menor al efecto dotaciones. La proporción explicada por el componente no observado en estas regiones corresponde

al -10,7% en COL, -40,6% CRI y al -92,8% en MEX. En los demás países, la proporción de esta componente se calcula en 21,5% para ARG, 53,5% BRA, 10,2% CHL, 30,8% PER y en 15,4% para URY.

Tabla 28: Causas de la diferencia en desempeño en ciencias entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación 2sls.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 453,377*** (2,910) | 474,956*** (1,903) | 466,466*** (1,664) | 436,715*** (3,767) | 491,209*** (2,658) | 449,999*** (3,023) | 420,939*** (2,991) | 502,259*** (3,364) |
| <i>Público</i> | 384,656*** (3,840) | 391,834*** (1,209) | 414,814*** (2,774) | 394,238*** (2,257) | 420,580*** (1,503) | 412,545*** (0,878) | 360,826*** (1,575) | 407,426*** (1,704) |
| Diferencia | 68,721*** (4,818) | 83,122*** (2,255) | 51,652*** (3,234) | 42,477*** (4,391) | 70,629*** (3,053) | 37,453*** (3,148) | 60,112*** (3,380) | 94,832*** (3,771) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 41,254*** (11,337) | 12,135 (8,077) | 29,169*** (5,927) | 23,414* (12,556) | 23,735 (16,603) | 45,515** (18,415) | 26,084* (14,635) | 71,070** (35,105) |
| <i>Familiares</i> | 4,792*** (1,490) | 13,789*** (2,188) | 11,691*** (1,316) | 9,457** (4,248) | 14,978*** (3,984) | 19,802*** (3,229) | 8,952 (5,620) | 14,270** (5,612) |
| <i>Escolares</i> | -4,450 (2,957) | 5,372** (2,602) | 5,025*** (1,369) | 14,405** (7,005) | 2,359 (8,278) | 5,435 (5,296) | 6,922 (4,835) | -7,310 (5,522) |
| Total | 41,596*** (11,935) | 31,297*** (7,800) | 45,884*** (4,871) | 47,276*** (7,641) | 41,071* (22,619) | 70,752*** (19,894) | 41,959*** (13,035) | 78,030** (34,478) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -81,201 (55,123) | -88,534*** (31,591) | 6,422 (32,242) | -21,879 (73,331) | -25,964 (54,921) | 152,298 (131,189) | 14,715 (67,930) | 47,196 (89,925) |
| <i>Familiares</i> | 16,581 (14,026) | 21,869*** (7,740) | 36,232*** (9,087) | 23,273* (12,503) | 12,576 (15,813) | 33,051*** (9,602) | 2,371 (20,034) | 4,767 (18,957) |
| <i>Escolares</i> | 20,568 (21,207) | 23,117 (14,265) | -36,253** (15,250) | -2,825 (14,539) | 0,048 (12,423) | -69,242* (40,306) | -47,663*** (10,681) | -1,554 (9,545) |
| <i>constante</i> | 42,360 (53,719) | 86,924*** (22,813) | 10,743 (28,005) | 13,455 (74,995) | 43,959 (47,094) | -109,743 (123,750) | 47,323 (54,429) | -17,712 (87,678) |
| Total | -1,691 (13,289) | 43,376*** (4,252) | 17,144*** (4,288) | 12,024* (6,441) | 30,619*** (4,472) | 6,364* (3,457) | 16,746*** (4,113) | 32,697*** (6,616) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 23,891 (15,929) | 26,076*** (9,303) | -0,055 (7,773) | 4,662 (14,329) | 8,286 (17,166) | -21,245 (18,430) | -1,573 (14,836) | -21,527 (35,511) |
| <i>Familiares</i> | -1,707 (2,123) | -10,284*** (2,538) | -7,786*** (1,767) | -6,186 (4,530) | -9,135** (4,292) | -14,935*** (3,336) | -3,098 (5,756) | -5,545 (6,160) |
| <i>Escolares</i> | 6,632* (3,879) | -7,343** (3,184) | -3,536 (3,189) | -15,299* (7,827) | -0,212 (8,620) | -3,482 (5,452) | 6,078 (5,188) | 11,177* (5,918) |
| Total | 28,816* (17,260) | 8,449 (8,621) | -11,377** (5,671) | -16,823* (9,061) | -1,061 (22,874) | -39,663** (19,942) | 1,408 (13,259) | -15,894 (34,902) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmad, clascie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*SCIE. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.

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

Tabla 29: Causas de la diferencia en desempeño en ciencias entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MGM.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 453,654*** (2,812) | 474,949*** (2,626) | 466,448*** (1,688) | 437,078*** (3,443) | 490,938*** (2,768) | 450,045*** (3,035) | 421,105*** (2,846) | 502,186*** (3,414) |
| <i>Público</i> | 384,641*** (3,842) | 391,740*** (1,489) | 414,887*** (2,772) | 394,278*** (2,264) | 420,513*** (1,504) | 412,527*** (0,876) | 360,818*** (1,568) | 407,454*** (1,698) |
| Diferencia | 69,013*** (4,761) | 83,209*** (3,019) | 51,561*** (3,245) | 42,800*** (4,121) | 70,425*** (3,150) | 37,518*** (3,159) | 60,287*** (3,249) | 94,732*** (3,813) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 39,602*** (10,978) | 39,128** (15,553) | 29,906*** (6,015) | 20,761* (11,146) | 28,655* (16,477) | 45,726** (18,491) | 23,775* (13,565) | 73,359** (35,793) |
| <i>Familiares</i> | 5,093*** (1,443) | 11,398*** (2,832) | 11,577*** (1,328) | 10,127*** (3,874) | 14,817*** (4,058) | 19,452*** (3,215) | 9,880* (5,180) | 13,877** (5,684) |
| <i>Escolares</i> | -3,863 (2,850) | 3,505 (3,013) | 4,882*** (1,383) | 15,048** (6,415) | 3,914 (8,279) | 5,601 (5,313) | 6,725 (4,654) | -7,275 (5,584) |
| Total | 40,832*** (11,564) | 54,031*** (13,980) | 46,365*** (4,946) | 45,936*** (6,905) | 47,386** (22,445) | 70,780*** (19,972) | 40,380*** (12,273) | 79,960** (35,161) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -87,804 (54,233) | -30,980 (57,835) | 9,685 (32,468) | -35,928 (67,153) | -10,593 (54,475) | 154,030 (131,726) | 4,807 (63,148) | 53,802 (91,617) |
| <i>Familiares</i> | 19,232 (13,743) | 21,154** (9,062) | 35,845*** (9,126) | 22,699* (11,727) | 11,447 (16,082) | 32,451*** (9,605) | 5,621 (18,611) | 3,259 (19,136) |
| <i>Escolares</i> | 18,874 (20,891) | 1,492 (22,644) | -36,070** (15,297) | -3,273 (13,619) | 0,322 (12,419) | -70,550* (40,477) | -47,433*** (10,577) | -2,427 (9,602) |
| <i>cosntante</i> | 48,243 (52,376) | 44,903 (38,923) | 7,622 (28,261) | 28,826 (68,108) | 29,287 (46,769) | -109,471 (124,206) | 54,064 (51,068) | -22,095 (89,427) |
| Total | -1,455 (13,269) | 36,569*** (5,747) | 17,081*** (4,292) | 12,325* (6,355) | 30,463*** (4,451) | 6,459* (3,464) | 17,059*** (4,048) | 32,538*** (6,623) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 25,602 (15,689) | 9,535 (16,928) | -0,782 (7,826) | 7,434 (13,178) | 3,412 (17,013) | -21,512 (18,505) | 0,593 (13,800) | -24,115 (36,186) |
| <i>Familiares</i> | -2,007 (2,090) | -9,715*** (3,305) | -7,669*** (1,773) | -6,867 (4,183) | -9,053** (4,361) | -14,576*** (3,322) | -4,084 (5,324) | -4,999 (6,223) |
| <i>Escolares</i> | 6,041 (3,799) | -7,212* (3,813) | -3,435 (3,195) | -16,028** (7,307) | -1,783 (8,621) | -3,633 (5,468) | 6,339 (5,016) | 11,347* (5,974) |
| Total | 29,636* (17,013) | -7,392 (14,810) | -11,886** (5,717) | -15,461* (8,541) | -7,424 (22,679) | -39,722** (20,019) | 2,848 (12,531) | -17,767 (35,573) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clasie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*SCIE. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología hot-deck.

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

Tabla 30: Causas de la diferencia en desempeño en ciencias entre los colegios públicos y privados. América Latina en PISA 2012. Estimación MVIL.

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 453,377*** (5,375) | 474,956*** (1,901) | 466,466*** (1,709) | 436,715*** (4,072) | 491,209*** (9,924) | 449,999*** (3,274) | 420,939*** (3,044) | 502,259*** (3,475) |
| <i>Público</i> | 384,656*** (3,842) | 391,834*** (1,351) | 414,814*** (2,844) | 394,238*** (2,355) | 420,580*** (1,516) | 412,545*** (0,881) | 360,826*** (1,612) | 407,426*** (1,749) |
| Diferencia | 68,721*** (6,607) | 83,122*** (2,332) | 51,652*** (3,318) | 42,477*** (4,704) | 70,629*** (10,039) | 37,453*** (3,391) | 60,112*** (3,445) | 94,832*** (3,890) |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 78,615* (46,690) | 11,613 (23,072) | 30,517*** (6,521) | 25,960* (15,524) | 148,841 (813,928) | 50,001** (22,113) | 26,972* (15,629) | 75,835* (40,188) |
| <i>Familiares</i> | 2,559 (3,659) | 13,832*** (2,823) | 11,496*** (1,381) | 8,808* (4,951) | 4,048 (71,898) | 20,234*** (3,581) | 8,676 (5,906) | 13,900** (5,949) |
| <i>Escolares</i> | -1,526 (6,360) | 5,404* (2,858) | 4,866*** (1,425) | 13,471* (8,076) | 56,472 (349,225) | 5,054 (5,714) | 6,953 (4,911) | -7,099 (5,697) |
| Total | 79,648* (47,869) | 30,849 (20,226) | 46,879*** (5,292) | 48,239*** (8,677) | 209,361 (1,091,899) | 75,289*** (23,670) | 42,602*** (13,713) | 82,636** (39,307) |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 48,984 (166,734) | -108,139 (81,495) | 8,196 (35,121) | -15,096 (88,860) | 372,739 (2,604,361) | 183,581 (157,457) | 14,975 (72,584) | 53,868 (102,910) |
| <i>Familiares</i> | 13,870 (20,737) | 24,192*** (9,154) | 35,970*** (9,384) | 22,832* (13,504) | -38,240 (335,954) | 34,537*** (10,682) | 2,222 (20,943) | 6,486 (19,631) |
| <i>Escolares</i> | 47,586 (43,127) | 26,634 (27,379) | -34,782** (15,769) | -2,494 (15,747) | -20,591 (135,758) | -75,260* (45,006) | -46,554*** (10,988) | -0,476 (9,847) |
| <i>cosnstante</i> | -112,175 (195,753) | 97,128* (52,165) | 7,270 (30,197) | 5,962 (90,653) | -283,526 (2,138,365) | -136,583 (146,793) | 45,447 (57,867) | -29,233 (99,973) |
| Total | -1,735 (13,712) | 39,816*** (5,138) | 16,654*** (4,466) | 11,204 (6,928) | 30,382*** (9,735) | 6,274* (3,653) | 16,090*** (4,252) | 30,645*** (7,164) |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | -13,430 (47,825) | 31,979 (23,874) | -0,454 (8,466) | 3,501 (17,280) | -116,396 (813,925) | -25,624 (22,119) | -1,591 (15,856) | -24,108 (40,633) |
| <i>Familiares</i> | 0,524 (3,963) | -11,248*** (3,213) | -7,662*** (1,841) | -5,730 (5,228) | 1,695 (71,918) | -15,382*** (3,678) | -3,082 (6,049) | -5,933 (6,544) |
| <i>Escolares</i> | 3,713 (6,796) | -8,274** (3,554) | -3,764 (3,342) | -14,736* (8,882) | -54,413 (349,234) | -3,104 (5,860) | 6,094 (5,269) | 11,592* (6,142) |
| Total | -9,192 (49,297) | 12,457 (20,757) | -11,881* (6,118) | -16,965* (10,131) | -169,114 (1,091,894) | -44,110* (23,704) | 1,421 (13,955) | -18,449 (39,763) |

Nota: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. Individuales: *sexo, norepíente, esfuerzo y disciplina*. Familiares: *libros, educamadre educapadre y emmpadre*. Escolares: *autonomía, STRATIO, SCIMATEU, y SCHSIZE*. Variable instrumentalizada *norepíente*. Instrumentos incluidos: *sexo, norepíente, esfuerzo, disciplina, libros, educamadre educapadre, emmpadre, autonomía, STRATIO, SCIMATEU y SCHSIZE*. Instrumentos no incluidos: *motivación, minuesp, minumat, minucie, clasesp, clasmat, clasie y prescolar* (México). Variables dependientes, valor medio PV*SCIE. La imputación para los datos missing se realizó con la metodología *hot-deck*.

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

La contribución que hacen cada uno de los aspectos que conforman el componente observado del modelo se concentra en las diferencias en dotación individual en todas las regiones estudiadas, al igual que en lectura y matemáticas. Para cada una, dichas diferencias corresponden al 98,3% en el caso de ARG, 54,1% BRA, 64,3% CHL, 49,5% COL, 67,7% CRI, 65,1% MEX, 61,4% PER y al 91,5% en el caso de URY, del

efecto dotación. En segundo lugar están las diferencias en dotación familiar, en último, las diferencias en dotación escolar. Aunque para estas últimas, el efecto solo resulta significativo en Brasil y Chile.

Ahora, dentro del componente individual, la condición de no repetidor contribuye en mayor medida a las brechas escolares. Para cada país, las divergencias entre los estudiantes de colegios públicos y privados, que no repitieron curso, representan 53,9 de los 54,0 puntos de diferencias en dotación individual en Argentina, 10,7 de los 38,7 puntos en Brasil (no significativo), 29,1 de los 46,3 puntos en Chile, 23,0 de los 47,1 puntos en Colombia, 54,3 de los 99,2 puntos en Costa Rica (no significativo), 47,6 de los 72,2 puntos en México, 25,8 de los 41,6 puntos en Perú y 73,4 de los 80,2 puntos en Uruguay. En términos generales, los demás aspectos no son significativos. Esta alta participación de la condición de no repetidor de curso, también se presenta en los casos de lectura y matemáticas (ver Anexo 35 al Anexo 42).

Respecto a las diferencias en dotación familiar para las regiones donde el efecto es significativo, se estima que en Argentina la contribución de la cantidad de libros en el hogar tiene la mayor proporción, aunque su efecto no fue significativo (46,0%), en otras, la educación de la madre explica en mayor medida este efecto (el 50,0% en BRA, el 49,0% PER, no significativo, y el 44,0% en URY) y la educación del padre hace lo propio en Chile, Colombia y México (48,0%, 52,0% y 43,0% respectivamente). Ver Anexo 35 al Anexo 42.

Considerando los aspectos escolares, en las regiones donde este efecto es significativo, se halla que la diferencia en el gasto educativo, para la calidad de los materiales educativos, entre los tipos de centro escolar, tiene el mayor peso entre las variables consideradas en el modelo. Para Brasil y Chile, este factor explica significativamente 6,4 y 4,13 puntos, en promedio, de los 4,7 y 4,9 estimados para dicho factor, respectivamente. En el caso de Brasil, la contribución en cada uno resulta superior debido al impacto negativo (significativo) que se presenta con el tamaño del centro educativo. En Chile se debe a la proporción alumno/profesor. Estos impactos se calculan en -4,0 y -1,8 puntos, en promedio, para cada país. En Argentina, el efecto del gasto es negativo, en Colombia y Uruguay no es significativo, mientras que en Costa Rica, México y Perú la relación es positiva y significativa (ver Anexo 35 al Anexo 42).

Por último, del aprovechamiento que realizan los estudiantes de sus diferencias socioeconómicas y culturales (componente no observado), los resultados sugieren que

lo estudiantes de los colegios privados hacen un mejor uso de estas divergencias, ya que en promedio el efecto coeficientes resulta significativo en la mayoría de países estudiados (Argentina fue la excepción). Específicamente, hay un mejor aprovechamiento de las características familiares en el caso de Brasil, Chile, Colombia y México, dado que hay una contribución estadísticamente significativa de esta componente. Para los demás países, son los factores no capturados por el modelo los que determinan dicho aprovechamiento. Cabe mencionar que el peso de esta componente a la hora de explicar las brechas en puntuación promedio en el área de ciencias es modesto, al igual que sucede con las áreas de lectura y matemáticas.

5.3. Síntesis de los resultados encontrados a partir de la aplicación de OB

Inicialmente, al no considerar las características socioeconómicas y culturales de los estudiantes, se estiman brechas significativas en desempeño escolar, entre los colegios públicos y privados, en los países de América Latina participantes en PISA 2012 en las tres áreas evaluadas. La competencia que tiene la diferencia más alta es ciencias, y la más baja lectura. Los países donde se encuentran las mayores desigualdades educativas son Brasil y Uruguay, y los de menores, Colombia y México. No obstante, al no tener en cuenta los *inputs* individuales, familiares y escolares, las divergencias medias son mayores a las obtenidas en la estimación de la FPE, en la cual se incorpora la titularidad del centro escolar como determinante del rendimiento académico. De esta manera, se halla una sobreestimación de las brechas escolares, resultado que coincide con lo encontrado por Altonji, et al. (2005) y Gamoran (1996) para el caso de los Estados Unidos. Aun así, las posiciones globales respecto a las desigualdades, se mantuvieron.

Al emplear la técnica de OB, controlando por tipo de centro escolar, a partir de las estimaciones econométricas obtenidas con los métodos 2sls, MGM y MVIL que resolvieron la endogeneidad detectada en la FPE (correlación entre *norepetidor* y el error del modelo), se evidencian una vez más diferencias significativas en el desempeño académico escolar entre los centros privados y públicos en las tres competencias evaluadas en PISA 2012. Dichas diferencias también resultan de menor magnitud a las calculadas sin tener en cuenta los *inputs* de la FPE. Brasil y Uruguay tienen las

diferencias más altas en desempeño académico en las tres áreas, y Colombia presentó la más baja entre las ocho regiones estudiadas.

La aplicación de esta técnica permite identificar las principales causas de las desigualdades educativas. Así, se determina que el componente observado del modelo tiene un mayor peso que el no observado, a la hora de explicar las divergencias público/privado. Por tanto, la capacidad explicativa del modelo es alta. Para el promedio de los ocho países latinoamericanos, en comprensión lectora, esta componente representa el 92,7%, en matemáticas el 81,3% y en ciencias el 101,6%. Con base en estos resultados, se encuentra que el efecto dotación es el principal factor causante de las divergencias en rendimiento escolar.

Dentro de esta componente, el aspecto más relevante lo constituye la diferencia en dotación individual, entre los estudiantes de las escuelas públicas y privadas, seguido por las diferencias en dotación familiar y en dotación escolar. Esta última es significativa en Brasil, Colombia y Perú. En cada uno de ellos, los factores más importantes son,

- 1) en las diferencias individuales, la condición de no repetidor;
- 2) en las diferencias familiares, la cantidad de libros en el hogar, la educación de la madre y del padre;
- 3) en las diferencias escolares, el gasto educativo en la calidad de los materiales educativos y en algunos casos, el nivel de autonomía.

Capítulo 6: Conclusiones

Los países de América Latina han asumido el reto de universalizar la cobertura educativa y mejorar la calidad. La transformación más significativa ha sido la reforma de las leyes educativas para garantizar el acceso de la población excluida. Este impulso legislativo ha estado acompañado de un incremento en el gasto educativo, construyendo más escuelas, creando nuevas plazas docentes e invirtiendo una mayor cantidad de recursos por alumno. De esta manera, se ha producido un aumento de la cobertura educativa (3,5 millones de alumnos nuevos en jardín de infancia, 1,3 en secundaria y 8,7 millones en educación superior). Esto ha ido acompañado de un incremento en los años de escolaridad obligatoria (de diez a 13 años entre el 2000 y el 2015) y en los años promedio de escolaridad. Estos cambios cuantitativos también han ido acompañados de mejoras en el rendimiento escolar en educación primaria (en TERCE la puntuación media fue mayor que en SERCE).

Pese a ello, es necesario mejorar enormemente la calidad educativa en la región. De acuerdo con los resultados obtenidos en PISA 2012, los países latinoamericanos se ubican en el tercio más bajo del ranking (20 peores puntuaciones entre las 65 economías participantes). Además, en promedio, menos del 1,0% de los estudiantes latinoamericanos se encuentran en los niveles cinco y seis (niveles de excelencia) en las áreas de lectura y matemáticas, y menos del 0.5% en ciencias. Estos resultados implican amplias diferencias con respecto al desempeño logrado por el conjunto de países de la OCDE, Europa Occidental, Europa Oriental y Asia Pacífico.

Considerando el rendimiento escolar de los centros educativos en América Latina, de acuerdo a su condición de público o privado, los resultados en las pruebas PISA dan cuenta del mejor desempeño académico de los estudiantes que asisten a las instituciones privadas, lo que constituye evidencia de los problemas en equidad educativa.

Con todo, trascendiendo el ámbito latinoamericano, los trabajos empíricos en economía de la educación no han obtenido resultados homogéneos; es decir, algunos reconocen la relación positiva y significativa en favor de los centros privados; otros, al controlar por las características socioeconómicas del estudiante, concluyen que la relación entre el tipo de colegio y el desempeño escolar resulta débil o desaparece, y por

último, están los que obtienen una relación negativa. Tampoco hay conclusiones claras en torno a si las brechas educativas se deben, o bien a la competencia de mercado originada por la presencia de los colegios privados, o bien a la mayor autonomía que tienden a tener estas instituciones en la responsabilidad y gestión administrativa y académica, y como consecuencia del nivel de eficiencia. Finalmente, la literatura no identifica las causas de las brechas escolares.

Estas investigaciones han empleado ampliamente la FPE para medir la calidad educativa y encontrar los factores determinantes del desempeño escolar. Para su estimación, han usado técnicas econométricas tales como MCO y HML. Esta última, se ha ido haciendo popular, ya que sus coeficientes son más robustos al considerar que estudiantes y escuelas tienen características propias que se relacionan de forma intrínseca con la puntuación escolar. No obstante, ambas técnicas suponen que los *inputs* individuales, familiares y escolares no están correlacionadas con el error de la FPE. Por lo tanto, de no cumplirse este supuesto, los resultados obtenidos a través de estas dos metodologías son inconsistentes, debido a la existencia de endogeneidad.

El presente trabajo halla evidencia estadística del problema de endogeneidad, a través de la correlación entre la *condición de no repetidor* y el error del modelo. Por lo tanto, se emplean las metodologías 2sls, GMM y LIML de variables instrumentales para estimar la FPE de los países de América Latina participantes en PISA 2012, en las tres competencias evaluadas. Como variables instrumentales se utilizan el que el estudiante no se escapara del colegio (*motivacion*), los minutos promedio de las clases en lectura, matemáticas y ciencias (*minuesp*, *minumat* y *minucie*) y si toma clases entre dos y cuatro horas semanales fuera del colegio en estas áreas (*clasesp*, *clasmat* y *clascie*), obteniendo estimadores insesgados y consistentes.

Los resultados para América Latina, ubican a Brasil, Costa Rica y Uruguay como los países con mayor puntuación media, en las tres áreas evaluadas. Los de menor son Argentina, México y Perú.

Los resultados obtenidos para todos los países estudiados están en línea con los estudios que sugieren que son las características socioeconómicas del estudiante las que tienen un mayor peso sobre sus notas. En unos casos, los *inputs* escolares resultaron significativos, (proporción alumno/profesor, tamaño del centro escolar), en otros, la relación no es significativa (*autonomia*), por lo que no son condicionantes del

rendimiento académico en ninguna de las tres competencias. Solo el gasto en la calidad de los materiales educativos tiene una influencia positiva en el rendimiento escolar.

Considerando las características individuales, en Colombia se dan, para matemáticas y ciencias, las mayores desigualdades por género. Le siguen Argentina, Perú y México. En lectura las estudiantes sacan mejores puntuaciones, especialmente en Uruguay y Brasil. El efecto de la condición de no repetidor se relaciona positivamente en las tres áreas con el rendimiento, y su efecto es mayor en Argentina y México. En cuanto al esfuerzo, medido en función de si el estudiante busca información adicional, resulta un factor determinante del rendimiento solo en el caso de México (lectura), Argentina (matemáticas) y Uruguay (ciencias).

Con respecto a las características familiares, se encuentra que la cantidad de libros en el hogar es un factor determinante de la puntuación media en lectura, matemáticas y ciencias. El efecto es mayor en Chile y Perú. El nivel educativo de los padres también influye en el desempeño académico. El efecto de la educación de la madre es más alto en Argentina, Brasil y Colombia; aunque para este último, en el caso de ciencias, no es significativo. La relación de la educación del padre con el rendimiento en las tres áreas, es significativa solo en Brasil, Chile, Colombia y México.

De los factores de escuela, la relación proporción alumno/profesor y rendimiento es negativa y significativa, y el efecto del tamaño de escuela es positivo. Entre tanto, el gasto en la calidad de los materiales educativos influye positivamente en el desempeño de las tres competencias. El mayor impacto de este factor está en Perú y Uruguay, y en menor grado en Colombia y México. Por último, el grado de autonomía resulta un factor determinante (coeficientes significativos) en cuatro de los ocho países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile y México) en el caso de lectura y matemáticas. Para ciencias, lo es en Argentina, Brasil, Chile, México y Uruguay.

Al considerar la titularidad del centro escolar (diferencias en resultados entre centros públicos y privados), se hallan diferencias en todos los casos y para todas las áreas. Los estudiantes de los centros privados obtienen mejores resultados en las pruebas PISA 2012. Los países con más diferencias son Brasil y Uruguay. Las diferencias estimadas para México y Colombia, las ubican como los países con menores brechas escolares. Así, estas estimaciones se suman a los resultados de los trabajos que han mostrado evidencia empírica de la relación entre la titularidad del centro y el desempeño académico escolar.

Con el objetivo de identificar las causas de las brechas escolares, se aplica la técnica de OB con variables instrumentales, controlando a través del tipo de centro escolar. De esta forma, se determinan brechas significativas entre el desempeño de los colegios públicos y privados, en favor de estos últimos, para todos los países.

Para el conjunto de países latinoamericanos, tomando el valor promedio de los resultados de la descomposición OB con las tres metodologías (2sls, MGM y MVIL), se estima una desigualdad en resultados, a favor de las escuelas privadas, de 69,2 puntos para el área de lectura, 65,8 puntos para matemáticas y 63,5 para ciencias. Brasil y Uruguay son los países de mayor desigualdad en las tres áreas. Colombia y México los de menor. Estas diferencias son explicadas, en mayor proporción, por el componente observado del modelo.

- a) En comprensión lectora, de los 69,2 puntos de divergencia media, 59 obedecen al efecto dotaciones, de los cuales el 65,8% corresponde a las diferencias en dotación individual, el 21,9% a las familiares y el 12,2% a las escolares. Para cada una de estas diferencias, los factores más relevantes son, por orden, la condición de no repetidor, la educación de la madre y el gasto realizado en la calidad de los materiales educativos. El componente no observado del modelo representa solo el 7,2%.
- b) En matemáticas, el modelo también tuvo un alto poder explicativo, ya que su componente observada representa, en promedio, el 83,1%. Así, de los 65,8 de diferencia, 51,3 son debidos al efecto dotación. Dentro de este, en primer lugar, están las diferencias en dotación individual (79,5%), seguido de las divergencias escolares (14,6%) y por último las familiares (5,9%). Al igual que en el área de lectura, se sigue el hecho de que los factores más relevantes en cada uno de estos componentes son: la condición de no repetidor, el gasto en materiales educativos y la educación de la madre. El efecto coeficientes e interacción explican, en su conjunto, el 16,9% de las divergencias en matemáticas, atribuidas a variables inobservables por el modelo, dado que los factores asociados al estudiante y a la escuela no son significativos.
- c) Finalmente, en ciencias, los resultados obtenidos son similares a los anteriores. El efecto dotaciones explica en mayor medida las brechas escolares presentadas en esta área. El mayor peso lo tienen las divergencias en dotación individual (69,0%), seguido de las familiares (20,6%) y escolares (10,4%). Las diferencias

entre los estudiantes de escuelas públicas y privadas que no han repetido curso, la educación de la madre y el gasto en la calidad de los materiales educativos se mantienen como los factores de más peso dentro de cada componente. Por último, de los efectos coeficientes e interacción, solo el primero es significativo, y es explicado por variables no capturadas por el modelo (inobservables).

En suma, lo que se ha podido establecer, a partir de este nuevo enfoque metodológico y que antes no se había logrado, fue unas pautas generales a la hora de explicar las diferencias en desempeño académico entre los colegios públicos y privados para los países latinoamericanos participantes en PISA 2012:

Las diferencias en dotaciones individuales, familiares y escolares son los factores que dan origen a las brechas escolares existentes entre los colegios públicos y privados en PISA 2012, donde las primeras explican, en mayor medida, las desigualdades educativas, seguidas de las diferencias en dotación familiar y, en tercer lugar, escolar. Específicamente, para cada factor, las diferencias en dotaciones entre los estudiantes no repetidores de curso de las escuelas públicas y privadas, las diferencias de la educación de la madre y las diferencias en el gasto que realizan los colegios en la calidad de los materiales educativos, son los factores con un mayor peso.

El sistema público asegura que, dadas las enormes externalidades positivas que posee la educación, se invierta la cantidad social óptima en cada individuo. Si bien el sistema de educación público garantiza el acceso a la educación, el sistema privado también presenta una serie de ventajas: puede llevar a invertir más en educación de más calidad, buscando la diferenciación; aumenta la competencia y consagra la libertad de elección de los padres.

Ya que los dos tipos de instituciones aportan indudables ventajas al sistema educativo, se deberían diseñar políticas educativas que permitieran su coexistencia, neutralizando las consecuencias indeseables en términos de equidad educativa reflejadas en esta Tesis. Un elemento esencial en la búsqueda de equidad es garantizar la formación con iguales estándares de calidad. En función de los resultados hallados, se puede inferir que las políticas de actuación orientadas a garantizar esta equidad deben

de tener en cuenta un enfoque multidimensional, que actúe sobre individuo, familia y centros.

Se debe garantizar que las diferencias en renta no sean un obstáculo ni en el acceso ni en la finalización de los ciclos escolares. En este sentido, cabe destacar la importancia de programas de transferencias monetarias condicionadas como los que se llevan a cabo en Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Estos resultan esenciales para lograr la asistencia continuada a la escuela y evitar el abandono escolar. Este tipo de ayudas, deben de ser coordinadas con políticas sociales de salud, vivienda, alimentación y acceso a infraestructuras de calidad.

Dado que las características familiares tienen un gran peso en la explicación de las brechas entre centros públicos y privados, es fundamental redefinir el papel que desempeñan los hogares en la formación de los individuos. Estos deben incorporarse como un actor esencial en el sistema educativo, tanto fuera de la escuela como dentro. Los padres han de participar activamente en los procesos pedagógicos y actividades extracurriculares. Además, han de buscar afianzar los lazos afectivos y sociales, ya que los entornos familiares poco edificantes se reflejan, de forma negativa, en el ambiente de clase y en el rendimiento escolar.

Los recursos en educación deberían ir encaminados a reducir las diferencias en calidad en infraestructuras educativas. En numerosos casos, los centros que cuentan con una mayor asignación presupuestaria son los que concentran a estudiantes de mayor renta. Una política orientada a cerrar brechas en calidad educativa buscaría destinar más recursos a aquellas escuelas que obtienen peores resultados y concentran a estudiantes de entornos socioeconómicos más desfavorecidos, especialmente en zonas rurales. A partir de este razonamiento, se debe priorizar la formación y capacitación de los docentes destinados a dichos centros. Lamentablemente, en muchos casos, estos son destino de profesores que cuentan con menos incentivos, están menos capacitados y menos motivados.

En los últimos años, las políticas educativas de América Latina han tenido como objetivo fundamental garantizar el acceso a la educación. Una vez que se ha alcanzado un éxito incuestionable, el siguiente paso debe de consistir en asegurar unos estándares de calidad educativa comunes a todos los estudiantes. En una región con los mayores índices de desigualdad, esto, además de asegurar la equidad educativa, constituye la mejor política en la lucha contra la desigualdad.

Bibliografía

- Aguilera, N. & Quintana, M., 2011. El peso de los niños y adolescentes y el rendimiento escolar en México. *El Trimestre Económico, January-March*, 78(1), pp. 115-41.
- Alexander, L. & Simmons, J., 1975. *The determinants of school achievement in developing countries: The educational production function*, Working Paper, 201, Washington, DC: World Bank Staff .
- Altonji, J. G., Todd, E. E. & Taber, R. C., 2005. Selection on Observed and unobserved variables: assesing the effectiveness of catholic schools. *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 151-184.
- Ammermüller, A., 2004. *PISA: What make the difference? Explaining the Gap in PISA Test Scores Between Finland and Germany*, ZEW Discussion Paper, No. 04-04. Mannheim, Germany: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Centre for European Economic Research.
- Ammermüller, A., Heijke, H. & Woessmann, L., 2005. Schooling Quality in Eastern Europe: Educational Production During Transition. *Economics of Education Review*, Issue 24, p. 579–599.
- Anderson, T. W. & Rubin, H., 1949. Estimation of the Parameters of Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations. *Annals of Mathematical Statistics*, Volumen 20, pp. 46-63.
- Arellano, M., 1987. Computing Robust Standard Errors for Within–Groups Estimators.. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Issue 49, p. 431–434.
- Atal, J., Ñopo, H. & Winder, N., 2009. *New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America.*, s.l.: IDB WP 109, 76.
- Ayala, J., Marrugo, S. & Saray, B., 2011. Antecedentes familiares y rendimiento académico en los colegios oficiales de Cartagena. *Economía y Región*, 5(2), pp. 43-85.
- Banco Mundial, 2005. *Mexico determinants of learning policy note*, Informe, 31842-MX, Washington, D.C: Banco Mundial.
- Barranza, N. M., 2010. *Discriminación salarial y segregación laboral por género en las áreas metropolitanas de Barranquilla, Cartagena y Montería*, Barranquilla, Colombia: Serie Documentos del Instituto de Estudios Económicos del Caribe ieec n.º 31 (Ieec), Universidad del Norte.
- Barrera-Osorio, F., García-Moerno, V., Patrinos, H. & Porta, E., 2011. *Using the Oaxaca-Blinder decomposition technnique to analyze learning outcomes changes over time: An application to Indonesia*, Working Paper, 5584, Whasintong D.C: World Bank.
- Basman, R. L., 1960. On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. *Journal of the American Statistical Association*, Issue 55, p. 650–659.
- Baum, C. F., 2006. *An Introduction to Modern Econometrics Usign Stata*. TX: Stata Press.

- Baum, C. F., Schaffer, M. E. & Stillman, S., 2003. Instrumental Variables and GMM: Estimation y Testing. *The Stata Journal*, Volumen 3, pp. 1-31.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E. & Stillman, S., 2007. Enhanced Routines for Instrumental Variables Generalized Method of Moments Estimation and Testing. *The Stata Journal*, 7(4), pp. 465-506.
- Benton, T., 2014. *A re-evaluation of the link between autonomy, accountability and achievement in PISA 2009*, Cambridge, England: Research Division. Assessment Research and Development, Cambridge Assessment.
- Bernat, L., 2005. *Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencias de discriminación?*, Bogotá: Cuadernos PNUD – DANE.
- Bezem, P., Mezzadra, F. & Rivas, A., 2012. *Informe final de Monitoreo de la Ley de Financiamiento Educativo. Informe de Monitoreo y Evaluación*, Buenos Aires: CIPPEC.
- BID, 2015. *América Latina en PISA 2012*. [En línea]
Available at: <http://www.iadb.org/es/temas/educacion/resultados-pisa-2012-en-america-latina,9080.html>
[Último acceso: 17 7 2015].
- Bishop, J. H. & Woessmann, L., 2004. Institutional effects in a simple model of educational production. *Education Economics*, 12(1), pp. 17-38.
- Blinder, A. S., 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), pp. 436-455.
- Bonilla, L., 2011. *Doble Jornada Escolar y la Calidad de la Educación en Colombia*, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, 143, Cartagena, Colombia: Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER).
- Borland, M. V., Howsen, R. M. & Trawick, M. W., 2005. An investigation of the effect of class size on student academic achievement. *Education Economics*, 13(1), pp. 73-83.
- Calero, J. & Escardibul, J. O., 2007. Evaluación de servicios educativos: el rendimiento de los centros públicos y privados medidos en PISA-2003. *Hacienda Pública Española*, 183(4), pp. 33-66.
- Cannon, J. S. & Lipscomb, S., 2011. *Early Grade Retention and Student Success*, San Francisco, CA: Public Policy Institute of California.
- Cárcamo, C. & Mola, J., 2012. Diferencias por sexo en el desempeño académico en Colombia: Un análisis regional. *Economía y Región*, 6(1), pp. 133-169.
- Cervini, R., 2003. Diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos entre estudiantes de escuelas públicas y privadas en la educación secundaria de Argentina: Un análisis multinivel. *Education Policy Analysis Archives*, 11(6), pp. 3-32.
- Cervini, R., 2012. El “efecto escuela” en países de América Latina: reanalizando los datos del SERCE. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 20(39), pp. 1-28.
- CIPPEC, 2011. *Centro de Implementación de Políticas Públicas para la Equidad y el Crecimiento -CIPPEC-*. [En línea]
Available at: <http://www.cippec.org/publicaciones-educacion>
[Último acceso: 25 05 2015].

- Cochran, W. G., 1977. *Sampling Techniques*. 3rd ed. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Coleman, J. y otros, 1966. *Equality of Educational Opportunity*. Washington: Department of Education.
- Coleman, J. S. & Hoffer, T., 1987. *Public and private high school: the impact of communities*. New York: Basic Books.
- Coleman, J. S., Hoffer, T. & Kilgore, S., 1982. Cognitive outcomes in public and private schools. *Sociology of Education*, 55(2), pp. 65-76.
- Consejo Nacional de Rectores, Costa Rica, 2012. *Programa Estado de la Nación*. [En línea]
Available at: <http://www.estadonacion.or.cr/estado-educacion/educacion-breve-perfil>
[Último acceso: 01 02 2015].
- Cordero, J. M., García, C. M. & Manchón, C., 2013. Evaluación del rendimiento académico y sus condicionantes: Una aproximación a partir de TIMSS 2011. En: M. M. Teijeiro Álvarez, ed. *Investigaciones de Economía de la Educación*. La Coruña: Asociación de Economía de la Educación, pp. 541-562.
- Cotton, J., 1988. On the Decomposition of Wage Differentials. *Review of Economics and Statistics*, Volumen 70, p. 236–243.
- Cragg, J., 1983. More Efficient Estimation in the Presence of Heteroskedasticity of Unknown. *Econometrica*, Volumen 51, p. 751–763.
- Crespo, E., Díaz, C. & Pérez, J., 2012. Factores Condicionantes de la Desigualdad Educativa: Un Análisis para el Caso Español. En: E. Pacheco Vieira, ed. *Investigaciones de Economía de la Educación, Vol 7*. Oporto, Portugal: Asociación de Economía de la Educación, pp. 759-774.
- Cumby, R. E., Huizinga, J. & Ofsfeld, M., 1983. Two-Step, Two Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations. *Journal of Economics*, Volumen 21, pp. 333-355.
- Davison, R. & MacKinnon, J. G., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. 2 ed. New York: Oxford University Press.
- Dearden, L., Chris, R. & Luke, S., 2011. What determines private schools choice? A comparison between the United Kingdom and Australia. *Australian Economic Review*, 44(3), pp. 308-320.
- Deina, A. & Mauleón, I., 1995. *El Método Generalizado de Momentos*, s.l.: WP EC 95-06, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A..
- Delgado, B. M., 2014. *La educación básica y media en Colombia: retos en equidad y calidad*, Bogotá: Fedesarrollo.
- Departamento de Estudios y Desarrollo de la División de Planificación y Presupuesto, 2010. *Estadísticas en educación, 2008*, Santiago de Chile: Ministerio de Educación, Chile.
- Donkers, L. & Robert, P., 2008. School choice in the light of the effectiveness differences of various types of public and private school in 19 OECD countries. *Journal of School Choice*, 2(3), pp. 260-301.

- Donoso, S. & Hawes, G., 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*, 28(2), pp. 25-39.
- Durbin, J., 1954. Errors in variables. *Review of the International Statistical Institute*, 22(1/3), pp. 23-32.
- Durrant, G. B., 2009. Imputation Methods for Handling Item-Nonresponse in Practice: Methodological Issues and Recent Debates. *International Journal of Social Research Methods*, 12(4), pp. 293-304.
- Estadísticas de la Calidad Educativa, Ministerio de Educación, Perú, 2010. *Estadísticas de la Calidad Educativa*. [En línea]
Available at: <http://escale.minedu.gob.pe/>
[Último acceso: 02 02 2015].
- Fairlie, 2005. An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and probit models.. *Journal of Economic and Social Measurement*, Volumen 30, p. 305–316..
- Fernández, A. & Del Valle, R., 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*, Volumen 11, pp. 37-57.
- Fertig, M. & Schmidt, C. M., 2002. *The role of background factors for reading literacy: straight national scores in the PISA 2000 study*, Discussion Paper Series, 545, Bonn: IZA.
- Figlio, D. N. & Stone, J. A., 2001. Can public policy affect private school cream skimming?. *Journal of Urban Economics*, Volumen 49, pp. 240-266.
- Formichella, M. M., 2011. Do private schools in Argentina perform better because they are private?. *Cepal Review*, Volumen 105, pp. 141-155.
- Frey, N., 2005. Retention, social promotion and academic redshirting: What do we know and need to know?. *Remedial and Special Education*, 26(6), pp. 332-346.
- Fuchs, T. & Woessmann, L., 2007. What accounts for international differences in student performance? A reexamination using PISA data. *Empirical Economics*, 32(2-3), pp. 433-462.
- Gamboa, L. F. & Waltenberg, F. D., 2012. Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review*, Volumen 31, pp. 694-708.
- Gamoran, A., 1996. Student achievement in public magnet, public comprehensive, and private city high schools. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 18(1), pp. 1-18.
- García, I., Hidalgo, M. & Robles, A., 2010. *Diferencias Regionales en Rendimiento Educativo en España: ¿La familia lo explica todo?*, Working Paper, 10.12 Sevilla: Departament of Economics, Universidad Pablo D Olavide.
- García, J., 2012. Nivel socioeconómico, tipo de escuela y resultados educativos en España: El caso de TIMSS PIRLS 2011. En: *PIRLS-TIMSS 2011 Estudio Internacional de Progreso en comprensión lectora, matemáticas y ciencias IEA, Volumen II: Informe Español. Análisis Secundario*. Madrid: Ministerio de

- Educación, Cultura y Deporte. Instituto Nacional de Evaluación Educativa, pp. 67-108.
- Gardeazabal, J. & Ugidos, A., 2004. More on identification in detailed wage decompositions.. *Review of Economics and Statistics*, Volumen 86, p. 1034–1036.
- Gaviria, A., 2002. *Los que suben y los que bajan: Educación y movilidad social en Colombia*. Bogotá: Fedesarrollo en coedición con Editorial Alfaomega.
- Gaviria, J. L. & Castro, M., 2005. *Modelos Jerárquicos Lineales*. 1a ed. Madrid: La Muralla, S.A.
- Gentili, P., 2013. *Política educacional, ciudadanía e conquistas democráticas*. 1a ed. Sao Pablo: Fundación Perseu Abramo.
- Gertel, H. R., Giuliadori, R. F., Cámara, F. & Decándido, G. D., 2012. Doble-Descomposición de la Brecha en Puntajes entre Estudiantes de Argentina, Chile y México en PISA 2009: Aplicando Oaxaca-Blinder en Regresiones Cuantílicas. En: E. Pacheco Vieira, ed. *Investigaciones de Economía de la Educación, Número 7*. Oporto, Portugal: Asociación de Economía de la Educación, pp. 563-582.
- Goldstein, H., 2011. *Multilevel Statistical Models*. 4 ed. London: Jhon Wiley & Sons, Ltd.
- Greene, W. H., 2012. *Econometric Analysis*. 7 ed. New Jersey: Prentice Hall.
- Guryan, J., Hurst, E. & Kearney, M., 2008. Parental education y parental time with children. *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), pp. 23-46.
- Güzel, Ç. & Berberoğlu, G., 2005. An analysis of the Programme for International Student Assessment 2000 (PISA 2000) mathematical literacy data for Brazilian, Japanese and Norwegian students. *Studies in Educational Evaluation*, Volumen 31, pp. 283-314.
- Hansen, L. P., 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), pp. 1029-1054.
- Hanushek, E. A. & Dongwook, K., 1995. *Schooling, Labor Force Quality, and Economic Growth*, Working Papers Series, 5399, Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.
- Hanushek, E. A., Link, S. & Woessmann, L., 2013. Does school autonomy make sense everywhere? Panel estimates from PISA. *Journal of Development Economics*, Volumen 104, p. 212–232.
- Hanushek, E. A. & Luque, J., 2000. Smaller Classes, Lower Salaries? The Effects of Class Size on Teacher Labor Markets. En: S. W. Laine & J. G. Ward, edits. *Using What We Know: A Review of the Research on Implementing Class-Size Reduction Initiatives for State and Local Policymakers*. Oak Brook, Illinois: North Central Regional Educational Laboratory, pp. 35-51.
- Hanushek, E. A. & Luque, J., 2003. Efficiency and Equity in Schools Around the World. *Economics of Education Review*, 22(5), pp. 481-502.
- Hanushek, E. A. & Woessmann, L., 2007a. *Education quality and economic growth*, Washington, D.C: Banco Mundial.

- Hanushek, E. A. & Woessmann, L., 2007b. *The Role of Education Quality in Economic Growth*, Working Paper, 4122, Washington, D.C: World Bank.
- Hanushek, E. A. & Woessmann, L., 2011. The Economics of International Differences in Educational Achievement. En: E. A. Hanushek, S. Machin & L. Woessmann, edits. *HandBooks in Economics of Education, Vol. 3*. Amsterdam: North-Holland, pp. 89-200.
- Hanushek, E. A. & Woessmann, L., 2012. Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. *Journal of Development Economics*, Issue 99, p. 497–512.
- Hausman, J. A., 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), pp. 1251-1271.
- Hayashi, F., 2000. *Econometrics*. New Jersey: Princenton University.
- Heckman, J. J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), pp. 153-61.
- Henríquez, F., Lara, B., Mizala, A. & Repetto, A., 2012. Effective schools do exist: low-income children's academic performance in Chile. *Applied Economics Letters*, Volumen 19, p. 445–451.
- Hindricks, J., Verschelde, M., Rayp, G. & Schoors, K., 2010. *School autonomy and educational performance: within-country evidence*, Discussion Paper, 2010082. Louvain-la-Neuve, Belgium: Université Catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics (CORE).
- Horrace, W. C. & Oaxaca, R. L., 2001. Inter-industry wage differentials and the gender wage gap: An identification problem.. *Industrial and Labor Relations Review*, Volumen 54, p. 611–618.
- Institute for Statistics, UNESCO, 2012. *Opportunities lost: The impact of grade repetition and early school leaving*.. 1a ed. Quebec: Global Education Digest - GED-.
- Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas "Anísio Teixeira", 2011. *Instituto Nacional de Estudios e Investigaciones Educativas "Anísio Teixeira"*. [En línea]
Available at: <http://portal.inep.gov.br/inep-espanhol>
[Último acceso: 30 01 2015].
- Jann, B., 2008. The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models.. *The Stata Journal*, 8(4), p. 453–479.
- Jencks, C., 1972. *Inequality: A reassessment of the effect of family and schooling in America*. New York: Basic Books.
- Jimenez, E. & Cox, D., 1991. The relative effectiveness of private and public schools: evidence from two developing countries. *Journal of Developmental Economics*, Volumen 34, pp. 99-121.
- Jimenez, E., Lockheed, M. E. & Paqueo, V., 1991. The relative efficiency or private and public schools in developing countries. *World Bank Research Observer*, 6(2), pp. 205-218.

- Kirjavainen, T. & Loikkanen, H. A., 1998. Efficiency differences of Finnish senior secondary schools: an application of DEA and tobit analysis. *Economics of Education Review*, 17(4), pp. 377-394.
- Kleibergen, F. & Paap, R., 2006. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition. *Journal of Econometrics*, 133(1), pp. 97-126.
- Krueger, A. B., 2003. Economic considerations and class size. *Economic Journal*, 113(485), pp. F34-F63.
- Krueger, A. B. & Whitmore, D. M., 2001. The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR. *Economic Journal*, Volumen 111, pp. 1-28.
- Krüger, N. & Formichella, M., 2012. Escuela pública y privada en Argentina: una comparación de las condiciones de escolarización en el nivel medio. Perspectivas. *Revista de Análisis de Economía, Comercio y Negocios Internacionales*, 6(1), pp. 113-144.
- Lassibille, G. & Tan, J., 2001. Are private schools more efficient than public schools? Evidence from Tanzania. *Education Economics, Taylor y Francis Journal*, 9(2), pp. 145-172.
- León, G., Manzi, J. & Paredes, R., 2004. *Calidad docente y rendimiento escolar en Chile: Evaluando la evaluación*, Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Leuven, E., Oosterbeek, H. & Ronning, M., 2008. Quasi-experimental estimates of the effect of class size on achievement in Norway. *Scandinavian Journal of Economics*, 110(4), pp. 663-693.
- Levin, J. D., 2002. *Essays in the economics of education. Ph.D. Dissertation*, Amsterdam: University Amsterdam.
- Little, R. J. & Rubin, D., 2002. *Statistical analysis with missing data*. 2nd ed. New York: Wiley.
- Liviatan, N., 1963. Consistent Estimation of Distributed Lags. *International Econometric Review*, Volumen 4, pp. 44-52.
- Llach, J. J., 2006. *El Desafío de la Equidad Educativa. Diagnóstico y Propuestas*. 1 ed. Buenos Aires, Argentina: Gránica S.A.
- Lockheed, M. E. & Bruns, B., 1990. *School effects on achievement in secondary mathematics and portuguese in Brazil*. Washington: World Bank.
- López, N., 2007. *Las nuevas leyes de educación en América Latina: una lectura a la luz del panorama social de la región*. 1a ed. Buenos Aires: IPE-UNESCO-CLADE.
- Lorel, B., 2008. Assessing Brazilian educational inequalities. *Revista Brasileira de Economía*, 62(1), pp. 31-56.
- Luque, J., Saavedra, J. & Guardia, F., 2007. *The Quality of Education in Latin America and the Caribbean: a research proposal for Peru*. Lima: Abt Associates Inc.
- Madden, D., 1999. *Towards a Broader Explanation of Male-Female Wage Differences*, College Dublin: Working Paper 99-11, Department of Political Economy.
- Madow, W. G., Nisselson, H., Olkin, I. & Rubin, D., 1985. Incomplete Data in Sample Surveys. *Journal of the American Statistical Association*, 80(391), pp. 768-771.

- Malinvaud, E., 1970. *Statistical Method of Econometrics*. Amsterdam: North-Holland.
- Mancebón, M. J. & Muñiz, M. A., 2008. Private versus Public High Schools in Spain: disentangling managerial and program efficiency. *Journal of the Operational Research Society*, 59(7), pp. 892-901.
- Mariano, R. S., 1982. Analytical Small-Sample Distribution Theory in Econometrics. The Simultaneous Equations Case. *International Economics Review*, 23(3), pp. 503-534.
- Marteletto, L., 2012. Educational Inequality by Race in Brazil, 1982-2007: Structural Changes and Shifts in Racial. *Demography*, Volumen 49, pp. 337-58.
- Martin, A., 2011. Holding back and holding behind: grade retention and students' non academic and academic outcomes. *British Educational Research Journal*, 37(5), pp. 739-763.
- Martins, L. & Veiga, V., 2010. Do inequalities in parents' education play an important role in PISA student's mathematics achievement test score disparities?. *Economics of Education Review*, 29(6), pp. 1016-1033.
- McEwan, P., 2013. The impact of Chile's school feeding program on education outcomes. *Economics of Education Review*, Volumen 32, p. 122-139.
- McNeal, R., 2001. Differential effects of parental involvement on cognitive and behavioral outcomes by socio-economic status. *Journal of Socio-Economics*, Volumen 30, p. 171-179.
- Medina, F. & Galván, M., 2007. *Imputación de datos: Teoría y práctica*, Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Naciones Unidas.
- Méndez, N. & Zerpa, M., 2011. Desigualdad en las capacidades educativas. Los casos de Uruguay y Chile. *Revista de Economía*, 18(1), pp. 153-197.
- Meunier, M., 2011. Immigration and student achievement: Evidence from Switzerland. *Economics of Education Review*, 30(1), pp. 16-38.
- Mina, A., 2004. *Factores asociados al logro educativo a nivel municipal*. Documento CEDE 2004-15, Bogotá: Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE), Universidad de los Andes.
- Mincer, J., 1974. Schooling, Experience and Earnings. *NBER*, pp. 41-96.
- Ministerio de Educación de la Nación, Argentina, 2011. *Dirección Nacional de Información y Evaluación de la Calidad Educativa*. [En línea] Available at: <http://portales.educacion.gov.ar/diniece/informacion-estadisticas/> [Último acceso: 27 01 2015].
- Ministerio de Educación y Cultura, Uruguay, 2012. *Dirección de Educación*. [En línea] Available at: <http://www.mec.gub.uy/mecweb/container.jsp?contentid=927&site=5&channel=mecweb&3colid=927> [Último acceso: 05 02 2015].
- Ministerio de Educación Nacional, Colombia, 2015. *MINEDUCACIÓN, preescolar, básica y media*. [En línea] Available at: <http://www.mineduacion.gov.co/1621/w3-propertyvalue-44150.html> [Último acceso: 25 01 2015].

- Ministerio de Educación, Chile, 2011. *Centro de Estudios, Información Estadística*. [En línea]
Available
at: <http://centroestudios.mineduc.cl/index.php?t=96&i=2&cc=2036&tm=2>
[Último acceso: 30 01 2015].
- Ministerio Nacional de Educación, Colombia, 2014. *Estadísticas del sector educativo*.
[En línea]
Available
at: http://menweb.mineducacion.gov.co/seguimiento/estadisticas/principal.php?begin=1&seccion=17&id_categoria=2&dpto=&mun=&et=&ins=&sede=
[Último acceso: 8 4 2015].
- Montero, E., Rojas, S., Zamora, E. & Rodino, A. M., 2012. *Costa Rica en la pruebas PISA 2009 de competencia lectora y alfabetización en matemática.*, San José, Costa Rica: Informe preparado para el Cuarto Informe Estado de la Nación, Programa Estado de la Educación.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Kennedy, A. M. & Foy, P., 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.
- Neal, D., 1997. The effects of Catholic secondary schooling on educational achievement. *Journal of Labor Economics*, Volumen 15, pp. 98-123.
- Neumark, D., 1988. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, Volumen 23, p. 279-295.
- Newhouse, D. & Beegle, K., 1991. The effect school type on academic achievement. *The Journal of Human Resources*, 41(3), pp. 529-557.
- Núñez, J., Steiner, R., Cadena, X. & Pardo, R., 2002. *¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?*. Documento CEDE 2002-3, Bogotá: Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE), Universidad de los Andes..
- Oaxaca, R. L., 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), p. 693-709.
- Oaxaca, R. L. & Ransom, M. R., 1994. On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics*, Volumen 6, p. 5-21.
- Oaxaca, R. L. & Ransom, M. R., 1999. Identification in Detailed Wage Decompositions. *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), pp. 154-157.
- OCDE, 2015. *Programme for International Student Assessment*. [En línea]
Available at: <http://pisa2012.acer.edu.au/>
[Último acceso: 05 02 2013].
- Oliveira, P. R., Belluzzo, W. & Pazello, E. T., 2013. The public-private test score gap in Brazil. *Economics of Education Review, Elsevier*, 35(C), pp. 120-133.
- Oreiro, C. & Valenzuela, J. P., 2013. Determinants of educational performance in Uruguay, 2003-2006. *Cepal Review*, Volumen 107, pp. 63-86.
- Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico, 2011. *Private schools: Who benefits? PISA in focus 7*, Paris: OCDE.

- Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico, 2014. *When in competition between schools beneficial? Pisa in focus 42*, Paris: OCDE.
- Ospino, C. G., Roldán, P. & Barraza, N., 2010. Oaxaca-Blinder Wage Decomposition: Methods, Critiques and Applications. A literature Review. *Revista de Economía del Caribe*, Volumen 5, pp. 237-274.
- Pagan, A., 1979. Some Consequences of Viewing LIML as an Iterated Aitken Estimator. *Economics Letters*, Volumen 3, pp. 369-372.
- Pagani, L. T. R. V. F., Boulerice, B. & McDuff, P., 2001. Effects of grade retention on academic performance and behavioral development. *Development and Psychopathology*, Volumen 13, pp. 297-315.
- Post, D., 2011. Primary school student employment and academic achievement in Chile, Colombia, Ecuador and Perú. *International Labour Review*, 150(34), pp. 255-278.
- Quiñones, M. & Rodríguez, J. A., 2011. Rendimiento de la educación en las regiones colombianas: un análisis usando la Descomposición Oaxaca-Blinder. *Sociedad y Economía*, Issue 20, pp. 37-68.
- Ramos, R., Duque, J. C. & Nieto, S., 2012. Un análisis de las diferencias rurales y urbanas en el rendimiento educativo de los estudiantes colombianos a partir de los microdatos de PISA. En: E. Pacheco Vieira, ed. *Investigaciones de Economía de la Educación, Número 7*. Oporto, Portugal: Asociación de Economía de la Educación, pp. 775-796.
- Raudenbush, S. W. & Bryk, A. S., 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. 1 ed. Beverly Hills: Sage Publications.
- Reimers, C. W., 1983. Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *Review of Economics and Statistics*, Volumen 65, p. 570-579.
- Riach, P. & Rich, J., 2002. Field Experiments of Discrimination in the Market Place. *The Economic Journal*, Volumen 112, p. F480-F518.
- Rivas, A., 2015. *América Latina después de PISA. Lecciones aprendidas de la educación en siete países (2000-2015)*. 1a ed. Buenos Aires: CIPPEC-Natura-Instituto Natura.
- Rockoff, J. E., 2004. The impact of individual teachers on student achievement: evidence from panel. *American Economic Review*, 94(2), pp. 247-252.
- Rubin, D. B., 1976. Inference and missing data. *Biometrika*, 63(3), pp. 581-592.
- Sampaio, B. & Guimaraes, J., 2009. Diferenças de eficiência entre ensino público e privado no Brasil. *Economía Aplicada*, 13(1), pp. 45-68.
- Sánchez, A., 2011. *Etnia y Desempeño Académico en Colombia*, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, 156, Cartagena, Colombia: Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER).
- Sargan, J. D., 1958. The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), p. 393-415.
- Schmidt, P., 1976. *Econometrics*. New York: Marcel Dekker.

- Schultz, M. M. & McDonald, D., 2013. *United States catholic elementary and secondary schools 2012-2013*, Washington DC: National Catholic Educational Association.
- Secretaría de Educación Pública, México, 2010. *Secretaría de Educación Pública*. [En línea]
Available at: <http://www.sep.gob.mx/swb/sep1/>
[Último acceso: 01 02 2015].
- Steinberg, M. P., 2014. Does greater autonomy improve school performance? Evidence from a regression discontinuity analysis in Chicago. *Education Finance and Policy*, 9(1), pp. 1-35.
- Sun, L., Bradley, K. D. & Akers, K., 2012. A Multilevel Modelling Approach to Investigating Factors Impacting Science Achievement for Secondary School Students: PISA Hong Kong Sample. *International Journal of Science Education*, 34(14), pp. 2107-2125.
- Tenjo, J. & Herrera, P., 2009. *Dos Ensayos Sobre Discriminación: Discriminación Salarial y Discriminación en Acceso al Empleo por Origen Étnico y por Género*, Bogotá, Colombia: Colección Documentos de Economía 1. Universidad Javeriana.
- Thiemea, C., Priorb, D. & Tortosa-Ausinad, E., 2013. A multilevel decomposition of school performance using robust nonparametric frontier techniques. *Economics of Education Review*, Issue 32, p. 104–121.
- Tian, M., 2006. A Quantile Regression Analysis of Family Background Factor Effects on Mathematical Achievement. *Journal of Data Science*, Issue 4, pp. 461-478.
- UNESCO, 2014. *UNESCO Institute for Statistics*. [En línea]
Available at: <http://www.uis.unesco.org/Pages/default.aspx>
[Último acceso: 10 04 2015].
- Vegas, E. & Petrow, J., 2007. *Raising student achievement in Latin America: the challenge for the 21st century*. Washington, D.C: World Bank Publications.
- Vella, F., 1999. Do catholic schools make a difference? Evidence from Australia. *Journal of Human Resources*, 34(1), pp. 208-224.
- Viáfara, C. & Urrea, F., 2006. Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socio-ocupacional para tres ciudades colombianas. *Desarrollo y Sociedad*, Issue 58, pp. 115-163.
- Vivas, H., Correa, J. B. & Domínguez, J. A., 2011. Potencial de logro educativo, entorno socioeconómico y familiar: Una aplicación empírica con variables latentes para Colombia. *Sociedad y Economía*, Issue 21, pp. 99-124.
- Waltenberg, F., 2005. Iniquidade Educacional no Brasil. Uma Avaliacao com Dados do PISA 2000. *Economia (University of Brazil)*, 6(1), pp. 67-118.
- West, M. R. & Woessmann, L., 2010. Every catholic child in catholic school: historical resistance to state schooling, contemporary private competition and student achievement across countries. *Economic Journal, Royal Economic Society*, 120(546), pp. F229-F255.
- White, H., 1980. A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, Volumen 48, pp. 817-838.

- Woessmann, L., 2003a. *Educational Production in East Asia: The Impact of Family Background and Schooling Policies on Student Performance*, Working Paper, 1152, Kiel: Institute for World Economics.
- Woessmann, L., 2003b. Schooling resources, educational institutions and student performance: the international evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(2), pp. 117-170.
- Woessmann, L., 2010. Families, Schools and Primary-School Learning: Evidence for Argentina and Colombia in an International Perspective. *Applied Economics*, 42(21), pp. 2645-2665.
- Woessmann, L., Lüdemann, E., Schütz, G. & West, M. R., 2007. *School Accountability, Autonomy, Choice, and the Level of Student Achievement: International Evidence from PISA 2003*, Working Papers, 13: Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Woessmann, L., Luedemann, E., Schutz, G. & West, M. R., 2009. *School accountability autonomy, and choice around the world*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Woessmann, L. & West, M., 2006. Class-size effects in school systems around the world: Evidence from between-grade variation in TIMSS. *European Economic Review*, 50(3), pp. 695-736.
- Wooldridge, J. M., 2010. *Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno*. 4 ed. Madrid: Cengage Learning.
- Wright, P. G., 1928. *The Tariff on Animal and Vegetable Oils*. New York: The Macmillan company.
- Wu, D. M., 1973. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances: Finite sample results. *Econometrica*, 41(4), p. 733–750.
- Yun, M. S., 2005. A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions. *Economic Inquiry*, Volumen 43, p. 766–772.

Anexos

Anexo 1: Leyes nacionales de educación vigentes por país.

| País | Nombre de la Ley | Año sanción | Última modificación |
|-----------|--|-------------|---------------------|
| Argentina | Ley de Educación Nacional (No. 26.206) | 2006 | s.d. |
| Brasil | Ley de Directrices y bases de la educación nacional (No. 9394) | 1996 | 2009 |
| Chile | Ley General de Educación (No. 20.370) | 2009 | s.d. |
| Colombia | Ley General de Educación (No. 1151) | 1994 | 2013 |
| México | Ley General de Educación (DOF 13-7-1993) | 1993 | 2014 |
| Perú | Ley General de Educación (No. 28044) | 2003 | s.d. |
| Uruguay | Ley General de Educación (No. 18.437) | 2009 | s.d. |

Fuente: Tomado de Rivas (2015, p. 48).

Anexo 2: Promedio de los resultados de todos los países participantes en las pruebas SERCE y TERCE (UNESCO).

| Grado/Área | PROMEDIO SERCE 2006 | PROMEDIO TERCE 2013 | Variación |
|--------------------------------------|---------------------|---------------------|--------------|
| Lengua 3° | 491,21 | 509,73 | 18,52 |
| Maemática 3° | 490,67 | 521,70 | 31,03 |
| Legua 6° | 494,28 | 506,64 | 12,36 |
| Matemática 6° | 492,19 | 511,22 | 19,03 |
| Ciencias 6° | 479,88 | 488,42 | 8,54 |
| Promedio Total (sin ciencias) | 492,09 | 512,32 | 20,24 |

Nota: Los datos incluyen el promedio de los resultados para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú y República Dominicana; con excepción del caso de Ciencias, donde los promedios solo incluyen a los últimos cinco países y a Colombia.

Fuente: Tomado de Rivas (2015, p. 204).

Anexo 3: Variación entre las puntuaciones SERCE y TERCE obtenidos por los estudiantes latinoamericanos participantes en PISA 2012.

| País | Leguaje | | Matemáticas | | Ciencias | Variación Total |
|------------|--------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-----------------|
| | Tercer grado | Sexto Grado | Tercer grado | Sexto Grado | Sexto Grado | |
| Argentina | 2,44 | 2,13 | 27,90* | 17,20* | 12,59* | 12,42 |
| Brasil | 15,76* | 3,61 | 34,51* | 20,21* | | 18,52 |
| Chile | 9,25 | 10,94* | 52,98* | 63,20* | | 34,09 |
| Colombia | 8,52 | 10,63 | 19,53* | 21,98* | 22,18* | 15,17 |
| Costa Rica | -19,86* | -17,69* | 19,20* | -14,14* | | -8,12 |
| México | -11,05* | -1,15 | 17,16* | 24,16* | | 7,28 |
| Perú | 47,41* | 29,15* | 58,8* | 37,27* | 35,78* | 43,16 |
| Uruguay | 1,52 | -10,36 | 12,02 | -11,85 | -16,27* | -2,17 |

Nota: *Diferencia estadísticamente significativa a un nivel de confianza del 95%, excepto Total: variación de las puntuaciones medias totales.

Fuente: Elaboración propia con base en Rivas (2015).

Anexo 4: Países y/o economías miembros y no miembros de la OCDE participantes en PISA, 2000-2012.

| País y/o economía | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 | 2012 | País y/o economía | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 | 2012 |
|-------------------|------|------|------|------|------|---------------------|------|------|------|------|------|
| Albania* | X | | | X | X | Liechtenstein* | X | X | X | X | X |
| Alemania | X | X | X | X | X | Lituania* | | | X | X | X |
| Argentina* | X | | X | X | X | Luxemburgo | X | X | X | X | X |
| Australia | X | X | X | X | X | Macao (China)* | | X | X | X | X |
| Austria | X | X | X | X | X | Macedonia | X | | | | |
| Azerbaiyán* | | | X | X | | Malasia* | | | | X | X |
| Bélgica | X | X | X | X | X | Malta* | | | | X | |
| Brazil* | X | X | X | X | X | Mauritius* | | | | X | |
| Bulgaria* | X | | X | X | X | México | X | X | X | X | X |
| Canadá | X | X | X | X | X | Miranda* (Venezu.) | | | | X | |
| Chile | X | | X | X | X | Moldavia* | | | | X | |
| China Taipei* | | | X | X | X | Noruega | X | X | X | X | X |
| Colombia* | | | X | X | X | Nueva Zelanda | X | X | X | X | X |
| Corea | X | X | X | X | X | Países Bajos | X | X | | X | X |
| Costa Rica* | | | | X | X | Panamá* | | | | X | |
| Croacia* | | | X | X | X | Perú* | X | | | X | X |
| Dinamarca | X | X | X | X | X | Polonia | X | X | X | X | X |
| Dubái | | | | X | | Portugal | X | X | X | X | X |
| Eslovenia | | | X | X | X | Qatar | | | X | X | X |
| España | X | X | X | X | X | Reino Unido | X | X | X | X | X |
| Estados Unidos | X | X | X | X | X | Repú. Eslovaquia | | X | X | X | X |
| Estonia | | | X | X | X | Repú. Kirguisa* | | | | X | |
| Federación Rusia* | X | X | X | X | X | Repú. Montenegro* | | | X | X | X |
| Finlandia | X | X | X | X | X | República Checa | X | X | X | X | X |
| Francia | X | X | X | X | X | República Serbia* | | | | X | X |
| Georgia* | | | | X | | Rumania* | X | | X | X | X |
| Grecia | X | X | X | X | X | Serbia y Montenegro | | X | X | | |
| Hong Kong* | X | X | X | X | X | Shanghai (China)* | | | | X | X |
| Hungría | X | X | X | X | X | Singapur* | | | | X | X |
| India* | | | | X | | Swenden | X | X | X | X | X |
| Indonesia* | X | X | X | X | X | Switzerland | X | X | X | X | X |
| Irlanda | X | X | X | X | X | Tailandia* | X | X | X | X | X |
| Islandia | X | X | X | X | X | Trinidad y Tobago | | | | X | |
| Israel | X | | X | X | X | Túnez | | X | X | X | X |
| Italia | X | X | X | X | X | Turquía | | X | X | X | X |
| Japón | X | X | X | X | X | UAE* (exce. Dubai) | | | | X | X |
| Jordania* | | | X | X | X | Uruguay* | | | X | X | X |
| Kazajstán* | | | X | X | X | Vietnam* | | | | | X |
| Letonia* | X | X | X | X | X | | | | | | |

*Países y/o economías no miembros de la OCDE actualmente.

Fuente: Elaboración propia con base en OCDE.

Anexo 5: Puntuación promedio de los países latinoamericanos en PISA 2012.

| País | Lectura | | Matemáticas | | Ciencias | | Privado - Público | | |
|------------|---------|---------|-------------|---------|----------|---------|-------------------|-------|--------|
| | Público | Privado | Público | Privado | Público | Privado | Lec. | Mat. | Cie. |
| Argentina | 369,51 | 448,30 | 367,74 | 429,31 | 381,59 | 453,14 | 78,79 | 61,57 | 71,55 |
| Brasil | 392,06 | 476,88 | 373,73 | 460,36 | 387,35 | 470,94 | 84,82 | 86,63 | 83,59 |
| Chile | 409,65 | 459,43 | 389,51 | 441,97 | 412,14 | 463,46 | 49,78 | 52,46 | 51,32 |
| Colombia | 394,32 | 452,85 | 368,52 | 419,82 | 392,13 | 434,30 | 58,53 | 51,30 | 42,17 |
| Costa Rica | 429,73 | 501,42 | 396,21 | 467,70 | 418,67 | 489,47 | 71,69 | 71,49 | 70,80 |
| México | 418,19 | 462,77 | 408,38 | 449,09 | 410,29 | 448,86 | 44,58 | 40,71 | 38,57 |
| Perú | 366,44 | 439,12 | 350,13 | 423,92 | 358,27 | 418,80 | 72,68 | 73,79 | 60,53 |
| Uruguay | 394,15 | 497,09 | 392,61 | 492,44 | 398,83 | 500,68 | 102,94 | 99,83 | 101,85 |

Nota: todos los coeficientes significativos al 1%.

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

Anexo 6: Resumen trabajos y/o investigaciones sobre rendimiento académico escolar, Países Latinoamericanos.

| Autor (es) | Propósito | Metodología | Fuentes de información | Principales resultados |
|-------------------------------|---|---|---|---|
| McEwan (2013) | Evalúa el impacto que tienen los alimentos con alto contenido calórico en el desempeño de los estudiantes de primer grado en las escuelas públicas rurales en Chile. | Regresiones discontinuas. | Ministerio de Educación de Chile, 2000. | La composición nutricional de las comidas escolares está más asociado al rendimiento escolar que en el número de calorías. |
| Oliveria <i>et al.</i> (2013) | Analizan las diferencias en rendimiento escolar entre colegios públicos y privados de estudiantes de octavo grado en Brasil. | Regresiones por cuantiles con aplicación de descomposición contrafactual. | Sistema de Avaliação do Ensino Básico y encuesta Nacional de Hogares de Brasil, 2005. | Los estudiantes de octavo grado con bajo rendimiento escolar que asisten a las escuelas públicas obtendrían aún peores resultados si tuvieran las características de los estudiantes que asisten a colegios privados. |
| Oreiro y Valenzuela (2013) | Estudian la situación de la educación básica secundaria en Uruguay e identifican los factores que explican las diferencias en rendimiento académico (Matemáticas) entre estudiantes de colegios públicos y privados. | Estimación de la función de producción educativa a través de MCO (por tipo de escuela pública y privada). Descomposición estadística de los cambios temporales en dotaciones. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2003 y 2006. | Los cambios en rendimiento entre los años 2003-2006 fueron muy pequeños. La leve mejoría en puntuación es atribuible al incremento de la eficacia de los recursos educativos, en especial en escuelas públicas. |
| Thieme <i>et al.</i> (2013) | Se evalúa el desempeño académico de los estudiantes chilenos de cuarto año de primaria en escuelas urbanas. | Estimación mediante regresiones multinivel con análisis envolvente de datos. | Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación -SIMCE- del Directorio de Establecimientos Educativos, Chile, 2002. | Las diferencias en resultados educativos, medidas en términos de asistencia escolar, se deben a las diferencias en recursos entre escuelas, así como a su entorno socioeconómico, y no a la gestión de las mismas. |
| Cárcamo, C. y Mola, J. (2012) | Estiman la brecha en rendimiento académico entre hombre y mujeres a nivel regional. | Estimaciones por cuantiles (Kroenker y Basset, 1978) | ICFES, pruebas Saber 11 (2009), para Matemáticas y Lenguaje. | Hombres mayor rendimiento en Mate y mujeres en Leng. Por regiones, mayor brecha en Mate para deptos. de la cordillera de los Andes y en Leng. deptos. del Caribe. |
| Cervini (2012) | Estudia el efecto de los factores escolares sobre el rendimiento obtenido por los estudiantes que participaron en SERCE, aplicando una metodología diferente a la usada por el Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación. | Modelo multinivel a tres niveles: país, escuelas y alumnos. | SERCE, 2007, Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación –LLECE–, Unesco. | Las características propias de los colegios de los países participantes en el SERCE explican en un 16.0% y 10.6% la variabilidad en rendimiento en Matemáticas y Lenguaje, un efecto menor al estimado por el LLECE en 21 puntos porcentuales en ambas áreas. |
| Fernández y Del Valle (2012) | Analizan el efecto de la titularidad del centro escolar sobre el rendimiento de los estudiantes de Costa Rica. | Estimación de la función de producción educativa a través de mínimos cuadrados ponderado. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2009. | Existen diferencias en resultados a favor de los centros privados en Matemáticas y Lectura. Estas se deben a diferencias en características personales y familiares, en particular al curso en el que se encuentra el estudiante en el momento de realizar la prueba. Las diferencias en rendimiento no se encuentran en el caso de Ciencias. |
| Gamboia y Waltenberg (2012) | Evalúan la desigualdad de oportunidades, así como sus causas, en seis países latinoamericanos participantes en PISA. | Técnicas no paramétricas. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2006 y 2009. | La educación de los padres y el tipo de escuela, a diferencia del género, son una fuente importante de desigualdad de oportunidades. |

| Autor (es) | Propósito | Metodología | Fuentes de información | Principales resultados |
|------------------------------------|---|---|---|---|
| Herriquez <i>et al.</i> (2012) | Analizan el desempeño académico de un conjunto o red de escuelas privadas chilenas llamada Sociedad de Instrucción Primaria –SIP-. Evalúan estudiantes de primaria y su rendimiento en Lengua y Matemáticas. | Propensity score matching. | Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación –SIMCE- del Directorio de Establecimientos Educativos, Chile, 2002. | Muestran que el rendimiento académico no es capturado completamente por las características socioeconómicas de los estudiantes. Hay escuelas privadas que admiten estudiantes de bajos recursos y estos obtienen un mejor rendimiento académico. |
| Kruger y Formichela (2012) | Estudian si el carácter dual de la educación (público-privado) es la principal causa de la desigualdad educativa en Argentina y evalúan las brechas intersectoriales en rendimiento académico. | Modelos nulos tipo multinivel. Cálculo del índice de pendiente de desigualdad para el estatus ocupacional de los padres. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE– 2002 y 2009. | Evidencian que no hay una tendencia clara hacia una mayor igualdad de oportunidades. No puede concluirse que haya una distribución más homogénea de recursos entre escuelas públicas y privadas. “Reciben más los que tienen más”. |
| Marteleto (2012) | Estudia las desigualdades educativas entre blancos, mulatos y negros brasileños entre 17 y 18 años de edad y para el periodo 1982-2007. | Técnica Probit. | Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio –PNAD-, del Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística –IBGE-, 1982, 1987-2007. | La raza es un determinante de la educación. En 2007, blancos y mulatos tuvieron similares niveles de escolaridad, los negros tuvieron desventaja. Blancos y mulatos tuvieron una probabilidad mayor en 16.7% y 6.8% de terminar la primaria que los estudiantes negros. |
| Montero <i>et al.</i> (2012) | Estudiaron los resultados obtenidos por los estudiantes de Costa Rica que participaron en las pruebas PISA 2009 y determinaron cuáles fueron los factores asociados al rendimiento escolar. | Estimación a través de modelos multinivel a dos niveles (estudiante y escuela). | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2009 | Realizan un análisis de un nutrido grupo de factores explicativos asociados al rendimiento en las pruebas PISA. Entre los resultados del trabajo, estiman que, una vez que se ha controlado por un amplio conjunto de aspectos, los colegios privados obtienen 87.2 y 79.6 puntos más en Lectura y Matemáticas que los colegios públicos. |
| Ramos <i>et al.</i> (2012) | Estudian las diferencias en rendimiento escolar entre las escuelas urbanas y rurales en Colombia. | Estimación MCO de la función de producción educativa y aplicación de las técnicas de descomposición de Oaxaca-Blinder y Juhn-Murphy-Pierce para el análisis de diferencias espaciales y temporales. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2006 y 2009. | El mayor rendimiento académico de las escuelas urbanas con respecto a las rurales es explicado más por las diferencias en sus características familiares que por los factores de escuela. |
| Soares y Nascimento (2012) | Analiza la evolución de las habilidades cognitivas de los jóvenes en Brasil. | Análisis de estadística descriptiva. | PISA, OCDE, 2000-2009. Censo Demográfico (2000) y Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios –PNAD- del Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística –IBGE-, 2003, 2006 y 2009. | Hubo un aumento considerable de los estudiantes capaces de terminar la prueba PISA y el puntaje promedio subió 33 puntos entre 2000 y 2009. |
| Aguilera, N. y Quintana, M. (2011) | Estudian la posible relación entre el peso y la tasa de deserción escolar, la repetición del año escolar y el rezago escolar en los niños de 12 y 14 y adolescentes entre los 15 y 18 años de edad en México. | Estimación función de producción de hogares con base en Grossman y Kaestner (2008). Estimación regresión lineal simple. | Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares –ENNVH- (2000 y 2006). | No existe una clara relación entre el peso y el rendimiento escolar: por un lado, no tienen efecto alguno, por el otro, en algunas variables la relación es negativa. |
| Ayala, et al. (2011) | Analizan el impacto de las características familiares sobre el rendimiento escolar (colegios públicos Cartagena). Comparan el efecto con Barranquilla y Bogotá. | Estimación a través de regresión por cuantiles (Kroenker y Basset, 1978; Koenker y Hallock, 2001). | ICFES, pruebas Saber 11 (2010), para Matemáticas y Lenguaje. | Positivo: El nivel educativo padres. El aporte es menor en Cartagena con respecto a Bogotá. Negativo: Ser pobre, bajos ingresos, no tener recursos educativos, tamaño del Hogar. Mate y Leng. |

| Autor (es) | Tema | Metodología | Fuentes de Información | Principales resultados |
|---|--|---|--|--|
| Bonilla, L. (2011) | Evalúa si la doble jornada escolar en Colombia determina la calidad de la educación colombiana. | Regresiones MCO con variables instrumentales. | ICFES, pruebas Saber 11 (2009), | Estudiantes con jornada única tienen un mejor rendimiento. La doble jornada genera desigualdades entre los de jornada única, mañana y tarde. |
| Sánchez (2011) | Identifica los factores que explican las brechas departamentales colombianas en desempeño académico escolar, en función de la composición étnica de los estudiantes. | Estimación MCO y aplicación de la descomposición de Oaxaca-Blinder. | Pruebas SABER 11. Sistema Nacional de Evaluación de la Calidad de la Educación, Instituto Colombiano para el Fomento de la Educación Superior, 2010. | Los estudiantes indígenas y afrocolombianos obtienen un rendimiento menor en un 9.6% en Matemáticas y 4.7% en Lenguaje, explicadas por sus grandes desventajas en dotaciones. |
| Post, D. (2011) | Determina el efecto del trabajo “después de la escuela” (intensidad y localización) sobre el rendimiento académico de los estudiantes de último año de escuela primaria (lectura y matemática) para cuatro países andinos (Chile, Colombia, Ecuador y Perú). | Modelo Multinivel, estimación MCO. | Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación -LLECE-, the Second Regional Comparative and Explanatory Study -SERCE- | El trabajo infantil impacta negativamente el rendimiento de los estudiantes, sobre todo cuando trabajan cuatro o más horas por día. |
| Vivas, et al. (2011) | Realizan la estimación del logro educativo potencial de un individuo en Colombia. | Estimación de modelos de Ecuaciones Estructurales a través de métodos bayesianos. | DANE, Encuesta Calidad de Vida – ECV- (2003). | La calidad en los entornos locales tiene mayor impacto en el logro educativo potencial. Tamaño del hogar y género jefes impactan (-) mientras que el origen urbano es (+) sobre la variable latente |
| Anand <i>et al.</i> (2009) | Estiman el impacto que tiene la educación privada sobre el logro académico de los estudiantes de cuarto grado de bajo ingreso en las escuelas de Chile. | Propensity score matching. | Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación -SIMCE-, 2002. | Los estudiantes en colegios privados con bonos educativos obtienen ligeramente puntuación s superiores a aquellos de escuela pública, la diferencia es de 10 puntos aprox. No se encontraron diferencias en desempeño entre los estudiantes de escuelas privados con bonos educativos y los de escuelas privadas sin dichos bonos. |
| Contreras <i>et al.</i> (2009) | Predecir el rendimiento académico (Matemáticas) de los estudiantes inscritos en escuelas públicas de Chile. | Redes neuronales | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2006. | Se puede predecir el fracaso en el aprendizaje a partir de variables sociales, pero predecir el éxito requiere incluir otro conjunto de variables tales como el conocimiento, inteligencia y autoestima. |
| Bellei <i>et al.</i> (2009) y Valenzuela <i>et al.</i> (2009) | Identifican los principales factores que diferencian el rendimiento escolar (Matemáticas y Lectura) de los estudiantes en Chile con respecto a Uruguay, España y Polonia. | Modelos de regresión múltiple y aplicación de la descomposición Oaxaca-Blinder. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2006 | Las brechas escolares de Chile con respecto a los tres países son explicadas por las diferencias en la eficiencia de la educación, es decir, por la menor productividad de sus características y recursos. |
| Viáfara, C. y Urrea, F. (2006) | Obtienen determinantes del logro educativo (máximo nivel de estudios alcanzado) tales como el grupo racial y el origen social para Cali, Cartagena y Bogotá. | Modelo de Blau y Duncan (1967) y modelos logísticos ordenados. | DANE, Encuesta Nacional de Hogares –ENH- (etapa 110, 2000) | Hay grandes desigualdades en logro educativo entre los afrocolombianas y no afrocolombianas. Los bajos resultados de los afro obedecen a padres con menor educación, pobres y discriminación raza género. |
| Güzel y Berberoğlu (2005) | Determinan los factores que explican los resultados en Comprensión Lectora y Matemáticas de los estudiantes mayores a 15 años en Brasil, Japón y Noruega. | Métodos de ruta analítica | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2000. | Las variables de mayor impacto en el rendimiento de cada país son: el uso de la tecnología (Brasil), la comunicación con los padres (Japón) y la actitud hacia la lectura (Noruega). |

| Autor (es) | Tema | Metodología | Fuentes de Información | Principales resultados |
|-----------------------|--|--|---|---|
| Waltenberg (2005) | Evalúa la desigualdad e inequidad educativa en Brasil con base en los resultados de PISA (2000) en Comprensión Lectora y Matemáticas. | Mínimos Cuadrados Ordinarios con desviaciones estándar robustas. | Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, OCDE–, 2000. | Las desigualdades educativas en Brasil son más altas que en otros países. Asimismo, el peso de las características socioeconómicas sobre el rendimiento es mayor que en los demás países. |
| Cervini, R. (2003) | Analiza el impacto que tiene la titularidad del centro sobre los resultados cognitivos y no cognitivos (actitud frente a las Matemáticas y expectativas de éxito) de los estudiantes de último año de secundaria en Argentina. | Modelos multinivel. | Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario (1998) del Ministerio de Cultura y Educación de la Nación de Argentina. | La influencia de la escuela sobre los logros cognitivos es mayor que los no cognitivos. Considerando las características socioeconómicas y culturales de la escuela, no se obtienen diferencias entre públicas y privadas en Matemáticas, pero en Lenguaje las privadas tienen mejor rendimiento. |
| Donoso y Hawes (2002) | Evalúan los resultados obtenidos en Matemáticas y Lenguaje de los estudiantes de octavo grado de las escuelas en Chile. | Análisis factorial y modelos de mínimos cuadrados ordinarios. | Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación –SIMCE–, 2002. | Las características socioeconómicas son determinantes en el rendimiento académico y la dependencia de la escuela pierde fuerza. |
| Gallego (2002) | Estudia los efectos de la competencia entre las escuelas sobre la calidad de la educación en Chile. | Estimaciones PROBIT y mínimos cuadrados ordinarios. | Sistema de Evaluación de la Calidad de la Educación –SIMCE–, 1994-1997 | Encuentra un efecto positivo de la competencia entre centros escolares sobre el rendimiento académico. Este efecto es mayor en colegios privados subvencionados. |
| Gaviria, A. (2002) | Trata de responder si la calidad de la educación pública en Colombia puede mejorar incrementando el gasto. | No especifica la metodología (libro) | Pruebas de estado ICFES (1993-1998) | El aumento en el gasto público no contribuyó relativamente mejorar la calidad de la educación pública con relación a la privada. |
| Núñez, et al. (2002) | Determinan las diferencias en rendimiento escolar entre colegios públicos y privados en Colombia. Además, qué parte de la diferencia es explicada por las características observables y no observables. | Metodología evaluaciones no experimentales, Heckman, et al (1999). | Pruebas de Estado ICFES, (1999) puntuación Total, Matemáticas y Lenguaje | En los estratos más bajos los colegios públicos son más eficientes. Los estudiantes de los privados obtienen mejores resultados, sobre todo los de ingresos más altos. |

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 7: Preguntas usadas para la elaboración de las variables independientes incluidas en la FPE. Países participantes en PISA 2012.

| Código | Pregunta | Respuestas | Variable modelo |
|---|--|---|---|
| De las características del estudiante | | | |
| ST04Q01 | ¿Eres hombre o mujer? | 1 Mujer 2 Hombre 9 Missing | <i>sexo:</i> 1 Mujer 0 Hombre |
| ST07Q01 ST07Q02 ST07Q03 | ¿Has perdido algún grado? a. Primaria. b. Secundaria (6° a 9°). c. Media (10° y 11°). | 1 No, nunca 2 Si, una vez 3 Si, dos o + 7 N/A 8 Invalido 9 Missing. | <i>norepitente:</i> 1: No repitió ni en primaria ni secundaria ni en media. 0: o.w. |
| ST53Q04 | Quando estudias, ¿con qué frecuencia realizas lo siguiente? m. Cuando estudio y no comprendo algo, busco información para tratar de aclarar el punto. | 1 Casi nunca. 2 Algunas veces. 3 A menudo. 4 Casi siempre. 7 N/A. 8 Invalido. 9 Missing. | <i>esfuerzo:</i> 1: A menudo o casi siempre. 0: o.w. |
| ST81Q01 | Durante tus clases de español, ¿con qué frecuencia se presentan las siguientes situaciones? a. Los estudiantes no escuchan lo que dice el profesor. | 1 Nunca. 2 En algunas clases. 3 En la mayoría cla. 4 En todas las clas. 7 N/A. 8 Invalido. 9 Missing. | <i>disciplina:</i> 1: En la mayoría de las clases. 0: o.w. |
| De las características familiares del estudiante | | | |
| ST28Q01 | ¿Cuántos libros hay en tu casa? | 1 0 a 10 libros. 2 11 a 25 libros. 3 26 a 100 libros. 4 101 a 200 libros. 5 201 a 500 libros. 6 Más de 500 libros 7 N/A. 8 Invalido. 9 Missing. | <i>libros:</i> 1: Más de 200 libros. 0: o.w. |
| ST19Q01 | ¿Qué actividad ejerce actualmente tu padre? | 1 Trabaja full-time. 2 Trabaja part-time. 3 No trabaja, busca. 4. Otro (pension.). 7 N/A. 8 Invalido. 9 Missing. | <i>emppadre:</i> 1: Trabaja al menos part-time. 0: o.w. |

Nota: o.w. en caso contrario.

Fuente: Elaboración propia con base en Cuestionarios de Estudiantes y Colegios y Reporte Técnico, PISA, OCDE, 2009.

Anexo 7: Preguntas usadas para la elaboración de las variables independientes incluidas en la FPE. Países participantes en PISA 2012 (continuación).

| Código | Pregunta | Respuestas | Variable modelo |
|--|--|--|--|
| ST13Q01 ST17Q01 | ¿Cuál es el nivel de escolaridad más alto que terminó tu madre (padre)? | 1 Secun. Superior. 2 Vocacional 3 Secun. Inferior. 4 Primaria. 5 No terminó prim. 7 N/A. 8 Invalido. 9 Missing. | <i>educamadre:</i> 1: Tiene al menos bachillerato. 0: o.w. |
| ST14Q01 ST14Q02 ST14Q03 ST18Q01 ST18Q02 ST18Q03 | ¿Tu madre tiene alguno de los siguientes títulos? a. Doctorado. b. Maestría. c. Pregrado/Carrera profesional. d. Estudios Técnicos. | 1 Si. 2 No. 7 N/A. 8 Invalido. 9 Missing. | <i>educapadre:</i> 1: Tiene al menos bachillerato. 0: o.w. |
| De las características de la escuela | | | |
| SC01Q01 | ¿Su institución es pública o privada? | 1 Pública. 2 Privada. | <i>publico:</i> 1: Escuela Pública 0: o.w. |
| STRATIO | Proporción Alumno/Profesor | Índice elaborado por la OCDE. | <i>STRATIO</i> |
| SCMATEDU | Calidad de los materiales educativos. | Índice elaborado por la OCDE. | <i>SCMATEDU</i> |
| SCHSIZE | Número total de alumnos matriculados en la institución. | Índice elaborado por la OCDE. | <i>SCHSIZE</i> |
| SC33Q01 i SC33Q02 i SC33Q03 i SC33Q04 i SC33Q05 i SC33Q06 i SC33Q07 i SC33Q08 i SC33Q09 i SC33Q10 i SC33Q11 i SC33Q12 i | ¿Cuáles son las instancias que asumen una parte importante de responsabilidad en la gestión de su institución? a. Escoger profesores contratar. b. Despedir a los profesores. c. Determinar salario profesores. d. Determinar aumentos salarios. e. Fijar presupuesto institución. f. Decidir distri. Presupuesto. g. Definir reglamento estud. h. Definir política eval. estud. i. Decidir admisión estud. j. Escoger libros que se usarán. k. Determinar contenido clases. l. Decidir cuáles cursos ofrecer. | i1 El rector. i2 Los profesores. i3 Gob. escolar. i4 Secretarías. i5 Ministerio Edu. 1 Si. 2 No | <i>atonomia:</i> 1: tanto Rector como profesores deciden sobre las instancias importantes de la institución. 0: o.w. |

i= A, B. Nota: o.w. en caso contrario.

Fuente: Elaboración propia con base en Cuestionarios de Estudiantes y Colegios y Reporte Técnico, PISA, OCDE, 2009.

Anexo 8: Preguntas usadas para elaboración de las variables instrumentales empleadas en la estimación de la FPC, Países participantes en PISA 2012.

| Código | Pregunta | Respuestas | Variable modelo |
|-------------------------------|---|---|---|
| ST05Q01 | ¿Hiciste preescolar? | 1 No 2 Si, un año o < 3 Si, + de un año 7 N/A 8 Invalido 9 Missing. | <i>prescolar:</i> 1: No hizo pre. 0: o.w. |
| ST09Q01 | En las últimas dos semanas escolares, ¿cuántas veces a escapado del colegio? | 1 Ninguna. 2 Una o dos veces. 3 Tres o cuatro veces. 4 Cinco o más veces. | <i>motivacion:</i> 1 No escapó del colegio. 0 o.w. |
| ST55Q01 ST55Q02 ST55Q03 | ¿Cuántas horas por semana generalmente dedica a lecciones por fuera del colegio en las siguientes áreas? a. Español b. Matema c. Ciencia | 1 No tomó clases. 2 Menos de 2 horas semana 3 Entre 2 y 4 horas semana 4 Entre 4 y 6 horas semana. 5 Más de 6 horas semana. 7 N/A 8 Invalido. 9 Missing. | <i>clasesp clasmat clascie:</i> 1: Tomó clases por fuera del colegio entre 2 y 4 horas a la semana. 0: o.w. |
| ST69Q01 ST69Q02 ST69Q03 | ¿Cuántos minutos, en promedio, está en clase para las siguientes áreas? a. Español. b. Matemáticas. c. Ciencias. | Número de minutos. | <i>minulec minumat minucie</i> |

Nota: o.w. en caso contrario.

Fuente: Elaboración propia con base en Cuestionarios Estudiantes y Colegios, Colombia 2009 y Reporte Técnico, PISA, OCDE, 2009.

Anexo 9: Porcentaje de *missing value* de las variables endógenas y exógenas de la FPE. PISA 2012.

| Código Variable | ARG | | BRA | | CHL | | COL | | CRI | | MEX | | PER | | URY | |
|-----------------|-------|---------------|--------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|--------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|
| | Obs. | missing value | Obs. | missing value | Obs. | missing value | Obs. | missing value | Obs. | missing value | Obs. | missing value | Obs. | missing value | Obs. | missing value |
| ST04Q01 | 5908 | 0.0% | 19,204 | 0.0% | 6,856 | 0.0% | 9,073 | 0.0% | 4,602 | 0.0% | 33,806 | 0.0% | 6,035 | 0.0% | 5,315 | 0.0% |
| ST05Q01 | 5784 | 2.1% | 18,505 | 3.6% | 6,707 | 2.2% | 8,919 | 1.7% | 4,507 | 2.1% | 33,458 | 1.0% | 5,866 | 2.8% | 5,094 | 4.2% |
| ST07Q01 | 5,228 | 11.5% | 16,438 | 14.4% | 6,126 | 10.6% | 7,438 | 18.0% | 3,951 | 14.1% | 32,784 | 3.0% | 5,665 | 6.1% | 4,591 | 13.6% |
| ST07Q02 | 5,134 | 13.1% | 15,518 | 19.2% | 5,864 | 14.5% | 7,681 | 15.3% | 4,125 | 10.4% | 30,886 | 8.6% | 5,273 | 12.6% | 4,727 | 11.1% |
| ST07Q03 | 4,346 | 26.4% | 13,501 | 29.7% | 5,960 | 13.1% | 5,635 | 37.9% | 2,500 | 45.7% | 26,022 | 23.0% | 3,570 | 40.8% | 3,371 | 36.6% |
| ST09Q01 | 5,855 | 0.9% | 18,950 | 1.3% | 6,765 | 1.3% | 8,988 | 0.9% | 4,544 | 1.3% | 33,546 | 0.8% | 5,997 | 0.6% | 5,243 | 1.4% |
| ST13Q01 | 5,170 | 12.5% | 18,429 | 4.0% | 6,442 | 6.0% | 8,716 | 3.9% | 3,880 | 15.7% | 32,690 | 3.3% | 5,601 | 7.2% | 4,945 | 7.0% |
| ST14Q01 | 4,516 | 23.6% | 16,386 | 14.7% | 5,683 | 17.1% | 6,939 | 23.5% | 3,181 | 30.9% | 28,310 | 16.3% | 4,654 | 22.9% | 3,835 | 27.8% |
| ST14Q02 | 4,517 | 23.5% | 16,007 | 16.6% | 5,979 | 12.8% | 7,057 | 22.2% | 3,413 | 25.8% | 29,069 | 14.0% | 4,694 | 22.2% | 3,817 | 28.2% |
| ST14Q03 | 4,509 | 23.7% | 15,651 | 18.5% | 5,761 | 16.0% | 7,421 | 18.2% | 3,243 | 29.5% | 28,694 | 15.1% | 4,597 | 23.8% | 3,972 | 25.3% |
| ST17Q01 | 4,945 | 16.3% | 17,599 | 8.4% | 6,171 | 10.0% | 8,041 | 11.4% | 3,583 | 22.1% | 31,222 | 7.6% | 5,526 | 8.4% | 4,598 | 13.5% |
| ST18Q01 | 4,157 | 29.6% | 15,451 | 19.5% | 5,406 | 21.1% | 6,276 | 30.8% | 2,863 | 37.8% | 26,665 | 21.1% | 4,406 | 27.0% | 3,473 | 34.7% |
| ST18Q02 | 4,226 | 28.5% | 15,146 | 21.1% | 5,703 | 16.8% | 6,604 | 27.2% | 3,115 | 32.3% | 27,670 | 18.2% | 4,575 | 24.2% | 3,511 | 33.9% |
| ST18Q03 | 4,230 | 28.4% | 14,867 | 22.6% | 5,448 | 20.5% | 6,863 | 24.4% | 2,965 | 35.6% | 27,311 | 19.2% | 4,474 | 25.9% | 3,670 | 31.0% |
| ST19Q01 | 5,216 | 11.7% | 17,306 | 9.9% | 6,306 | 8.0% | 8,036 | 11.4% | 4,131 | 10.2% | 31,157 | 7.8% | 5,581 | 7.5% | 4,648 | 12.5% |
| ST28Q01 | 5,741 | 2.8% | 18,685 | 2.7% | 6,703 | 2.2% | 8,831 | 2.7% | 4,405 | 4.3% | 32,786 | 3.0% | 5,900 | 2.2% | 5,094 | 4.2% |
| ST53Q04 | 3,661 | 38.0% | 11,912 | 38.0% | 4,438 | 35.3% | 5,708 | 37.1% | 2,847 | 38.1% | 21,948 | 35.1% | 3,797 | 37.1% | 3,290 | 38.1% |
| ST55Q01 | 3,718 | 37.1% | 11,893 | 38.1% | 4,417 | 35.6% | 3,364 | 62.9% | 2,785 | 39.5% | 21,983 | 35.0% | 3,748 | 37.9% | 3,176 | 40.2% |
| ST55Q02 | 3,709 | 37.2% | 11,818 | 38.5% | 4,437 | 35.3% | 3,412 | 62.4% | 2,809 | 39.0% | 21,855 | 35.4% | 3,731 | 38.2% | 3,191 | 40.0% |
| ST55Q03 | 3,679 | 37.7% | 11,616 | 39.5% | 4,421 | 35.5% | 3,208 | 64.6% | 2,776 | 39.7% | 21,839 | 35.4% | 3,707 | 38.6% | 3,151 | 40.7% |
| ST69Q01 | 2,631 | 55.5% | 11,042 | 42.5% | 3,963 | 42.2% | 4,942 | 45.5% | 2,805 | 39.0% | 20,721 | 38.7% | 2,696 | 55.3% | 3,455 | 35.0% |
| ST69Q02 | 2,446 | 58.6% | 10,912 | 43.2% | 3,963 | 42.2% | 4,816 | 46.9% | 2,813 | 38.9% | 20,680 | 38.8% | 2,646 | 56.2% | 3,460 | 34.9% |
| ST69Q03 | 2,337 | 60.4% | 10,579 | 44.9% | 3,963 | 42.2% | 4,825 | 46.8% | 2,797 | 39.2% | 20,391 | 39.7% | 2,631 | 56.4% | 3,451 | 35.1% |
| ST81Q01 | 3,745 | 36.6% | 12,131 | 36.8% | 4,483 | 34.6% | 5,607 | 38.2% | 2,879 | 37.4% | 22,198 | 34.3% | 3,760 | 37.7% | 3,351 | 37.0% |
| ST93Q01 | 3,641 | 38.4% | 12,012 | 37.5% | 4,491 | 34.5% | 5,499 | 39.4% | 2,874 | 37.5% | 22,109 | 34.6% | 3,630 | 39.9% | 3,341 | 37.1% |
| ST94Q06 | 3,652 | 38.2% | 11,909 | 38.0% | 4,492 | 34.5% | 5,434 | 40.1% | 2,871 | 37.6% | 22,052 | 34.8% | 3,601 | 40.3% | 3,330 | 37.3% |
| SC01Q01 | 5,908 | 0.0% | 19,204 | 0.0% | 6,709 | 2.1% | 9,064 | 0.1% | 4,602 | 0.0% | 33,806 | 0.0% | 6,003 | 0.5% | 5,315 | 0.0% |
| SC09Q31 | 4,113 | 30.4% | 15,883 | 17.3% | 6,380 | 6.9% | 8,149 | 10.2% | 4,139 | 10.1% | 26,890 | 20.5% | 4,072 | 32.5% | 5,212 | 1.9% |
| STRATIO | 4,500 | 23.8% | 15,792 | 17.8% | 6,154 | 10.2% | 8,295 | 8.6% | 3,483 | 24.3% | 29,312 | 13.3% | 5,343 | 11.5% | 5,174 | 2.7% |
| SCMATEDU | 5,866 | 0.7% | 19,118 | 0.4% | 6,856 | 0.0% | 9,043 | 0.3% | 4,589 | 0.3% | 33,686 | 0.4% | 6,035 | 0.0% | 5,315 | 0.0% |
| SCHSIZE | 5,818 | 1.5% | 19,204 | 0.0% | 6,557 | 4.4% | 8,421 | 7.2% | 4,547 | 1.2% | 33,048 | 2.2% | 6,009 | 0.4% | 5,258 | 1.1% |

Nota: Sombreado las variables no imputadas.

Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información PISA 2012, OCDE.

**Anexo 10: Estadísticos de prueba para detección de endogeneidad en la FPE,
comprensión lectora. Países latinoamericanos en PISA 2012.**

| Test endogeneidad para <i>esfuerzo</i> | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|---|------------------|----------------------|------------------|---------------------|------------------|-------------------|------------------|--------------------|
| Ho: Las variables son exógenas | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 0.286 (0.592) | 0.011868 (0.9132) | 5.471 (0.019) | 6.1498 (0.0131) | 1.039 (0.308) | 5.794 (0.0161) | 1.245 (0.264) | 0.0449 (0.8322) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 0.286 (0.592) | 0.011857 (0.9133) | 5.462 (0.019) | 6.1431 (0.0132) | 1.035 (0.308) | 5.792 (0.0161) | 1.242 (0.265) | 0.0447 (0.8324) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 0.268 (0.604) | 0.01120 (0.9157) | 5.666 (0.017) | 5.1368 (0.0234) | 1.205 (0.272) | 5.723 (0.0167) | 1.337 (0.247) | 0.0360 (0.8493) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 0.163 (0.685) | 0.00553 (0.9407) | 4.612 (0.031) | 2.1676 (0.1410) | 0.934 (0.333) | 2.872 (0.0901) | 1.212 (0.270) | 0.0314 (0.8594) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 0.321 (0.570) | 0.0002 (0.987) | 4.592 (0.032) | 0.5706 (0.450) | 1.127 (0.288) | 2.903 (0.088) | 1.212 (0.270) | 0.0294 (0.8637) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 1.872 (0.599) | 5.419 (0.143) | 4.776 (0.188) | 2.933 (0.402) | 0.349 (0.950) | 2.959 (0.085) | 1.766 (0.413) | 5.384 (0.067) |
| Test endogeneidad para <i>disciplina</i> | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 6.101 (0.013) | 3.974 (0.046) | 3.776 (0.052) | 0.00037 (0.984) | 1.039 (0.308) | 5.794 (0.016) | 1.245 (0.264) | 0.0449 (0.832) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 6.091 (0.013) | 3.971 (0.046) | 3.769 (0.052) | 0.000372 (0.984) | 1.035 (0.308) | 5.792 (0.016) | 1.242 (0.265) | 0.00447 (0.832) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 6.075 (0.013) | 3.726 (0.053) | 3.634 (0.056) | 0.000373 (0.984) | 1.205 (0.272) | 5.723 (0.016) | 1.337 (0.247) | 0.0360 (0.849) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 4.239 (0.039) | 1.806 (0.178) | 2.780 (0.095) | 0.0001 (0.989) | 0.934 (0.333) | 2.872 (0.091) | 1.212 (0.270) | 0.0314 (0.859) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 3.343 (0.067) | 1.711 (0.190) | 4.592 (0.032) | 0.0001 (0.989) | 1.127 (0.288) | 2.903 (0.088) | 1.212 (0.270) | 0.0294 (0.863) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 1.606 (0.658) | 1.504 (0.681) | 6.580 (0.086) | 0.966 (0.809) | 4.215 (0.236) | 1.411 (0.234) | 4.159 (0.125) | 0.019 (0.891) |

Variable instrumentalizada: esfuerzo y disciplina. Instrumentos incluidos: sexo norepitente libros educamadre educapadre empapadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE. Instrumentos excluidos: motivacion, minulec, clasesp y prescolar.

***Underidentification test. P.V entre paréntesis, no significativos al 1%. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hoc-deck*.**

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

**Anexo 11: Estadísticos de prueba para detección de endogeneidad en la FPE,
matemáticas. Países latinoamericanos en PISA 2012.**

| Test endogeneidad para esfuerzo | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|---|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|
| Ho: Las variables son exógenas | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 1.916 (0.166) | 0.0532 (0.817) | 0.591 (0.441) | 0.0007 (0.977) | 0.278 (0.597) | 296.97 (0.000) | 5.550 (0.018) | 0.535 (0.464) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 1.912 (0.166) | 0.0531 (0.817) | 0.590 (0.442) | 0.0007 (0.977) | 0.277 (0.598) | 298.935 (0.000) | 5.540 (0.018) | 0.533 (0.465) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 1.989 (0.158) | 0.0536 (0.816) | 0.596 (0.439) | 0.0008 (0.977) | 0.246 (0.619) | 288.392 (0.000) | 6.037 (0.014) | 0.527 (0.467) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 1.430 (0.231) | 0.0287 (0.865) | 0.467 (0.494) | 0.0004 (0.983) | 0.230 (0.631) | 150.757 (0.000) | 5.470 (0.019) | 0.453 (0.500) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 1.667 (0.196) | 0.015 (0.901) | 0.233 (0.628) | 2.122 (0.145) | 0.326 (0.567) | 138.434 (0.000) | 5.406 (0.020) | 0.473 (0.491) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 0.913 (0.822) | 8.381 (0.038) | 6.560 (0.087) | 5.214 (0.156) | 3.397 (0.334) | 0.044 (0.834) | 1.759 (0.414) | 5.458 (0.065) |
| Test endogeneidad para disciplina | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 26.652 (0.000) | 3.643 (0.056) | 5.099 (0.023) | 0.780 (0.376) | 0.278 (0.597) | 35.998 (0.000) | 5.550 (0.018) | 0.535 (0.464) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 26.708 (0.000) | 3.641 (0.056) | 5.091 (0.024) | 0.779 (0.377) | 0.277 (0.598) | 36.023 (0.000) | 5.540 (0.018) | 0.533 (0.465) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 27.153 (0.000) | 3.708 (0.054) | 5.335 (0.020) | 0.756 (0.384) | 0.246 (0.619) | 37.853 (0.000) | 6.037 (0.014) | 0.527 (0.467) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 18.952 (0.000) | 1.923 (0.165) | 4.076 (0.043) | 0.375 (0.539) | 0.230 (0.631) | 18.497 (0.000) | 5.470 (0.019) | 0.453 (0.500) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 16.046 (0.000) | 3.878 (0.048) | 5.216 (0.022) | 0.144 (0.703) | 0.326 (0.567) | 18.311 (0.000) | 5.406 (0.020) | 0.473 (0.491) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 1.442 (0.695) | 1.233 (0.745) | 3.798 (0.284) | 4.518 (0.210) | 8.884 (0.030) | 0.388 (0.533) | 4.108 (0.128) | 0.088 (0.766) |

Variable instrumentalizada: esfuerzo y disciplina. Instrumentos incluidos: sexo norepitente libros educamadre educapadre emppadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE. Instrumentos excluidos: motivacion, minumat, clasmata y prescolar.

Nota: Para México, se detectó endogeneidad en ambos casos pero los coeficientes estimados para los *inputs* de la FPE no resultaron significativos. De igual forma, para Argentina en *disciplina*.

*Underidentification test. P.V entre paréntesis, no significativos al 1%. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hoc-deck*.

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

**Anexo 12: Estadísticos de prueba para detección de endogeneidad en la FPE,
ciencias. Países latinoamericanos en PISA 2012.**

| Test endogeneidad para esfuerzo | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|---|------------------|------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|
| Ho: Las variables son exógenas | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 5.490 (0.019) | 0.085 (0.769) | 2.876 (0.089) | 0.00003 (0.995) | 3.015 (0.082) | 316.232 (0.000) | 1.453 (0.227) | 1.928 (0.164) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 5.481 (0.019) | 0.085 (0.770) | 2.871 (0.090) | 0.00003 (0.995) | 3.007 (0.082) | 319.484 (0.000) | 1.450 (0.228) | 1.923 (0.165) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 5.569 (0.018) | 0.086 (0.768) | 3.093 (0.078) | 0.00003 (0.995) | 2.866 (0.090) | 296.952 (0.000) | 1.482 (0.223) | 2.080 (0.149) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 3.651 (0.051) | 0.045 (0.830) | 2.504 (0.113) | 0.00001 (0.996) | 2.382 (0.122) | 160.568 (0.000) | 1.236 (0.266) | 1.811 (0.178) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 3.275 (0.070) | 0.046 (0.830) | 2.500 (0.113) | 0.00055 (0.980) | 2.544 (0.117) | 134.548 (0.000) | 1.302 (0.253) | 1.832 (0.175) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 0.718 (0.868) | 4.817 (0.185) | 4.242 (0.236) | 4.279 (0.232) | 0.653 (0.884) | 4.61 (0.202) | 1.856 (0.395) | 0.023 (0.879) |
| Test endogeneidad para disciplina | | | | | | | | |
| <i>Durbin (score) chi2(1)</i> | 3.619 (0.057) | 3.611 (0.057) | 2.876 (0.089) | 2.516 (0.112) | 3.423 (0.064) | 311.905 (0.000) | 3.115 (0.064) | 1.928 (0.164) |
| <i>Wu-Hausman F(●)</i> | 3.612 (0.057) | 3.609 (0.057) | 2.871 (0.090) | 2.512 (0.113) | 3.414 (0.064) | 315.065 (0.000) | 3.108 (0.064) | 1.923 (0.165) |
| <i>Robust score chi2(1)</i> | 3.688 (0.054) | 3.338 (0.067) | 3.093 (0.078) | 2.468 (0.116) | 3.262 (0.070) | 288.526 (0.000) | 3.158 (0.070) | 2.080 (0.149) |
| <i>Robust regression F(●)</i> | 2.386 (0.122) | 1.607 (0.204) | 2.504 (0.113) | 1.241 (0.265) | 2.703 (0.100) | 153.123 (0.000) | 2.713 (0.100) | 1.811 (0.178) |
| <i>GMM C statistic chi2(1)</i> | 1.118 (0.290) | 1.698 (0.192) | 2.500 (0.113) | 1.088 (0.296) | 2.888 (0.089) | 134.86 (0.000) | 2.720 (0.099) | 1.832 (0.175) |
| <i>*Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)</i> | 7.763 (0.051) | 1.865 (0.600) | 4.505 (0.211) | 0.698 (0.873) | 3.604 (0.307) | 8.954 (0.029) | 4.294 (0.116) | 0.003 (0.958) |

Variable instrumentalizada: esfuerzo y disciplina. Instrumentos incluidos: sexo norepitente libros educamadre educapadre emppadre publico STRATIO SCMATEDU autonomia SCHSIZE. Instrumentos excluidos: motivacion, minucie, clascie y prescolar.

Nota: Para México, se detectó endogeneidad en ambos casos pero los coeficientes estimados para los *inputs* de la FPE no resultaron significativos.

***Underidentification test.** P.V entre paréntesis, no significativos al 1%. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hoc-deck*.

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

Anexo 13: Valor medio de los coeficientes estimados a través de 2sls, MGM y MVIL, lectura. América Latina, 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---|-------------------------------|---|---|---|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <i>constante</i> | 185,27 | 349,75 | 266,77 | 318,45 | 344,49 | 222,46 | 256,02 | 331,16 |
| <i>norepitente</i> | 272,26 | 114,60 | 208,57 | 158,61 | 129,62 | 227,29 | 181,62 | 134,26 |
| <i>sexo</i> | 6,88 | 19,92 | 9,20 | 1,05 | 14,12 | 5,52 | 3,84 | 22,00 |
| <i>esfuerzo</i> | 10,08 | 5,42 | 6,17 | 7,32 | 5,31 | 10,19 | 5,83 | 7,20 |
| <i>disciplina</i> | -11,20 | 4,87 | 5,51 | 8,54 | 4,00 | 4,46 | -1,14 | 6,65 |
| <i>libros</i> | 5,00 | 5,65 | 28,83 | 19,03 | 19,57 | 13,61 | 21,97 | 17,15 |
| <i>educamadre</i> | 13,78 | 11,26 | 7,13 | 10,78 | 1,20 | 0,05 | 9,47 | 0,97 |
| <i>educapadre</i> | -5,27 | 5,30 | 19,10 | 10,86 | -2,08 | 9,34 | 6,18 | -1,29 |
| <i>emppadre</i> | 11,11 | 4,90 | -13,83 | 2,46 | -3,43 | 6,86 | 2,29 | 5,18 |
| <i>publico</i> | -15,35 | -49,56 | -0,89 | -26,92 | -25,43 | -2,52 | -24,89 | -35,38 |
| <i>STRATIO</i> | -0,08 | -0,49 | -0,52 | -0,36 | 0,11 | -0,11 | -0,09 | -0,16 |
| <i>SCMATEDU</i> | -9,95 | 1,38 | 0,45 | 3,35 | 3,51 | 3,24 | 10,60 | 9,15 |
| <i>autonomia</i> | 35,26 | 10,96 | 9,08 | 0,82 | 7,46 | 6,94 | 2,94 | -2,92 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | 0,02 | 0,00 |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion minuesp clasesp</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minuesp</i> | <i>motivacion minuesp</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 14: Valor medio de los coeficientes estimados a través de 2sls, MGM y MVIL, matemáticas. América Latina, 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>constante</i> | 237,95 | 374,19 | 285,07 | 348,40 | 374,73 | 229,41 | 272,86 | 357,39 |
| <i>norepitente</i> | 232,40 | 103,63 | 175,11 | 123,02 | 89,52 | 238,76 | 195,13 | 130,70 |
| <i>sexo</i> | -39,63 | -27,30 | -35,87 | -38,87 | -30,45 | -33,26 | -36,16 | -23,20 |
| <i>esfuerzo</i> | 10,77 | 5,94 | 7,39 | 6,48 | 5,30 | 9,28 | 3,94 | 9,45 |
| <i>disciplina</i> | -7,78 | 3,67 | 2,14 | 7,57 | 2,80 | 6,22 | -2,41 | 6,66 |
| <i>libros</i> | 8,84 | 10,78 | 34,49 | 21,50 | 24,53 | 16,17 | 27,36 | 23,12 |
| <i>educamadre</i> | 7,97 | 10,58 | 10,16 | 9,93 | 0,95 | -1,17 | 4,72 | 1,41 |
| <i>educapadre</i> | 2,13 | 6,57 | 20,01 | 9,11 | 0,27 | 6,66 | 2,84 | -2,14 |
| <i>emppadre</i> | 8,31 | -0,06 | -6,25 | 0,70 | -1,45 | 0,63 | -1,03 | 5,35 |
| <i>publico</i> | -6,48 | -51,24 | -6,98 | -23,81 | -27,84 | -0,38 | -25,66 | -29,98 |
| <i>STRATIO</i> | -0,09 | -0,44 | -0,76 | -0,59 | 0,17 | -0,10 | -0,11 | -0,64 |
| <i>SCMATEDU</i> | -8,63 | 3,53 | 1,11 | 3,21 | 6,58 | 1,48 | 9,14 | 7,13 |
| <i>autonomia</i> | 21,70 | 2,45 | 15,08 | -4,21 | -1,88 | 5,67 | -6,69 | -5,20 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,00 |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minumat</i> | <i>motivacion minumat clasmata</i> | <i>motivacion minumat clasmata</i> | <i>motivacion minumat clasmata</i> | <i>motivacion minumat clasmata</i> | <i>motivacion prescolar</i> | <i>motivacion minumat</i> | <i>motivacion minumat</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 15: Valor medio de los coeficientes estimados a través de 2sls, MGM y MVIL, ciencias. América Latina, 2012.

| Var.ind. ↓ | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|--------------------|---------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>constante</i> | 191,51 | 401,57 | 308,62 | 296,69 | 364,45 | 249,43 | 285,99 | 374,83 |
| <i>norepitente</i> | 302,66 | 55,64 | 159,92 | 216,79 | 125,25 | 203,43 | 145,97 | 109,78 |
| <i>sexo</i> | -26,73 | -5,79 | -16,71 | -40,73 | -22,49 | -22,76 | -19,29 | -9,77 |
| <i>esfuerzo</i> | 8,25 | 8,56 | 7,15 | 3,58 | 3,12 | 8,37 | 4,50 | 10,25 |
| <i>disciplina</i> | -11,51 | 6,66 | 4,69 | 5,36 | -0,56 | 3,18 | -1,61 | 4,17 |
| <i>libros</i> | 3,18 | 10,21 | 28,57 | 17,98 | 17,43 | 15,47 | 27,22 | 21,63 |
| <i>educamadre</i> | 10,97 | 12,25 | 8,08 | 0,66 | 0,99 | 0,44 | 8,82 | 1,92 |
| <i>educapadre</i> | 2,19 | 8,53 | 19,06 | 10,94 | -2,93 | 8,39 | 3,73 | 0,43 |
| <i>emppadre</i> | 9,88 | 0,92 | -7,77 | 2,66 | -1,09 | 2,29 | -2,18 | -0,81 |
| <i>publico</i> | -2,73 | -58,10 | -9,20 | -8,69 | -27,29 | -1,29 | -19,06 | -41,91 |
| <i>STRATIO</i> | -0,07 | -0,48 | -0,48 | -0,49 | 0,05 | -0,10 | 0,06 | -0,20 |
| <i>SCMATEDU</i> | -16,24 | 2,74 | 2,28 | 0,96 | 3,30 | 1,85 | 8,33 | 6,26 |
| <i>autonomia</i> | 28,82 | 9,98 | 14,78 | -0,16 | 4,36 | 8,75 | 0,82 | -11,89 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | 0,01 | 0,01 |
| Obs. | 5.632 | 16.968 | 5.898 | 8.059 | 4.281 | 29.614 | 5.442 | 4.754 |
| Instrumentos | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion minucie clascie</i> | <i>motivacion preescolar</i> | <i>motivacion minucie</i> | <i>motivacion minucie</i> |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

**Anexo 16: Valor medio estimaciones OB a través de 2sls, MGM y MVIL, lectura.
América Latina, 2012.**

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 448,436 | 480,031 | 462,498 | 456,427 | 502,963 | 464,355 | 442,203 | 499,065 |
| <i>Público</i> | 372,447 | 396,256 | 413,158 | 396,434 | 431,673 | 420,802 | 368,570 | 403,305 |
| Diferencia | 75,989 | 83,775 | 49,340 | 59,993 | 71,290 | 43,553 | 73,633 | 95,760 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 40,918 | 14,042 | 39,016 | 15,360 | 52,627 | 54,373 | 34,715 | 68,266 |
| <i>Familiares</i> | 4,784 | 11,851 | 10,172 | 12,441 | 12,410 | 24,422 | 10,830 | 12,696 |
| <i>Escolares</i> | - 1,558 | 8,000 | 2,343 | 13,069 | 21,249 | 7,415 | 9,601 | - 6,936 |
| Total | 44,144 | 33,893 | 51,531 | 40,870 | 86,286 | 86,210 | 55,146 | 74,026 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | - 56,516 | - 90,982 | 25,469 | - 40,583 | 57,097 | 189,729 | 30,133 | 10,150 |
| <i>Familiares</i> | 24,485 | 18,861 | 27,539 | 19,535 | - 1,007 | 39,477 | 3,958 | 22,818 |
| <i>Escolares</i> | - 2,603 | - 6,567 | - 46,128 | 5,013 | - 7,101 | - 86,576 | - 65,508 | - 17,668 |
| <i>cosntante</i> | 49,853 | 121,157 | 2,873 | 42,796 | - 19,042 | - 134,031 | 54,982 | 7,717 |
| Total | 15,219 | 42,468 | 9,753 | 26,762 | 29,947 | 8,600 | 23,566 | 23,017 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 17,142 | 26,718 | - 4,490 | 8,343 | - 19,428 | - 26,491 | - 4,920 | - 6,448 |
| <i>Familiares</i> | - 2,492 | - 8,615 | - 4,922 | - 6,597 | - 5,471 | - 19,945 | - 4,837 | - 11,380 |
| <i>Escolares</i> | 1,976 | - 10,690 | - 2,533 | - 9,385 | - 20,045 | - 4,822 | 4,678 | 16,544 |
| Total | 16,626 | 7,413 | - 11,945 | - 7,639 | - 44,943 | - 51,258 | - 5,079 | - 1,284 |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 17: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Argentina, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | Coef. | S.E. | 2sls | | GMM | | LIML | |
| Coef. | | | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 448,424*** | 1,937 | 448,424*** | 2,929 | 448,460*** | 2,938 | 448,424*** | 2,970 |
| <i>Público</i> | 372,398*** | 1,587 | 372,398*** | 3,161 | 372,546*** | 3,176 | 372,398*** | 3,900 |
| Diferencia | 76,026*** | 2,504 | 76,026*** | 4,309 | 75,914*** | 4,326 | 76,026*** | 4,902 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 13,653*** | 1,278 | 39,820*** | 7,556 | 40,006*** | 7,577 | 40,564*** | 7,842 |
| <i>sexo</i> | 1,151*** | 0,415 | 0,690** | 0,327 | 0,680** | 0,324 | 0,677** | 0,327 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,148 | 0,160 | 0,110 | 0,130 | 0,110 | 0,131 | 0,109 | 0,130 |
| <i>disciplina</i> | 0,005 | 0,068 | -0,004 | 0,090 | -0,003 | 0,090 | -0,004 | 0,091 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,667*** | 0,524 | 1,379** | 0,689 | 1,328* | 0,687 | 1,342* | 0,701 |
| <i>educamadre</i> | 1,880** | 0,737 | 1,883* | 1,012 | 1,866* | 1,010 | 1,883* | 1,025 |
| <i>educapadre</i> | 0,246 | 0,567 | -0,174 | 0,800 | -0,234 | 0,799 | -0,186 | 0,811 |
| <i>emppadre</i> | 1,572*** | 0,482 | 1,743*** | 0,620 | 1,775*** | 0,620 | 1,748*** | 0,626 |
| <i>STRATIO</i> | -0,041 | 0,187 | -0,539* | 0,286 | -0,541* | 0,286 | -0,553* | 0,291 |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,447*** | 0,555 | 0,080 | 0,892 | 0,054 | 0,893 | 0,012 | 0,915 |
| <i>autonomia</i> | 0,093 | 0,250 | 0,806* | 0,418 | 0,813* | 0,419 | 0,826* | 0,426 |
| <i>SCHSIZE</i> | -6,148*** | 1,819 | -1,989 | 2,679 | -1,776 | 2,676 | -1,870 | 2,726 |
| Total | 17,671*** | 2,793 | 43,805*** | 7,986 | 44,078*** | 8,004 | 44,549*** | 8,260 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 7,626* | 4,248 | -48,231 | 46,192 | -48,677 | 46,284 | -96,179 | 67,268 |
| <i>sexo</i> | 0,553 | 2,457 | 5,814 | 4,906 | 5,636 | 4,919 | 9,442 | 6,419 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,460 | 1,326 | -0,321 | 1,960 | -0,431 | 1,959 | -0,330 | 2,203 |
| <i>disciplina</i> | 0,210 | 0,581 | 1,147 | 0,911 | 1,144 | 0,914 | 1,440 | 1,065 |
| <i>muchoslibros</i> | 0,611 | 1,418 | 1,479 | 2,223 | 1,480 | 2,225 | 2,543 | 2,714 |
| <i>educamadre</i> | -4,861 | 3,892 | -3,089 | 5,817 | -3,606 | 5,817 | -2,503 | 6,487 |
| <i>educapadre</i> | 5,525* | 3,339 | 3,917 | 5,102 | 3,682 | 5,110 | 3,973 | 5,716 |
| <i>emppadre</i> | 16,622** | 7,881 | 21,105* | 11,214 | 22,671** | 11,199 | 21,803* | 12,257 |
| <i>STRATIO</i> | 0,777 | 2,157 | -6,039** | 2,990 | -6,046** | 2,997 | -6,725** | 3,306 |
| <i>SCMATEDU</i> | -3,071*** | 0,884 | -4,268** | 1,836 | -4,144** | 1,840 | -5,604** | 2,399 |
| <i>autonomia</i> | -51,405*** | 11,472 | -2,578 | 18,733 | -1,830 | 18,793 | 5,343 | 21,139 |
| <i>SCHSIZE</i> | -1,470 | 3,225 | 6,482 | 6,187 | 6,427 | 6,189 | 11,172 | 8,019 |
| <i>constante</i> | 92,359*** | 15,208 | 44,858 | 38,008 | 43,334 | 38,091 | 61,367 | 43,815 |
| Total | 63,937*** | 2,884 | 20,275* | 11,901 | 19,640* | 11,910 | 5,742 | 18,568 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -2,069* | 1,159 | 13,087 | 12,558 | 13,208 | 12,583 | 26,098 | 18,319 |
| <i>sexo</i> | -0,041 | 0,184 | -0,435 | 0,395 | -0,421 | 0,394 | -0,706 | 0,536 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,021 | 0,065 | 0,015 | 0,092 | 0,020 | 0,093 | 0,015 | 0,103 |
| <i>disciplina</i> | 0,031 | 0,087 | 0,168 | 0,174 | 0,167 | 0,174 | 0,210 | 0,210 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,309 | 0,718 | -0,748 | 1,126 | -0,748 | 1,127 | -1,287 | 1,377 |
| <i>educamadre</i> | 1,123 | 0,903 | 0,714 | 1,345 | 0,833 | 1,345 | 0,578 | 1,499 |
| <i>educapadre</i> | -1,195 | 0,729 | -0,847 | 1,106 | -0,796 | 1,107 | -0,859 | 1,238 |
| <i>emppadre</i> | -1,094** | 0,538 | -1,389* | 0,760 | -1,492* | 0,762 | -1,435* | 0,828 |
| <i>STRATIO</i> | -0,074 | 0,208 | 0,578* | 0,335 | 0,578* | 0,336 | 0,643* | 0,371 |
| <i>SCMATEDU</i> | -2,359*** | 0,708 | -3,279** | 1,437 | -3,184** | 1,439 | -4,306** | 1,879 |
| <i>autonomia</i> | 1,339*** | 0,371 | 0,067 | 0,488 | 0,048 | 0,490 | -0,139 | 0,551 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,911 | 1,998 | 4,016 | 3,836 | 3,982 | 3,837 | 6,922 | 4,974 |
| Total | -5,582* | 3,003 | 11,947 | 13,593 | 12,195 | 13,610 | 25,736 | 19,682 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.

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

Anexo 18: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Brasil, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 479,498*** | 1,933 | 480,093*** | 1,948 | 479,906*** | 1,921 | 480,093*** | 1,953 |
| <i>Público</i> | 395,338*** | 0,814 | 396,280*** | 1,254 | 396,207*** | 1,264 | 396,280*** | 1,381 |
| Diferencia | 84,160*** | 2,097 | 83,813*** | 2,317 | 83,699*** | 2,300 | 83,813*** | 2,392 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 13,394*** | 1,251 | 14,130* | 7,390 | 13,343* | 7,392 | 14,776 | 12,906 |
| <i>sexo</i> | -0,275 | 0,261 | -0,219 | 0,261 | -0,229 | 0,272 | -0,217 | 0,262 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,020 | 0,047 | 0,021 | 0,045 | 0,018 | 0,044 | 0,020 | 0,047 |
| <i>disciplina</i> | 0,142 | 0,142 | 0,143 | 0,142 | 0,198 | 0,145 | 0,142 | 0,146 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,755*** | 0,585 | 2,743*** | 0,638 | 2,668*** | 0,635 | 2,725*** | 0,713 |
| <i>educamadre</i> | 5,894*** | 1,676 | 5,562*** | 1,722 | 5,339*** | 1,723 | 5,535*** | 1,782 |
| <i>educapadre</i> | 2,612 | 1,633 | 2,760* | 1,645 | 3,237** | 1,632 | 2,756* | 1,644 |
| <i>emppadre</i> | 0,731 | 0,617 | 0,722 | 0,625 | 0,788 | 0,613 | 0,719 | 0,625 |
| <i>STRATIO</i> | 2,853*** | 0,539 | 2,897*** | 0,601 | 2,850*** | 0,599 | 2,917*** | 0,691 |
| <i>SCMATEDU</i> | 8,822*** | 2,425 | 8,503*** | 2,547 | 8,097*** | 2,514 | 8,421*** | 2,870 |
| <i>autonomia</i> | -0,050 | 0,212 | -0,068 | 0,237 | -0,033 | 0,235 | -0,078 | 0,281 |
| <i>SCHSIZE</i> | -3,123*** | 0,499 | -3,151*** | 0,639 | -3,237*** | 0,639 | -3,118*** | 0,838 |
| Total | 33,775*** | 3,052 | 34,043*** | 7,104 | 33,039*** | 7,062 | 34,598*** | 11,531 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 1,970 | 4,304 | -91,343*** | 32,025 | -95,803*** | 32,106 | -107,389** | 52,365 |
| <i>sexo</i> | -1,330 | 1,952 | 5,955** | 2,905 | 6,724** | 2,903 | 7,214* | 3,862 |
| <i>esfuerzo</i> | -1,864* | 0,959 | -0,169 | 1,069 | -0,222 | 1,068 | 0,121 | 1,152 |
| <i>disciplina</i> | -0,610 | 0,872 | 0,476 | 0,969 | 0,836 | 0,963 | 0,657 | 1,024 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,662*** | 1,015 | 5,116*** | 1,179 | 4,940*** | 1,179 | 5,176*** | 1,306 |
| <i>educamadre</i> | 1,460 | 3,603 | 4,940 | 3,935 | 4,664 | 3,942 | 5,711 | 4,158 |
| <i>educapadre</i> | -0,104 | 3,401 | 3,348 | 3,633 | 4,650 | 3,613 | 3,972 | 3,734 |
| <i>emppadre</i> | 1,503 | 6,015 | 4,425 | 6,285 | 4,722 | 6,171 | 4,917 | 6,367 |
| <i>STRATIO</i> | -9,814*** | 3,761 | -13,372*** | 4,328 | -13,279*** | 4,325 | -14,153*** | 5,081 |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,693** | 1,230 | 4,830*** | 1,424 | 4,721*** | 1,416 | 5,208*** | 1,608 |
| <i>autonomia</i> | -17,021** | 8,347 | -8,040 | 10,063 | -6,239 | 10,048 | -6,477 | 11,805 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,816 | 2,256 | 8,604*** | 3,122 | 8,982*** | 3,116 | 9,514** | 4,066 |
| <i>constante</i> | 76,751*** | 13,730 | 118,841*** | 22,282 | 118,789*** | 22,298 | 125,839*** | 32,750 |
| Total | 61,111*** | 2,706 | 43,611*** | 4,305 | 43,485*** | 4,328 | 40,310*** | 5,108 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -0,536 | 1,172 | 24,846*** | 8,767 | 26,059*** | 8,795 | 29,210** | 14,291 |
| <i>sexo</i> | -0,030 | 0,052 | 0,107 | 0,136 | 0,121 | 0,152 | 0,130 | 0,168 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,094 | 0,089 | 0,008 | 0,050 | 0,010 | 0,050 | -0,006 | 0,054 |
| <i>disciplina</i> | 0,106 | 0,154 | -0,080 | 0,164 | -0,141 | 0,166 | -0,111 | 0,175 |
| <i>muchoslibros</i> | -3,220*** | 0,718 | -3,531*** | 0,832 | -3,409*** | 0,830 | -3,572*** | 0,918 |
| <i>educamadre</i> | -0,726 | 1,791 | -2,463 | 1,963 | -2,325 | 1,966 | -2,848 | 2,074 |
| <i>educapadre</i> | 0,054 | 1,761 | -1,737 | 1,885 | -2,412 | 1,875 | -2,060 | 1,937 |
| <i>emppadre</i> | -0,159 | 0,636 | -0,468 | 0,666 | -0,500 | 0,654 | -0,520 | 0,675 |
| <i>STRATIO</i> | -1,285** | 0,507 | -1,764*** | 0,595 | -1,751*** | 0,594 | -1,867*** | 0,693 |
| <i>SCMATEDU</i> | -6,116** | 2,789 | -10,917*** | 3,206 | -10,670*** | 3,188 | -11,772*** | 3,620 |
| <i>autonomia</i> | 0,468* | 0,239 | 0,217 | 0,273 | 0,168 | 0,272 | 0,174 | 0,319 |
| <i>SCHSIZE</i> | 0,624 | 0,502 | 1,941*** | 0,719 | 2,026*** | 0,718 | 2,146** | 0,931 |
| Total | -10,726*** | 3,423 | 6,158 | 8,014 | 7,175 | 7,998 | 8,905 | 12,421 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 19: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Chile, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 462,505*** | 1,202 | 462,505*** | 1,903 | 462,484*** | 1,941 | 462,505*** | 1,984 |
| <i>Público</i> | 413,157*** | 1,691 | 413,157*** | 2,999 | 413,158*** | 3,046 | 413,157*** | 3,210 |
| Diferencia | 49,347*** | 2,074 | 49,347*** | 3,552 | 49,325*** | 3,612 | 49,347*** | 3,773 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,486*** | 1,031 | 37,542*** | 7,362 | 38,489*** | 7,444 | 39,586*** | 8,257 |
| <i>sexo</i> | -0,188 | 0,327 | -0,112 | 0,197 | -0,111 | 0,196 | -0,106 | 0,187 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,316** | 0,148 | 0,327** | 0,166 | 0,337** | 0,171 | 0,327* | 0,169 |
| <i>disciplina</i> | 0,231** | 0,110 | 0,255* | 0,139 | 0,256* | 0,141 | 0,257* | 0,143 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,409*** | 0,401 | 3,282*** | 0,453 | 3,281*** | 0,457 | 3,272*** | 0,462 |
| <i>educamadre</i> | 4,641*** | 0,690 | 2,254* | 1,174 | 2,147* | 1,193 | 2,059 | 1,260 |
| <i>educapadre</i> | 6,123*** | 0,733 | 4,973*** | 1,011 | 5,001*** | 1,028 | 4,879*** | 1,058 |
| <i>emppadre</i> | -0,236 | 0,146 | -0,213 | 0,202 | -0,207 | 0,205 | -0,211 | 0,210 |
| <i>STRATIO</i> | -2,277*** | 0,504 | -1,834** | 0,758 | -1,852** | 0,772 | -1,797** | 0,790 |
| <i>SCMATEDU</i> | 5,209*** | 0,766 | 2,880** | 1,177 | 2,756** | 1,197 | 2,690** | 1,254 |
| <i>autonomia</i> | -1,167*** | 0,305 | -0,832** | 0,350 | -0,817** | 0,354 | -0,804** | 0,361 |
| <i>SCHSIZE</i> | 3,676*** | 0,524 | 2,264*** | 0,786 | 2,226*** | 0,801 | 2,149** | 0,835 |
| Total | 32,222*** | 1,736 | 50,786*** | 6,011 | 51,507*** | 6,084 | 52,301*** | 6,655 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 11,153*** | 3,343 | 17,786 | 40,295 | 18,971 | 40,629 | 14,801 | 46,719 |
| <i>sexo</i> | 2,884 | 1,756 | 3,339 | 3,145 | 3,668 | 3,189 | 3,550 | 3,454 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,458 | 1,160 | 2,861 | 1,808 | 2,984 | 1,834 | 3,135 | 1,942 |
| <i>disciplina</i> | 0,691 | 0,723 | 1,717 | 1,107 | 1,764 | 1,124 | 1,831 | 1,181 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,342*** | 1,117 | 2,919** | 1,479 | 2,956** | 1,503 | 2,878* | 1,572 |
| <i>educamadre</i> | 5,154 | 3,141 | 3,243 | 5,604 | 3,301 | 5,693 | 3,303 | 6,083 |
| <i>educapadre</i> | 10,877*** | 3,118 | 6,471 | 4,774 | 6,738 | 4,857 | 6,097 | 5,073 |
| <i>emppadre</i> | 10,699** | 5,269 | 14,736* | 8,028 | 14,793* | 8,160 | 15,184* | 8,488 |
| <i>STRATIO</i> | -7,203 | 7,309 | 3,910 | 10,004 | 4,440 | 10,180 | 5,099 | 10,846 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,118*** | 0,249 | -0,809** | 0,334 | -0,797** | 0,339 | -0,786** | 0,354 |
| <i>autonomia</i> | -44,828*** | 5,999 | -46,994*** | 9,137 | -46,546*** | 9,284 | -47,469*** | 9,734 |
| <i>SCHSIZE</i> | -29,458*** | 4,561 | -4,094 | 10,534 | -3,359 | 10,666 | -0,979 | 12,009 |
| <i>constante</i> | 59,611*** | 11,144 | 5,171 | 32,534 | 1,227 | 32,916 | 2,221 | 36,493 |
| Total | 22,262*** | 2,359 | 10,255** | 4,366 | 10,140** | 4,439 | 8,865* | 4,912 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -2,544*** | 0,784 | -4,056 | 9,194 | -4,326 | 9,271 | -3,376 | 10,657 |
| <i>sexo</i> | 0,047 | 0,087 | 0,054 | 0,108 | 0,060 | 0,116 | 0,058 | 0,115 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,046 | 0,119 | -0,289 | 0,219 | -0,302 | 0,224 | -0,317 | 0,237 |
| <i>disciplina</i> | -0,127 | 0,140 | -0,315 | 0,231 | -0,324 | 0,235 | -0,336 | 0,246 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,736*** | 0,599 | -1,516* | 0,779 | -1,535* | 0,792 | -1,495* | 0,827 |
| <i>educamadre</i> | -1,494 | 0,915 | -0,940 | 1,625 | -0,957 | 1,651 | -0,957 | 1,764 |
| <i>educapadre</i> | -3,142*** | 0,922 | -1,869 | 1,384 | -1,946 | 1,408 | -1,761 | 1,470 |
| <i>emppadre</i> | -0,428* | 0,237 | -0,590* | 0,354 | -0,592* | 0,359 | -0,608 | 0,372 |
| <i>STRATIO</i> | 1,120 | 1,138 | -0,608 | 1,556 | -0,690 | 1,583 | -0,793 | 1,687 |
| <i>SCMATEDU</i> | -7,008*** | 1,286 | -5,071** | 1,995 | -4,994** | 2,026 | -4,926** | 2,129 |
| <i>autonomia</i> | 2,294*** | 0,517 | 2,404*** | 0,640 | 2,381*** | 0,642 | 2,429*** | 0,665 |
| <i>SCHSIZE</i> | 7,926*** | 1,292 | 1,101 | 2,835 | 0,904 | 2,870 | 0,263 | 3,231 |
| Total | -5,137** | 2,037 | -11,694* | 6,502 | -12,321* | 6,576 | -11,819 | 7,363 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.

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

Anexo 20: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Colombia, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 456,441*** | 2,524 | 456,441*** | 2,869 | 456,398*** | 2,841 | 456,441*** | 2,877 |
| <i>Público</i> | 396,427*** | 1,291 | 396,427*** | 1,966 | 396,448*** | 1,965 | 396,427*** | 2,058 |
| Diferencia | 60,014*** | 2,835 | 60,014*** | 3,478 | 59,950*** | 3,454 | 60,014*** | 3,537 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 7,163*** | 0,974 | 14,637** | 6,365 | 14,664** | 5,747 | 14,732** | 6,459 |
| <i>sexo</i> | 0,140 | 0,176 | 0,118 | 0,154 | 0,116 | 0,150 | 0,118 | 0,153 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,014 | 0,047 | -0,006 | 0,029 | -0,007 | 0,031 | -0,005 | 0,029 |
| <i>disciplina</i> | 0,761** | 0,333 | 0,573 | 0,404 | 0,569 | 0,399 | 0,571 | 0,406 |
| <i>muchoslibros</i> | 1,980** | 0,832 | 1,949** | 0,862 | 1,955** | 0,862 | 1,949** | 0,863 |
| <i>educamadre</i> | 7,107*** | 1,899 | 5,041** | 2,550 | 5,160** | 2,446 | 5,014* | 2,569 |
| <i>educapadre</i> | 5,269*** | 1,385 | 5,367*** | 1,447 | 5,362*** | 1,447 | 5,368*** | 1,449 |
| <i>emppadre</i> | -0,096 | 0,156 | 0,050 | 0,206 | 0,057 | 0,197 | 0,052 | 0,208 |
| <i>STRATIO</i> | 2,459*** | 0,693 | 2,293*** | 0,683 | 2,281*** | 0,673 | 2,291*** | 0,684 |
| <i>SCMATEDU</i> | 9,980*** | 3,336 | 6,981* | 4,117 | 7,158* | 4,000 | 6,943* | 4,145 |
| <i>autonomia</i> | 5,924*** | 0,832 | 5,949*** | 0,890 | 5,946*** | 0,891 | 5,949*** | 0,892 |
| <i>SCHSIZE</i> | -2,661*** | 0,695 | -2,191*** | 0,803 | -2,207*** | 0,757 | -2,185*** | 0,806 |
| Total | 38,011*** | 4,451 | 40,761*** | 5,235 | 41,054*** | 4,972 | 40,796*** | 5,256 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 5,209 | 4,048 | -42,262 | 48,246 | -42,025 | 46,036 | -49,510 | 51,939 |
| <i>sexo</i> | -0,257 | 2,743 | 6,764 | 4,667 | 6,750 | 4,569 | 7,471 | 5,001 |
| <i>esfuerzo</i> | -4,649** | 1,895 | -3,081 | 2,181 | -3,124 | 2,157 | -2,991 | 2,217 |
| <i>disciplina</i> | 0,871 | 1,346 | 0,110 | 1,773 | 0,053 | 1,757 | 0,095 | 1,804 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,074 | 1,491 | 0,383 | 1,748 | 0,428 | 1,747 | 0,516 | 1,802 |
| <i>educamadre</i> | 8,165 | 5,708 | 7,993 | 7,987 | 8,285 | 7,722 | 8,424 | 8,155 |
| <i>educapadre</i> | 12,813*** | 4,972 | 11,373** | 5,493 | 11,241** | 5,492 | 11,220** | 5,567 |
| <i>emppadre</i> | 0,598 | 5,424 | -0,456 | 7,430 | 0,075 | 7,206 | -0,877 | 7,617 |
| <i>STRATIO</i> | -64,065*** | 6,349 | -62,764*** | 8,469 | -62,484*** | 8,134 | -62,939*** | 8,614 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,009 | 0,035 | 0,005 | 0,035 | 0,007 | 0,036 | 0,008 | 0,040 |
| <i>autonomia</i> | 69,527*** | 8,517 | 65,166*** | 9,810 | 65,150*** | 9,814 | 64,756*** | 9,955 |
| <i>SCHSIZE</i> | 1,488 | 3,121 | 2,603 | 4,144 | 2,662 | 3,949 | 2,870 | 4,251 |
| <i>constante</i> | 8,118 | 13,369 | 41,231 | 46,407 | 39,998 | 43,852 | 47,160 | 49,203 |
| Total | 36,737*** | 3,444 | 27,066*** | 5,726 | 27,016*** | 5,710 | 26,203*** | 6,165 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -0,989 | 0,774 | 8,027 | 9,195 | 7,982 | 8,776 | 9,404 | 9,905 |
| <i>sexo</i> | 0,005 | 0,057 | -0,140 | 0,194 | -0,140 | 0,193 | -0,155 | 0,213 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,061 | 0,182 | 0,040 | 0,123 | 0,041 | 0,124 | 0,039 | 0,119 |
| <i>disciplina</i> | -0,235 | 0,366 | -0,030 | 0,479 | -0,014 | 0,475 | -0,026 | 0,487 |
| <i>muchoslibros</i> | 0,702 | 0,976 | -0,250 | 1,142 | -0,280 | 1,142 | -0,337 | 1,178 |
| <i>educamadre</i> | -2,894 | 2,027 | -2,833 | 2,834 | -2,937 | 2,740 | -2,986 | 2,893 |
| <i>educapadre</i> | -3,866** | 1,512 | -3,432** | 1,666 | -3,392** | 1,665 | -3,386** | 1,688 |
| <i>emppadre</i> | -0,020 | 0,185 | 0,016 | 0,254 | -0,003 | 0,246 | 0,030 | 0,260 |
| <i>STRATIO</i> | -2,788*** | 0,791 | -2,731*** | 0,814 | -2,719*** | 0,805 | -2,739*** | 0,819 |
| <i>SCMATEDU</i> | 1,527 | 3,860 | -0,895 | 5,323 | -1,088 | 5,230 | -1,341 | 5,510 |
| <i>autonomia</i> | -6,554*** | 0,896 | -6,143*** | 0,997 | -6,141*** | 0,997 | -6,104*** | 1,009 |
| <i>SCHSIZE</i> | 0,319 | 0,670 | 0,558 | 0,891 | 0,570 | 0,849 | 0,615 | 0,914 |
| Total | -14,733*** | 4,865 | -7,813 | 7,042 | -8,120 | 6,847 | -6,985 | 7,412 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 21: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Costa Rica, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 502,759*** | 2,731 | 502,759*** | 3,647 | 502,686*** | 3,781 | 502,759*** | 5,056 |
| <i>Público</i> | 431,225*** | 1,175 | 431,225*** | 1,587 | 431,176*** | 1,594 | 431,225*** | 1,595 |
| Diferencia | 71,534*** | 2,973 | 71,534*** | 3,977 | 71,510*** | 4,103 | 71,534*** | 5,302 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 18,480*** | 2,457 | 47,784 | 39,269 | 50,556 | 40,428 | 73,664 | 102,368 |
| <i>sexo</i> | -0,293 | 0,287 | -0,132 | 0,297 | -0,126 | 0,303 | 0,010 | 0,619 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,044 | 0,103 | -0,072 | 0,139 | -0,064 | 0,136 | -0,096 | 0,204 |
| <i>disciplina</i> | -0,047 | 0,415 | 0,273 | 0,632 | 0,302 | 0,649 | 0,555 | 1,272 |
| <i>muchoslibros</i> | 6,394*** | 1,177 | 5,710*** | 1,601 | 5,736*** | 1,649 | 5,106* | 2,935 |
| <i>educamadre</i> | -0,419 | 2,819 | -0,618 | 3,098 | -0,498 | 3,146 | -0,793 | 3,930 |
| <i>educapadre</i> | 6,748*** | 2,225 | 6,451*** | 2,204 | 6,470*** | 2,237 | 6,189** | 2,872 |
| <i>emppadre</i> | -0,201 | 0,283 | -0,422 | 0,483 | -0,443 | 0,501 | -0,618 | 0,950 |
| <i>STRATIO</i> | 0,181 | 0,755 | 2,197 | 2,845 | 2,361 | 2,941 | 3,977 | 7,219 |
| <i>SCMATEDU</i> | 14,141*** | 3,745 | 18,498*** | 7,080 | 18,719** | 7,304 | 22,346 | 16,133 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -7,111*** | 2,328 | -0,726 | 8,797 | -0,158 | 9,075 | 4,913 | 22,549 |
| Total | 37,829*** | 6,058 | 78,944 | 55,229 | 82,854 | 56,832 | 115,254 | 143,696 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 16,025** | 7,581 | 48,229 | 129,982 | 56,527 | 133,753 | 132,607 | 337,340 |
| <i>sexo</i> | -5,295** | 2,649 | -4,700 | 6,000 | -4,778 | 6,163 | -7,666 | 13,261 |
| <i>esfuerzo</i> | -1,283 | 1,800 | -0,503 | 2,227 | -0,661 | 2,272 | -0,051 | 3,264 |
| <i>disciplina</i> | -1,861 | 1,616 | -0,427 | 2,324 | -0,312 | 2,380 | 0,558 | 4,462 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,299 | 1,847 | 3,351 | 2,493 | 3,435 | 2,549 | 2,581 | 4,104 |
| <i>educamadre</i> | -6,687 | 7,144 | -5,030 | 7,917 | -4,603 | 8,031 | -5,429 | 9,880 |
| <i>educapadre</i> | 19,163*** | 6,268 | 19,052*** | 6,332 | 19,049*** | 6,418 | 18,346** | 8,086 |
| <i>emppadre</i> | -6,219 | 7,707 | -10,280 | 12,500 | -10,845 | 12,913 | -15,395 | 24,468 |
| <i>STRATIO</i> | 0,217 | 2,826 | 3,168 | 8,430 | 3,519 | 8,689 | 8,272 | 20,853 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,599 | 0,610 | 2,113* | 1,177 | 2,155* | 1,210 | 2,689 | 2,454 |
| <i>autonomia</i> | -17,665** | 8,084 | -7,312 | 10,870 | -7,377 | 10,921 | -7,171 | 10,928 |
| <i>SCHSIZE</i> | 4,665 | 4,133 | -5,115 | 15,707 | -6,126 | 16,201 | -15,129 | 40,146 |
| <i>constante</i> | 41,468** | 16,433 | -9,850 | 110,944 | -17,464 | 113,935 | -81,692 | 285,802 |
| Total | 45,426*** | 3,487 | 32,696*** | 4,945 | 32,518*** | 5,013 | 32,522*** | 5,777 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -4,864** | 2,316 | -14,640 | 39,463 | -17,158 | 40,610 | -40,252 | 102,420 |
| <i>sexo</i> | -0,249 | 0,256 | -0,221 | 0,345 | -0,225 | 0,353 | -0,361 | 0,703 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,070 | 0,126 | -0,028 | 0,126 | -0,036 | 0,131 | -0,003 | 0,178 |
| <i>disciplina</i> | 0,536 | 0,484 | 0,123 | 0,670 | 0,090 | 0,686 | -0,161 | 1,286 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,742 | 1,404 | -2,540 | 1,896 | -2,604 | 1,938 | -1,956 | 3,113 |
| <i>educamadre</i> | 2,737 | 2,926 | 2,059 | 3,241 | 1,884 | 3,288 | 2,222 | 4,044 |
| <i>educapadre</i> | -7,028*** | 2,326 | -6,987*** | 2,349 | -6,986*** | 2,380 | -6,728** | 2,985 |
| <i>emppadre</i> | 0,237 | 0,306 | 0,391 | 0,497 | 0,413 | 0,514 | 0,586 | 0,956 |
| <i>STRATIO</i> | -0,075 | 0,978 | -1,097 | 2,926 | -1,218 | 3,017 | -2,863 | 7,240 |
| <i>SCMATEDU</i> | -4,083 | 4,072 | -14,401* | 7,473 | -14,689* | 7,688 | -18,330 | 16,311 |
| <i>autonomia</i> | 0,260** | 0,124 | 0,108 | 0,161 | 0,109 | 0,161 | 0,106 | 0,161 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,621 | 2,329 | -2,874 | 8,828 | -3,442 | 9,107 | -8,501 | 22,567 |
| Total | -11,721* | 6,305 | -40,107 | 55,304 | -43,863 | 56,900 | -76,242 | 143,708 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 22: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. México, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 464,261*** | 1,554 | 464,358*** | 3,532 | 464,350*** | 3,543 | 464,358*** | 3,548 |
| <i>Público</i> | 420,526*** | 0,592 | 420,815*** | 0,969 | 420,777*** | 0,968 | 420,815*** | 0,973 |
| Diferencia | 43,735*** | 1,663 | 43,543*** | 3,662 | 43,573*** | 3,672 | 43,543*** | 3,679 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 3,932*** | 0,866 | 54,142*** | 21,014 | 54,336*** | 21,064 | 54,424** | 21,231 |
| <i>sexo</i> | 0,386** | 0,173 | -0,036 | 0,234 | -0,040 | 0,235 | -0,038 | 0,236 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,124 | 0,097 | 0,027 | 0,092 | 0,026 | 0,092 | 0,026 | 0,092 |
| <i>disciplina</i> | 0,123 | 0,082 | 0,084 | 0,126 | 0,083 | 0,126 | 0,084 | 0,127 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,834*** | 0,662 | 3,163** | 1,293 | 3,172** | 1,296 | 3,159** | 1,299 |
| <i>educamadre</i> | 5,980*** | 1,515 | 8,569*** | 3,073 | 8,535*** | 3,077 | 8,583*** | 3,087 |
| <i>educapadre</i> | 9,579*** | 1,391 | 11,805*** | 3,099 | 11,744*** | 3,094 | 11,818*** | 3,113 |
| <i>emppadre</i> | 0,158 | 0,382 | 0,903 | 0,675 | 0,906 | 0,676 | 0,907 | 0,678 |
| <i>STRATIO</i> | 4,553*** | 1,495 | -0,503 | 5,368 | -0,478 | 5,387 | -0,532 | 5,396 |
| <i>SCMATEDU</i> | 18,185*** | 2,135 | 14,638*** | 4,458 | 14,614*** | 4,469 | 14,618*** | 4,479 |
| <i>autonomia</i> | -1,138 | 1,186 | -6,269* | 3,512 | -6,296* | 3,520 | -6,298* | 3,533 |
| <i>SCHSIZE</i> | -9,818*** | 2,290 | -0,451 | 5,968 | -0,397 | 5,981 | -0,398 | 6,007 |
| Total | 35,897*** | 3,652 | 86,071*** | 22,712 | 86,205*** | 22,776 | 86,354*** | 22,930 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -26,899*** | 6,329 | 195,363 | 154,001 | 196,964 | 154,363 | 196,177 | 155,605 |
| <i>sexo</i> | -0,092 | 1,674 | -4,136 | 6,106 | -4,294 | 6,109 | -4,140 | 6,156 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,782 | 0,979 | -2,388 | 2,150 | -2,366 | 2,156 | -2,394 | 2,163 |
| <i>disciplina</i> | 0,244 | 0,829 | 0,135 | 1,544 | 0,133 | 1,547 | 0,136 | 1,551 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,850*** | 1,084 | 2,173 | 1,950 | 2,153 | 1,954 | 2,170 | 1,958 |
| <i>educamadre</i> | 7,978*** | 2,900 | 16,893*** | 5,734 | 16,791*** | 5,741 | 16,954*** | 5,760 |
| <i>educapadre</i> | 11,971*** | 2,884 | 17,135*** | 6,231 | 17,095*** | 6,222 | 17,168*** | 6,260 |
| <i>emppadre</i> | -3,997 | 4,459 | 3,265 | 7,781 | 3,334 | 7,797 | 3,302 | 7,818 |
| <i>STRATIO</i> | -7,567*** | 2,600 | 2,806 | 9,306 | 2,742 | 9,340 | 2,870 | 9,356 |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,378*** | 0,671 | 3,443** | 1,370 | 3,431** | 1,374 | 3,455** | 1,377 |
| <i>autonomia</i> | -22,393 | 15,799 | -91,335** | 46,509 | -92,005** | 46,622 | -91,726** | 46,787 |
| <i>SCHSIZE</i> | 1,637 | 1,648 | -1,119 | 4,246 | -1,165 | 4,255 | -1,124 | 4,275 |
| <i>constante</i> | 59,527*** | 17,018 | -133,599 | 138,481 | -134,141 | 138,884 | -134,352 | 139,829 |
| Total | 24,856*** | 2,048 | 8,635** | 3,937 | 8,671** | 3,945 | 8,495** | 3,958 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 3,726*** | 0,888 | -26,636 | 21,021 | -26,854 | 21,071 | -26,747 | 21,240 |
| <i>sexo</i> | 0,004 | 0,066 | 0,161 | 0,247 | 0,167 | 0,248 | 0,161 | 0,249 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,031 | 0,044 | 0,103 | 0,115 | 0,102 | 0,115 | 0,103 | 0,115 |
| <i>disciplina</i> | -0,020 | 0,069 | -0,011 | 0,127 | -0,011 | 0,127 | -0,011 | 0,127 |
| <i>muchoslibros</i> | -2,070*** | 0,789 | -1,578 | 1,417 | -1,563 | 1,419 | -1,575 | 1,422 |
| <i>educamadre</i> | -4,414*** | 1,606 | -9,349*** | 3,176 | -9,292*** | 3,180 | -9,382*** | 3,191 |
| <i>educapadre</i> | -6,102*** | 1,474 | -8,737*** | 3,180 | -8,716*** | 3,176 | -8,753*** | 3,195 |
| <i>emppadre</i> | 0,360 | 0,402 | -0,293 | 0,699 | -0,299 | 0,700 | -0,296 | 0,702 |
| <i>STRATIO</i> | -4,357*** | 1,501 | 1,620 | 5,371 | 1,583 | 5,390 | 1,656 | 5,400 |
| <i>SCMATEDU</i> | -8,167*** | 2,282 | -11,756** | 4,658 | -11,718** | 4,669 | -11,797** | 4,681 |
| <i>autonomia</i> | 1,692 | 1,196 | 6,896* | 3,521 | 6,946** | 3,529 | 6,925* | 3,542 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,299 | 2,315 | -1,583 | 6,005 | -1,647 | 6,018 | -1,589 | 6,045 |
| Total | -17,018*** | 3,837 | -51,163** | 22,751 | -51,303** | 22,815 | -51,306** | 22,971 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.

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

Anexo 23: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Perú, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 442,257*** | 2,705 | 442,257*** | 3,597 | 442,094*** | 3,737 | 442,257*** | 3,752 |
| <i>Público</i> | 368,585*** | 1,283 | 368,585*** | 1,868 | 368,539*** | 1,869 | 368,585*** | 1,916 |
| Diferencia | 73,672*** | 2,994 | 73,672*** | 4,053 | 73,556*** | 4,178 | 73,672*** | 4,213 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 11,083*** | 1,547 | 33,299** | 16,486 | 35,629** | 17,093 | 35,825* | 19,231 |
| <i>sexo</i> | 0,025 | 0,195 | 0,019 | 0,152 | 0,019 | 0,154 | 0,019 | 0,147 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,042 | 0,216 | -0,027 | 0,141 | -0,027 | 0,137 | -0,026 | 0,133 |
| <i>disciplina</i> | -0,222 | 0,180 | -0,198 | 0,187 | -0,193 | 0,189 | -0,195 | 0,190 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,258*** | 0,811 | 3,503*** | 0,914 | 3,442*** | 0,930 | 3,418*** | 0,973 |
| <i>educamadre</i> | 10,963*** | 2,367 | 6,242 | 4,557 | 5,426 | 4,702 | 5,705 | 5,117 |
| <i>educapadre</i> | 2,971 | 2,344 | 1,994 | 2,995 | 1,831 | 3,116 | 1,883 | 3,137 |
| <i>emppadre</i> | 0,189 | 0,456 | -0,275 | 0,737 | -0,350 | 0,767 | -0,328 | 0,798 |
| <i>STRATIO</i> | -3,789*** | 0,908 | -2,908*** | 1,070 | -2,850*** | 1,095 | -2,807** | 1,137 |
| <i>SCMATEDU</i> | 18,241*** | 3,522 | 15,149*** | 4,611 | 15,159*** | 4,786 | 14,797*** | 4,896 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -5,760*** | 1,389 | -2,776 | 2,617 | -2,523 | 2,702 | -2,437 | 2,936 |
| Total | 37,916*** | 5,636 | 54,022*** | 14,919 | 55,563*** | 15,455 | 55,853*** | 16,818 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 5,465 | 6,510 | 18,438 | 78,538 | 29,185 | 81,240 | 25,050 | 91,449 |
| <i>sexo</i> | 0,327 | 2,689 | 3,382 | 3,355 | 3,509 | 3,434 | 3,482 | 3,494 |
| <i>esfuerzo</i> | 1,274 | 1,498 | 1,116 | 2,200 | 1,069 | 2,268 | 1,030 | 2,347 |
| <i>disciplina</i> | 0,986 | 0,874 | 1,394 | 1,017 | 1,335 | 1,038 | 1,410 | 1,046 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,197*** | 1,364 | 3,750** | 1,669 | 3,695** | 1,698 | 3,652** | 1,776 |
| <i>educamadre</i> | 12,540** | 5,683 | 7,989 | 10,765 | 6,087 | 11,091 | 7,119 | 12,038 |
| <i>educapadre</i> | -4,655 | 7,754 | 0,517 | 10,046 | 0,053 | 10,414 | 0,640 | 10,511 |
| <i>emppadre</i> | -1,025 | 6,406 | -6,719 | 10,051 | -7,525 | 10,409 | -7,384 | 10,822 |
| <i>STRATIO</i> | -63,066*** | 7,292 | -53,843*** | 9,252 | -53,658*** | 9,424 | -52,945*** | 9,769 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,500 | 0,454 | -0,092 | 0,580 | -0,086 | 0,600 | -0,048 | 0,614 |
| <i>autonomia</i> | -26,264*** | 6,126 | -6,967 | 9,648 | -7,308 | 9,657 | -5,858 | 9,988 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,769 | 3,575 | -4,845 | 6,950 | -5,359 | 7,172 | -5,515 | 7,782 |
| <i>constante</i> | 110,166*** | 14,228 | 59,816 | 62,293 | 52,674 | 64,482 | 52,456 | 71,822 |
| Total | 38,675*** | 3,307 | 23,937*** | 4,767 | 23,671*** | 4,829 | 23,089*** | 4,986 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -1,163 | 1,388 | -3,923 | 16,712 | -6,209 | 17,290 | -5,330 | 19,460 |
| <i>sexo</i> | -0,001 | 0,015 | -0,014 | 0,109 | -0,014 | 0,113 | -0,014 | 0,113 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,014 | 0,072 | 0,012 | 0,066 | 0,012 | 0,064 | 0,011 | 0,062 |
| <i>disciplina</i> | 0,169 | 0,174 | 0,239 | 0,215 | 0,229 | 0,215 | 0,242 | 0,220 |
| <i>muchoslibros</i> | -2,480*** | 0,840 | -2,216** | 1,008 | -2,184** | 1,025 | -2,158** | 1,070 |
| <i>educamadre</i> | -5,470** | 2,487 | -3,484 | 4,697 | -2,655 | 4,838 | -3,105 | 5,252 |
| <i>educapadre</i> | 1,462 | 2,437 | -0,163 | 3,156 | -0,017 | 3,271 | -0,201 | 3,302 |
| <i>emppadre</i> | 0,079 | 0,495 | 0,519 | 0,780 | 0,581 | 0,809 | 0,570 | 0,840 |
| <i>STRATIO</i> | 8,502*** | 1,443 | 7,259*** | 1,539 | 7,234*** | 1,556 | 7,138*** | 1,588 |
| <i>SCMATEDU</i> | -4,177 | 3,714 | -0,772 | 4,848 | -0,719 | 5,015 | -0,402 | 5,130 |
| <i>autonomia</i> | 0,440*** | 0,115 | 0,117 | 0,162 | 0,123 | 0,163 | 0,098 | 0,168 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,296 | 1,374 | -1,861 | 2,674 | -2,059 | 2,760 | -2,119 | 2,994 |
| Total | -2,919 | 5,812 | -4,287 | 15,140 | -5,679 | 15,647 | -5,270 | 17,035 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 24: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Uruguay, Lectura en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 498,133*** | 2,477 | 499,080*** | 3,145 | 499,034*** | 3,143 | 499,080*** | 3,195 |
| <i>Público</i> | 400,758*** | 1,349 | 403,306*** | 1,944 | 403,303*** | 1,938 | 403,306*** | 2,034 |
| Diferencia | 97,375*** | 2,821 | 95,774*** | 3,697 | 95,731*** | 3,692 | 95,774*** | 3,787 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 23,318*** | 3,352 | 67,336* | 36,831 | 67,311* | 36,824 | 69,569* | 39,361 |
| <i>sexo</i> | 0,110 | 0,280 | 0,023 | 0,138 | 0,024 | 0,143 | 0,022 | 0,131 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,026 | 0,133 | -0,031 | 0,101 | -0,030 | 0,097 | -0,030 | 0,099 |
| <i>disciplina</i> | 0,301 | 0,215 | 0,203 | 0,221 | 0,204 | 0,222 | 0,197 | 0,224 |
| <i>muchoslibros</i> | 5,798*** | 1,277 | 5,436*** | 1,414 | 5,444*** | 1,414 | 5,411*** | 1,432 |
| <i>educamadre</i> | 5,086 | 3,511 | 3,787 | 4,495 | 3,729 | 4,492 | 3,691 | 4,586 |
| <i>educapadre</i> | 5,122** | 2,138 | 3,336 | 2,957 | 3,251 | 2,952 | 3,259 | 3,035 |
| <i>emppadre</i> | -0,005 | 0,726 | 0,244 | 0,858 | 0,232 | 0,859 | 0,269 | 0,875 |
| <i>STRATIO</i> | 13,430*** | 2,362 | 11,439*** | 2,856 | 11,427*** | 2,856 | 11,341*** | 2,924 |
| <i>SCMATEDU</i> | 4,874* | 2,596 | 2,211 | 3,724 | 2,239 | 3,723 | 2,096 | 3,837 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -26,745*** | 4,172 | -20,642*** | 6,509 | -20,587*** | 6,506 | -20,331*** | 6,781 |
| Total | 31,263*** | 6,680 | 73,341** | 35,837 | 73,244** | 35,831 | 75,494** | 38,241 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -8,788 | 8,819 | 18,222 | 99,157 | 18,786 | 99,133 | 13,933 | 106,220 |
| <i>sexo</i> | -8,000*** | 2,723 | -7,594 | 4,904 | -7,439 | 4,892 | -7,327 | 5,141 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,501 | 1,606 | 0,020 | 1,914 | -0,173 | 1,908 | 0,086 | 1,958 |
| <i>disciplina</i> | -0,001 | 1,142 | 0,597 | 1,429 | 0,622 | 1,428 | 0,717 | 1,472 |
| <i>muchoslibros</i> | 1,227 | 2,256 | 4,738* | 2,532 | 4,732* | 2,531 | 5,084* | 2,598 |
| <i>educamadre</i> | -14,591 | 11,648 | 9,893 | 15,859 | 9,981 | 15,843 | 12,833 | 16,454 |
| <i>educapadre</i> | 13,108*** | 4,763 | 9,560 | 6,471 | 9,350 | 6,460 | 9,456 | 6,648 |
| <i>emppadre</i> | -4,609 | 11,055 | -2,319 | 12,619 | -2,755 | 12,623 | -2,097 | 12,893 |
| <i>STRATIO</i> | -53,600*** | 8,823 | -44,194*** | 11,017 | -44,397*** | 11,015 | -43,696*** | 11,309 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,249 | 2,672 | -6,608* | 3,906 | -6,680* | 3,903 | -7,197* | 4,048 |
| <i>autonomia</i> | -5,680** | 2,839 | 9,573** | 4,384 | 9,393** | 4,375 | 11,137** | 4,732 |
| <i>SCHSIZE</i> | 21,794*** | 4,355 | 23,013*** | 6,926 | 23,092*** | 6,923 | 23,560*** | 7,252 |
| <i>constante</i> | 116,135*** | 19,031 | 9,301 | 92,403 | 9,727 | 92,386 | 4,123 | 98,518 |
| Total | 56,743*** | 3,415 | 24,202*** | 6,967 | 24,238*** | 6,956 | 20,612*** | 7,773 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 3,365 | 3,378 | -6,856 | 37,306 | -7,068 | 37,297 | -5,242 | 39,963 |
| <i>sexo</i> | 0,111 | 0,282 | 0,046 | 0,269 | 0,045 | 0,263 | 0,045 | 0,260 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,006 | 0,035 | 0,000 | 0,037 | -0,003 | 0,038 | 0,002 | 0,038 |
| <i>disciplina</i> | 0,000 | 0,186 | -0,097 | 0,237 | -0,101 | 0,237 | -0,117 | 0,246 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,881 | 1,622 | -3,371* | 1,810 | -3,368* | 1,809 | -3,618* | 1,857 |
| <i>educamadre</i> | 4,715 | 3,766 | -3,170 | 5,082 | -3,198 | 5,077 | -4,111 | 5,273 |
| <i>educapadre</i> | -6,371*** | 2,329 | -4,657 | 3,158 | -4,555 | 3,152 | -4,606 | 3,244 |
| <i>emppadre</i> | 0,318 | 0,763 | 0,166 | 0,906 | 0,198 | 0,907 | 0,151 | 0,926 |
| <i>STRATIO</i> | -13,651*** | 2,426 | -11,317*** | 2,923 | -11,369*** | 2,923 | -11,189*** | 2,993 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,254 | 2,732 | 6,708* | 3,967 | 6,782* | 3,965 | 7,307* | 4,112 |
| <i>autonomia</i> | 0,967** | 0,485 | -1,607** | 0,738 | -1,577** | 0,737 | -1,870** | 0,797 |
| <i>SCHSIZE</i> | 21,056*** | 4,239 | 22,385*** | 6,759 | 22,462*** | 6,756 | 22,918*** | 7,076 |
| Total | 9,368 | 6,926 | -1,768 | 36,325 | -1,751 | 36,317 | -0,332 | 38,845 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*READ. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

**Anexo 25: Valor medio estimaciones OB a través de 2sls, MGM y MVIL,
matemáticas. América Latina, 2012.**

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|----------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 428,753 | 463,554 | 445,204 | 422,618 | 468,825 | 450,540 | 426,359 | 494,235 |
| <i>Público</i> | 370,148 | 377,291 | 392,994 | 370,932 | 398,116 | 411,066 | 352,246 | 400,920 |
| Diferencia | 58,605 | 86,263 | 52,209 | 51,686 | 70,708 | 39,473 | 74,113 | 93,315 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 29,953 | 41,092 | 38,769 | 20,943 | - 25,986 | 61,349 | 39,283 | 86,201 |
| <i>Familiares</i> | 4,896 | 12,844 | 11,720 | 10,178 | 18,140 | 23,297 | 8,300 | 12,500 |
| <i>Escolares</i> | - 3,091 | 6,730 | 2,258 | 16,655 | - 12,907 | 4,134 | 8,242 | - 5,202 |
| Total | 31,758 | 60,666 | 52,747 | 47,776 | - 20,753 | 88,780 | 55,825 | 93,498 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | - 68,996 | 4,392 | 61,145 | 30,280 | - 170,863 | 237,088 | 36,487 | 58,323 |
| <i>Familiares</i> | 14,345 | 22,349 | 29,306 | 15,639 | 29,892 | 43,380 | 3,564 | 18,959 |
| <i>Escolares</i> | 16,807 | - 22,908 | - 55,557 | 9,280 | 28,463 | - 88,435 | - 35,724 | - 1,652 |
| <i>constante</i> | 40,541 | 39,005 | - 17,253 | - 26,753 | 143,714 | - 185,198 | 21,317 | - 58,563 |
| Total | 2,697 | 42,837 | 17,642 | 28,447 | 31,206 | 6,835 | 25,643 | 17,068 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 20,310 | - 1,475 | - 13,210 | - 5,987 | 52,561 | - 33,150 | - 6,870 | - 24,790 |
| <i>Familiares</i> | - 2,125 | - 9,715 | - 5,766 | - 4,408 | - 10,743 | - 20,434 | - 4,403 | - 8,349 |
| <i>Escolares</i> | 5,965 | - 6,050 | 0,796 | - 14,142 | 18,438 | - 2,557 | 3,918 | 15,888 |
| Total | 24,150 | - 17,240 | - 18,180 | - 24,537 | 60,256 | - 56,141 | - 7,355 | - 17,251 |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 26: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Argentina, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 428,924*** | 1,624 | 428,924*** | 2,249 | 428,412*** | 2,267 | 428,924*** | 2,444 |
| <i>Público</i> | 370,149*** | 1,290 | 370,149*** | 2,910 | 370,146*** | 2,923 | 370,149*** | 3,196 |
| Diferencia | 58,775*** | 2,074 | 58,775*** | 3,677 | 58,266*** | 3,699 | 58,775*** | 4,024 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,002*** | 1,069 | 29,708*** | 5,493 | 30,155*** | 5,535 | 33,428*** | 7,006 |
| <i>sexo</i> | -0,901*** | 0,328 | -1,213*** | 0,446 | -1,241*** | 0,455 | -1,279*** | 0,476 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,139 | 0,149 | 0,113 | 0,127 | 0,111 | 0,125 | 0,107 | 0,123 |
| <i>disciplina</i> | -0,007 | 0,067 | -0,013 | 0,077 | -0,005 | 0,077 | -0,014 | 0,081 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,709*** | 0,479 | 1,837*** | 0,550 | 1,801*** | 0,552 | 1,654*** | 0,603 |
| <i>educamadre</i> | 1,122* | 0,625 | 1,124 | 0,788 | 1,207 | 0,795 | 1,124 | 0,848 |
| <i>educapadre</i> | 1,319*** | 0,506 | 1,035 | 0,632 | 1,042 | 0,637 | 0,975 | 0,681 |
| <i>emppadre</i> | 0,790* | 0,419 | 0,906* | 0,520 | 1,053** | 0,524 | 0,931* | 0,552 |
| <i>STRATIO</i> | -0,133 | 0,144 | -0,469** | 0,222 | -0,470** | 0,223 | -0,540** | 0,251 |
| <i>SCMATEDU</i> | 1,497*** | 0,419 | -0,105 | 0,668 | -0,123 | 0,673 | -0,441 | 0,793 |
| <i>autonomia</i> | 0,184 | 0,205 | 0,667** | 0,307 | 0,658** | 0,309 | 0,768** | 0,345 |
| <i>SCHSIZE</i> | -6,090*** | 1,620 | -3,275 | 2,121 | -3,258 | 2,138 | -2,684 | 2,340 |
| Total | 12,631*** | 2,496 | 30,315*** | 6,041 | 30,930*** | 6,093 | 34,030*** | 7,472 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 6,840** | 3,446 | -74,359* | 39,481 | -73,622* | 39,628 | -80,033 | 49,379 |
| <i>sexo</i> | -0,279 | 2,061 | 6,537 | 4,250 | 6,138 | 4,260 | 7,115 | 4,949 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,061 | 1,121 | -0,577 | 1,652 | -0,601 | 1,660 | -0,689 | 1,795 |
| <i>disciplina</i> | 0,119 | 0,551 | 1,003 | 0,803 | 0,976 | 0,803 | 1,123 | 0,875 |
| <i>muchoslibros</i> | 0,169 | 1,236 | 1,729 | 1,957 | 1,687 | 1,965 | 1,802 | 2,195 |
| <i>educamadre</i> | -3,247 | 3,283 | -1,547 | 4,919 | -1,171 | 4,947 | -1,322 | 5,352 |
| <i>educapadre</i> | 5,160* | 2,842 | 4,167 | 4,336 | 4,628 | 4,354 | 3,934 | 4,722 |
| <i>emppadre</i> | 5,386 | 7,039 | 8,954 | 9,920 | 10,612 | 9,923 | 9,563 | 10,666 |
| <i>STRATIO</i> | -0,122 | 1,638 | -5,195** | 2,354 | -5,183** | 2,364 | -6,140** | 2,631 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,592** | 0,695 | -3,621** | 1,554 | -3,586** | 1,560 | -3,728** | 1,832 |
| <i>autonomia</i> | -29,142*** | 8,937 | 10,013 | 14,651 | 9,804 | 14,752 | 16,634 | 16,499 |
| <i>SCHSIZE</i> | 3,916 | 2,838 | 13,476** | 5,292 | 13,558** | 5,320 | 14,388** | 6,138 |
| <i>constante</i> | 59,642*** | 12,379 | 44,222 | 29,512 | 40,805 | 29,696 | 36,598 | 36,006 |
| Total | 46,790*** | 2,412 | 4,802 | 10,700 | 4,043 | 10,735 | -0,755 | 13,046 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -1,856** | 0,941 | 20,177* | 10,780 | 19,977* | 10,818 | 21,717 | 13,461 |
| <i>sexo</i> | 0,021 | 0,154 | -0,489 | 0,358 | -0,459 | 0,354 | -0,532 | 0,411 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,003 | 0,052 | 0,027 | 0,081 | 0,028 | 0,082 | 0,032 | 0,089 |
| <i>disciplina</i> | 0,017 | 0,081 | 0,147 | 0,153 | 0,143 | 0,151 | 0,164 | 0,169 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,086 | 0,625 | -0,875 | 0,993 | -0,853 | 0,996 | -0,912 | 1,113 |
| <i>educamadre</i> | 0,750 | 0,760 | 0,357 | 1,137 | 0,271 | 1,143 | 0,305 | 1,236 |
| <i>educapadre</i> | -1,116* | 0,622 | -0,901 | 0,941 | -1,001 | 0,945 | -0,851 | 1,024 |
| <i>emppadre</i> | -0,354 | 0,465 | -0,589 | 0,657 | -0,698 | 0,659 | -0,629 | 0,707 |
| <i>STRATIO</i> | 0,012 | 0,157 | 0,497* | 0,270 | 0,496* | 0,271 | 0,587* | 0,308 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,223** | 0,544 | -2,782** | 1,217 | -2,755** | 1,221 | -2,864** | 1,428 |
| <i>autonomia</i> | 0,759*** | 0,264 | -0,261 | 0,384 | -0,255 | 0,386 | -0,433 | 0,436 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,426 | 1,760 | 8,350** | 3,291 | 8,400** | 3,309 | 8,915** | 3,815 |
| Total | -0,647 | 2,662 | 23,657** | 11,776 | 23,293** | 11,824 | 25,499* | 14,527 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 27: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Brasil, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 463,153*** | 1,956 | 463,592*** | 2,295 | 463,907*** | 2,188 | 463,592*** | 2,812 |
| <i>Público</i> | 376,506*** | 0,712 | 377,296*** | 1,177 | 377,210*** | 1,181 | 377,296*** | 1,204 |
| Diferencia | 86,647*** | 2,081 | 86,297*** | 2,579 | 86,697*** | 2,487 | 86,297*** | 3,059 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 14,009*** | 1,184 | 29,993*** | 9,272 | 26,583*** | 8,795 | 43,121** | 20,170 |
| <i>sexo</i> | 0,315 | 0,298 | 0,315 | 0,373 | 0,305 | 0,361 | 0,366 | 0,438 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,050 | 0,059 | 0,028 | 0,052 | 0,027 | 0,050 | 0,011 | 0,059 |
| <i>disciplina</i> | 0,284* | 0,151 | 0,251 | 0,166 | 0,290* | 0,165 | 0,217 | 0,198 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,018*** | 0,584 | 2,562*** | 0,681 | 2,736*** | 0,664 | 2,187** | 0,924 |
| <i>educamadre</i> | 7,965*** | 1,673 | 6,903*** | 1,922 | 6,412*** | 1,845 | 6,349*** | 2,401 |
| <i>educapadre</i> | 3,963** | 1,557 | 3,948** | 1,668 | 4,252*** | 1,611 | 3,855* | 1,999 |
| <i>emppadre</i> | 0,481 | 0,624 | 0,385 | 0,621 | 0,380 | 0,615 | 0,324 | 0,688 |
| <i>STRATIO</i> | 3,130*** | 0,569 | 3,673*** | 0,713 | 3,577*** | 0,688 | 4,086*** | 0,990 |
| <i>SCMATEDU</i> | 11,608*** | 2,392 | 9,393*** | 2,737 | 9,497*** | 2,641 | 7,713* | 3,936 |
| <i>autonomia</i> | -0,255 | 0,224 | -0,475 | 0,306 | -0,381 | 0,287 | -0,663 | 0,448 |
| <i>SCHSIZE</i> | -5,776*** | 0,633 | -5,139*** | 0,801 | -5,373*** | 0,784 | -4,469*** | 1,258 |
| Total | 38,790*** | 3,148 | 51,836*** | 8,825 | 48,303*** | 8,381 | 63,095*** | 17,887 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 10,150** | 3,949 | -25,795 | 37,311 | -39,118 | 35,805 | 18,506 | 75,768 |
| <i>sexo</i> | -3,534* | 1,920 | 0,288 | 3,146 | 0,910 | 3,074 | -2,232 | 5,032 |
| <i>esfuerzo</i> | -1,219 | 0,930 | 0,026 | 1,140 | 0,007 | 1,108 | -0,291 | 1,393 |
| <i>disciplina</i> | 0,701 | 0,830 | 1,575 | 1,032 | 1,815* | 1,000 | 1,416 | 1,238 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,128*** | 0,973 | 3,941*** | 1,203 | 4,171*** | 1,181 | 3,416** | 1,515 |
| <i>educamadre</i> | 6,838* | 3,535 | 8,847** | 4,227 | 7,885* | 4,091 | 7,913 | 5,137 |
| <i>educapadre</i> | 1,907 | 3,208 | 4,895 | 3,612 | 5,610 | 3,515 | 4,853 | 4,207 |
| <i>emppadre</i> | 3,829 | 6,051 | 5,850 | 6,205 | 5,698 | 6,154 | 5,384 | 6,825 |
| <i>STRATIO</i> | -13,508*** | 3,853 | -20,682*** | 4,919 | -20,027*** | 4,752 | -23,948*** | 7,054 |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,432** | 1,169 | 3,725** | 1,446 | 3,789*** | 1,412 | 3,070 | 1,922 |
| <i>autonomia</i> | -16,500* | 8,442 | -15,560 | 11,937 | -11,894 | 11,396 | -22,150 | 16,903 |
| <i>SCHSIZE</i> | 16,752*** | 2,311 | 19,197*** | 3,494 | 20,322*** | 3,380 | 16,456*** | 5,616 |
| <i>constante</i> | 49,552*** | 13,492 | 58,084** | 25,658 | 65,500*** | 24,576 | 31,285 | 47,788 |
| Total | 61,527*** | 2,490 | 44,390*** | 4,108 | 44,667*** | 4,102 | 43,680*** | 4,420 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -2,764** | 1,081 | 7,016 | 10,153 | 10,640 | 9,748 | -5,034 | 20,610 |
| <i>sexo</i> | -0,079 | 0,086 | 0,005 | 0,057 | 0,016 | 0,059 | -0,040 | 0,102 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,061 | 0,068 | -0,001 | 0,053 | -0,000 | 0,051 | 0,013 | 0,065 |
| <i>disciplina</i> | -0,122 | 0,147 | -0,265 | 0,187 | -0,306 | 0,187 | -0,238 | 0,218 |
| <i>muchoslibros</i> | -2,851*** | 0,686 | -2,720*** | 0,841 | -2,878*** | 0,827 | -2,358** | 1,052 |
| <i>educamadre</i> | -3,398* | 1,758 | -4,411** | 2,110 | -3,931* | 2,041 | -3,946 | 2,563 |
| <i>educapadre</i> | -0,987 | 1,661 | -2,539 | 1,874 | -2,910 | 1,824 | -2,517 | 2,183 |
| <i>emppadre</i> | -0,405 | 0,641 | -0,619 | 0,658 | -0,603 | 0,653 | -0,570 | 0,724 |
| <i>STRATIO</i> | -1,769*** | 0,532 | -2,728*** | 0,698 | -2,642*** | 0,675 | -3,159*** | 0,977 |
| <i>SCMATEDU</i> | -5,523** | 2,651 | -8,419*** | 3,261 | -8,565*** | 3,184 | -6,940 | 4,340 |
| <i>autonomia</i> | 0,454* | 0,241 | 0,419 | 0,327 | 0,320 | 0,311 | 0,597 | 0,464 |
| <i>SCHSIZE</i> | 3,713*** | 0,581 | 4,331*** | 0,849 | 4,585*** | 0,833 | 3,712*** | 1,296 |
| Total | -13,670*** | 3,367 | -9,930 | 9,377 | -6,274 | 8,989 | -20,479 | 18,156 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 28: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Chile, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 445,209*** | 1,300 | 445,209*** | 1,904 | 445,193*** | 1,936 | 445,209*** | 2,080 |
| <i>Público</i> | 392,967*** | 1,697 | 392,967*** | 2,241 | 393,048*** | 2,248 | 392,967*** | 2,949 |
| Diferencia | 52,242*** | 2,138 | 52,242*** | 2,940 | 52,145*** | 2,967 | 52,242*** | 3,609 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,913*** | 1,055 | 36,130*** | 7,241 | 36,983*** | 7,356 | 40,736*** | 9,422 |
| <i>sexo</i> | 0,214 | 0,372 | 0,284 | 0,494 | 0,283 | 0,494 | 0,298 | 0,519 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,333** | 0,158 | 0,343** | 0,173 | 0,337** | 0,172 | 0,345* | 0,178 |
| <i>disciplina</i> | 0,162* | 0,098 | 0,185 | 0,124 | 0,192 | 0,127 | 0,190 | 0,133 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,914*** | 0,460 | 3,797*** | 0,495 | 3,784*** | 0,497 | 3,773*** | 0,513 |
| <i>educamadre</i> | 5,238*** | 0,736 | 3,026*** | 1,161 | 2,979** | 1,180 | 2,587* | 1,361 |
| <i>educapadre</i> | 6,179*** | 0,770 | 5,113*** | 1,012 | 5,027*** | 1,026 | 4,902*** | 1,119 |
| <i>emppadre</i> | 0,037 | 0,147 | 0,058 | 0,198 | 0,052 | 0,201 | 0,063 | 0,215 |
| <i>STRATIO</i> | -4,018*** | 0,574 | -3,607*** | 0,762 | -3,732*** | 0,774 | -3,526*** | 0,829 |
| <i>SCMATEDU</i> | 5,108*** | 0,854 | 2,950** | 1,230 | 2,859** | 1,247 | 2,522* | 1,407 |
| <i>autonomia</i> | -0,456* | 0,255 | -0,145 | 0,324 | -0,160 | 0,328 | -0,083 | 0,354 |
| <i>SCHSIZE</i> | 4,627*** | 0,602 | 3,318*** | 0,800 | 3,319*** | 0,813 | 3,059*** | 0,909 |
| Total | 34,252*** | 1,817 | 51,453*** | 5,915 | 51,922*** | 6,009 | 54,865*** | 7,488 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 16,951*** | 3,316 | 62,784* | 37,571 | 65,690* | 38,021 | 38,302 | 66,353 |
| <i>sexo</i> | 2,566 | 1,852 | 1,031 | 2,822 | 1,551 | 2,842 | 2,382 | 4,171 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,277 | 1,237 | 1,621 | 1,589 | 1,453 | 1,601 | 2,634 | 2,144 |
| <i>disciplina</i> | 1,211 | 0,780 | 1,819* | 0,950 | 1,940** | 0,957 | 2,229* | 1,198 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,566*** | 1,174 | 3,243** | 1,293 | 3,253** | 1,302 | 3,121** | 1,549 |
| <i>educamadre</i> | 8,969*** | 3,275 | 4,766 | 4,948 | 5,279 | 5,003 | 5,990 | 6,606 |
| <i>educapadre</i> | 11,268*** | 3,278 | 7,348* | 4,259 | 6,972 | 4,311 | 6,432 | 5,052 |
| <i>emppadre</i> | 11,193** | 5,523 | 13,602* | 6,951 | 12,707* | 7,019 | 15,206* | 8,297 |
| <i>STRATIO</i> | -32,488*** | 7,244 | -25,365*** | 7,961 | -24,782*** | 8,013 | -21,266** | 10,697 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,107*** | 0,254 | -0,796*** | 0,295 | -0,783*** | 0,297 | -0,755** | 0,351 |
| <i>autonomia</i> | -30,371*** | 6,584 | -29,027*** | 8,545 | -27,015*** | 8,606 | -31,595*** | 10,671 |
| <i>SCHSIZE</i> | -17,878*** | 4,880 | -6,145 | 9,121 | -5,281 | 9,151 | 6,139 | 17,594 |
| <i>constante</i> | 51,579*** | 11,780 | -15,655 | 31,299 | -21,315 | 31,712 | -14,789 | 44,360 |
| Total | 25,736*** | 2,501 | 19,226*** | 3,923 | 19,670*** | 3,952 | 14,030** | 7,038 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -3,866*** | 0,805 | -14,318* | 8,629 | -14,981* | 8,736 | -8,735 | 15,145 |
| <i>sexo</i> | 0,042 | 0,079 | 0,017 | 0,055 | 0,025 | 0,064 | 0,039 | 0,096 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,028 | 0,126 | -0,164 | 0,175 | -0,147 | 0,173 | -0,267 | 0,244 |
| <i>disciplina</i> | -0,222 | 0,163 | -0,334 | 0,210 | -0,356* | 0,215 | -0,409 | 0,262 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,852*** | 0,631 | -1,685** | 0,687 | -1,690** | 0,692 | -1,621** | 0,817 |
| <i>educamadre</i> | -2,599*** | 0,963 | -1,381 | 1,436 | -1,530 | 1,453 | -1,736 | 1,918 |
| <i>educapadre</i> | -3,255*** | 0,969 | -2,122* | 1,237 | -2,014 | 1,252 | -1,858 | 1,464 |
| <i>emppadre</i> | -0,448* | 0,248 | -0,544* | 0,310 | -0,508* | 0,309 | -0,608* | 0,365 |
| <i>STRATIO</i> | 5,052*** | 1,158 | 3,944*** | 1,256 | 3,854*** | 1,263 | 3,307** | 1,673 |
| <i>SCMATEDU</i> | -6,934*** | 1,329 | -4,988*** | 1,738 | -4,904*** | 1,754 | -4,730** | 2,119 |
| <i>autonomia</i> | 1,554*** | 0,439 | 1,485*** | 0,514 | 1,382*** | 0,507 | 1,617*** | 0,620 |
| <i>SCHSIZE</i> | 4,810*** | 1,336 | 1,653 | 2,455 | 1,421 | 2,463 | -1,652 | 4,734 |
| Total | -7,746*** | 2,137 | -18,438*** | 6,273 | -19,448*** | 6,358 | -16,653* | 9,557 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 29: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Colombia, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 422,482*** | 2,558 | 422,482*** | 3,582 | 422,889*** | 3,079 | 422,482*** | 3,961 |
| <i>Público</i> | 370,944*** | 1,103 | 370,944*** | 1,428 | 370,909*** | 1,425 | 370,944*** | 1,435 |
| Diferencia | 51,538*** | 2,786 | 51,538*** | 3,856 | 51,980*** | 3,393 | 51,538*** | 4,213 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| norepitente | 6,106*** | 0,910 | 21,091* | 13,483 | 16,329* | 11,131 | 24,447* | 17,726 |
| sexo | -0,357 | 0,433 | -0,401 | 0,490 | -0,382 | 0,465 | -0,411 | 0,504 |
| esfuerzo | -0,011 | 0,039 | 0,006 | 0,036 | 0,003 | 0,028 | 0,010 | 0,046 |
| disciplina | 1,080*** | 0,368 | 0,703 | 0,543 | 0,814* | 0,472 | 0,619 | 0,645 |
| muchoslibros | 3,126*** | 0,872 | 3,064*** | 1,011 | 3,092*** | 0,925 | 3,050*** | 1,088 |
| educamadre | 6,891*** | 1,852 | 2,748 | 4,576 | 4,117 | 3,884 | 1,820 | 5,688 |
| educapadre | 3,897*** | 1,373 | 4,093** | 1,788 | 4,011** | 1,579 | 4,137** | 1,964 |
| emppadre | -0,152 | 0,177 | 0,141 | 0,366 | 0,053 | 0,309 | 0,207 | 0,449 |
| STRATIO | 2,246*** | 0,636 | 1,913*** | 0,684 | 2,041*** | 0,667 | 1,839** | 0,736 |
| SCMATEDU | 17,499*** | 3,582 | 11,487* | 6,969 | 13,751** | 5,595 | 10,141 | 8,644 |
| autonomia | 4,225*** | 0,692 | 4,274*** | 0,966 | 4,294*** | 0,831 | 4,285*** | 1,079 |
| SCHSIZE | -2,242*** | 0,649 | -1,299 | 1,127 | -1,675* | 0,925 | -1,088 | 1,386 |
| Total | 42,308*** | 4,425 | 47,822*** | 7,542 | 46,449*** | 6,715 | 49,056*** | 8,969 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 3,879 | 3,960 | 32,335 | 73,575 | 7,304 | 62,065 | 49,242 | 95,205 |
| <i>sexo</i> | -1,334 | 2,703 | 1,250 | 4,606 | 2,153 | 4,150 | 0,849 | 5,174 |
| <i>esfuerzo</i> | -3,944** | 1,868 | -2,108 | 2,472 | -2,343 | 2,226 | -1,808 | 2,802 |
| <i>disciplina</i> | 2,711** | 1,316 | 1,280 | 2,090 | 1,720 | 1,817 | 0,967 | 2,466 |
| <i>muchoslibros</i> | 1,209 | 1,498 | 1,988 | 1,749 | 2,033 | 1,634 | 1,980 | 1,856 |
| <i>educamadre</i> | 9,431* | 5,462 | 1,031 | 13,153 | 4,880 | 11,237 | -1,537 | 16,248 |
| <i>educapadre</i> | 8,499* | 4,830 | 8,123 | 6,241 | 7,923 | 5,587 | 8,253 | 6,800 |
| <i>emppadre</i> | -1,183 | 5,602 | 4,298 | 11,100 | 1,773 | 9,566 | 6,172 | 13,391 |
| <i>STRATIO</i> | -49,869*** | 5,776 | -43,682*** | 11,035 | -46,664*** | 9,542 | -41,991*** | 13,107 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,061 | 0,172 | 0,043 | 0,130 | 0,057 | 0,163 | 0,036 | 0,114 |
| <i>autonomia</i> | 54,257*** | 7,346 | 52,098*** | 10,445 | 52,345*** | 9,033 | 52,175*** | 11,622 |
| <i>SCHSIZE</i> | 3,356 | 2,951 | 0,878 | 5,435 | 2,625 | 4,485 | -0,078 | 6,626 |
| <i>constante</i> | 6,879 | 12,073 | -29,200 | 74,494 | -5,048 | 63,304 | -46,010 | 95,830 |
| Total | 33,952*** | 3,180 | 28,334*** | 4,645 | 28,757*** | 4,377 | 28,249*** | 4,903 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -0,737 | 0,755 | -6,142 | 13,987 | -1,387 | 11,789 | -9,353 | 18,105 |
| <i>sexo</i> | 0,028 | 0,065 | -0,026 | 0,100 | -0,045 | 0,101 | -0,018 | 0,109 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,051 | 0,155 | 0,027 | 0,088 | 0,030 | 0,095 | 0,024 | 0,079 |
| <i>disciplina</i> | -0,732* | 0,378 | -0,346 | 0,568 | -0,465 | 0,498 | -0,261 | 0,668 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,791 | 0,980 | -1,299 | 1,146 | -1,329 | 1,071 | -1,294 | 1,216 |
| <i>educamadre</i> | -3,343* | 1,941 | -0,365 | 4,662 | -1,730 | 3,984 | 0,545 | 5,760 |
| <i>educapadre</i> | -2,564* | 1,463 | -2,451 | 1,887 | -2,391 | 1,690 | -2,490 | 2,056 |
| <i>emppadre</i> | 0,040 | 0,192 | -0,147 | 0,382 | -0,061 | 0,327 | -0,211 | 0,462 |
| <i>STRATIO</i> | -2,170*** | 0,629 | -1,901*** | 0,697 | -2,030*** | 0,681 | -1,827** | 0,749 |
| <i>SCMATEDU</i> | -10,108** | 3,943 | -7,245 | 7,344 | -9,448 | 6,054 | -5,946 | 8,955 |
| <i>autonomia</i> | -5,114*** | 0,759 | -4,911*** | 1,029 | -4,934*** | 0,903 | -4,918*** | 1,136 |
| <i>SCHSIZE</i> | 0,719 | 0,638 | 0,188 | 1,165 | 0,562 | 0,963 | -0,017 | 1,420 |
| Total | -24,721*** | 4,683 | -24,617*** | 7,965 | -23,226*** | 7,271 | -25,767*** | 9,294 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 30: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Costa Rica, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 445,209*** | 1,300 | 445,209*** | 1,904 | 445,193*** | 1,936 | 445,209*** | 2,080 |
| <i>Público</i> | 392,967*** | 1,697 | 392,967*** | 2,241 | 393,048*** | 2,248 | 392,967*** | 2,949 |
| Diferencia | 52,242*** | 2,138 | 52,242*** | 2,940 | 52,145*** | 2,967 | 52,242*** | 3,609 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,913*** | 1,055 | 36,130*** | 7,241 | 36,983*** | 7,356 | 40,736*** | 9,422 |
| <i>sexo</i> | 0,214 | 0,372 | 0,284 | 0,494 | 0,283 | 0,494 | 0,298 | 0,519 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,333** | 0,158 | 0,343** | 0,173 | 0,337** | 0,172 | 0,345* | 0,178 |
| <i>disciplina</i> | 0,162* | 0,098 | 0,185 | 0,124 | 0,192 | 0,127 | 0,190 | 0,133 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,914*** | 0,460 | 3,797*** | 0,495 | 3,784*** | 0,497 | 3,773*** | 0,513 |
| <i>educamadre</i> | 5,238*** | 0,736 | 3,026*** | 1,161 | 2,979** | 1,180 | 2,587* | 1,361 |
| <i>educapadre</i> | 6,179*** | 0,770 | 5,113*** | 1,012 | 5,027*** | 1,026 | 4,902*** | 1,119 |
| <i>emppadre</i> | 0,037 | 0,147 | 0,058 | 0,198 | 0,052 | 0,201 | 0,063 | 0,215 |
| <i>STRATIO</i> | -4,018*** | 0,574 | -3,607*** | 0,762 | -3,732*** | 0,774 | -3,526*** | 0,829 |
| <i>SCMATEDU</i> | 5,108*** | 0,854 | 2,950** | 1,230 | 2,859** | 1,247 | 2,522* | 1,407 |
| <i>autonomia</i> | -0,456* | 0,255 | -0,145 | 0,324 | -0,160 | 0,328 | -0,083 | 0,354 |
| <i>SCHSIZE</i> | 4,627*** | 0,602 | 3,318*** | 0,800 | 3,319*** | 0,813 | 3,059*** | 0,909 |
| Total | 34,252*** | 1,817 | 51,453*** | 5,915 | 51,922*** | 6,009 | 54,865*** | 7,488 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 16,951*** | 3,316 | 62,784* | 37,571 | 65,690* | 38,021 | 38,302 | 66,353 |
| <i>sexo</i> | 2,566 | 1,852 | 1,031 | 2,822 | 1,551 | 2,842 | 2,382 | 4,171 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,277 | 1,237 | 1,621 | 1,589 | 1,453 | 1,601 | 2,634 | 2,144 |
| <i>disciplina</i> | 1,211 | 0,780 | 1,819* | 0,950 | 1,940** | 0,957 | 2,229* | 1,198 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,566*** | 1,174 | 3,243** | 1,293 | 3,253** | 1,302 | 3,121** | 1,549 |
| <i>educamadre</i> | 8,969*** | 3,275 | 4,766 | 4,948 | 5,279 | 5,003 | 5,990 | 6,606 |
| <i>educapadre</i> | 11,268*** | 3,278 | 7,348* | 4,259 | 6,972 | 4,311 | 6,432 | 5,052 |
| <i>emppadre</i> | 11,193** | 5,523 | 13,602* | 6,951 | 12,707* | 7,019 | 15,206* | 8,297 |
| <i>STRATIO</i> | -32,488*** | 7,244 | -25,365*** | 7,961 | -24,782*** | 8,013 | -21,266** | 10,697 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,107*** | 0,254 | -0,796*** | 0,295 | -0,783*** | 0,297 | -0,755** | 0,351 |
| <i>autonomia</i> | -30,371*** | 6,584 | -29,027*** | 8,545 | -27,015*** | 8,606 | -31,595*** | 10,671 |
| <i>SCHSIZE</i> | -17,878*** | 4,880 | -6,145 | 9,121 | -5,281 | 9,151 | 6,139 | 17,594 |
| <i>constante</i> | 51,579*** | 11,780 | -15,655 | 31,299 | -21,315 | 31,712 | -14,789 | 44,360 |
| Total | 25,736*** | 2,501 | 19,226*** | 3,923 | 19,670*** | 3,952 | 14,030** | 7,038 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -3,866*** | 0,805 | -14,318* | 8,629 | -14,981* | 8,736 | -8,735 | 15,145 |
| <i>sexo</i> | 0,042 | 0,079 | 0,017 | 0,055 | 0,025 | 0,064 | 0,039 | 0,096 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,028 | 0,126 | -0,164 | 0,175 | -0,147 | 0,173 | -0,267 | 0,244 |
| <i>disciplina</i> | -0,222 | 0,163 | -0,334 | 0,210 | -0,356* | 0,215 | -0,409 | 0,262 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,852*** | 0,631 | -1,685** | 0,687 | -1,690** | 0,692 | -1,621** | 0,817 |
| <i>educamadre</i> | -2,599*** | 0,963 | -1,381 | 1,436 | -1,530 | 1,453 | -1,736 | 1,918 |
| <i>educapadre</i> | -3,255*** | 0,969 | -2,122* | 1,237 | -2,014 | 1,252 | -1,858 | 1,464 |
| <i>emppadre</i> | -0,448* | 0,248 | -0,544* | 0,310 | -0,508* | 0,309 | -0,608* | 0,365 |
| <i>STRATIO</i> | 5,052*** | 1,158 | 3,944*** | 1,256 | 3,854*** | 1,263 | 3,307** | 1,673 |
| <i>SCMATEDU</i> | -6,934*** | 1,329 | -4,988*** | 1,738 | -4,904*** | 1,754 | -4,730** | 2,119 |
| <i>autonomia</i> | 1,554*** | 0,439 | 1,485*** | 0,514 | 1,382*** | 0,507 | 1,617*** | 0,620 |
| <i>SCHSIZE</i> | 4,810*** | 1,336 | 1,653 | 2,455 | 1,421 | 2,463 | -1,652 | 4,734 |
| Total | -7,746*** | 2,137 | -18,438*** | 6,273 | -19,448*** | 6,358 | -16,653* | 9,557 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 31: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. México, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 450,411*** | 1,490 | 450,535*** | 3,891 | 450,548*** | 3,893 | 450,535*** | 3,927 |
| <i>Público</i> | 410,779*** | 0,562 | 411,066*** | 0,982 | 411,067*** | 0,983 | 411,066*** | 0,982 |
| Diferencia | 39,632*** | 1,592 | 39,470*** | 4,013 | 39,481*** | 4,015 | 39,470*** | 4,048 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 4,817*** | 0,781 | 61,887** | 24,136 | 61,926** | 24,149 | 62,521** | 24,633 |
| <i>sexo</i> | -0,473** | 0,206 | -0,936* | 0,478 | -0,939* | 0,479 | -0,941* | 0,482 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,159 | 0,121 | 0,050 | 0,105 | 0,050 | 0,105 | 0,049 | 0,106 |
| <i>disciplina</i> | 0,169* | 0,093 | 0,128 | 0,144 | 0,126 | 0,144 | 0,128 | 0,145 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,628*** | 0,638 | 3,872*** | 1,395 | 3,910*** | 1,389 | 3,864*** | 1,407 |
| <i>educamadre</i> | 5,136*** | 1,480 | 8,094** | 3,338 | 8,047** | 3,335 | 8,125** | 3,370 |
| <i>educapadre</i> | 8,173*** | 1,435 | 10,649*** | 3,455 | 10,505*** | 3,417 | 10,678*** | 3,489 |
| <i>emppadre</i> | -0,139 | 0,330 | 0,711 | 0,744 | 0,715 | 0,744 | 0,721 | 0,752 |
| <i>STRATIO</i> | 4,193*** | 1,240 | -1,565 | 5,706 | -1,491 | 5,710 | -1,630 | 5,772 |
| <i>SCMATEDU</i> | 16,155*** | 1,934 | 12,096** | 4,714 | 12,076** | 4,716 | 12,052** | 4,764 |
| <i>autonomia</i> | -0,843 | 1,003 | -6,674* | 3,903 | -6,702* | 3,905 | -6,739* | 3,951 |
| <i>SCHSIZE</i> | -10,350*** | 2,033 | 0,274 | 6,371 | 0,310 | 6,375 | 0,394 | 6,463 |
| Total | 31,625*** | 3,333 | 88,587*** | 25,729 | 88,532*** | 25,739 | 89,221*** | 26,231 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -19,247*** | 5,643 | 243,894 | 176,741 | 244,011 | 176,837 | 248,499 | 180,380 |
| <i>sexo</i> | -2,115 | 1,593 | -7,195 | 6,836 | -7,263 | 6,833 | -7,328 | 6,949 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,476 | 0,936 | -1,445 | 2,373 | -1,458 | 2,375 | -1,477 | 2,402 |
| <i>disciplina</i> | 0,451 | 0,790 | 0,353 | 1,692 | 0,326 | 1,691 | 0,347 | 1,707 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,434*** | 1,042 | 2,654 | 2,079 | 2,710 | 2,071 | 2,642 | 2,095 |
| <i>educamadre</i> | 6,966** | 2,829 | 16,792*** | 6,202 | 16,712*** | 6,198 | 16,849*** | 6,259 |
| <i>educapadre</i> | 11,124*** | 2,960 | 16,883** | 6,919 | 16,591** | 6,847 | 16,940** | 6,984 |
| <i>emppadre</i> | -1,265 | 3,900 | 7,078 | 8,548 | 7,107 | 8,549 | 7,181 | 8,633 |
| <i>STRATIO</i> | -7,317*** | 2,158 | 4,389 | 9,892 | 4,266 | 9,899 | 4,500 | 10,005 |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,402*** | 0,616 | 3,434** | 1,444 | 3,429** | 1,444 | 3,422** | 1,458 |
| <i>autonomia</i> | -17,177 | 13,387 | -95,421* | 51,676 | -95,741* | 51,705 | -96,280* | 52,320 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,978** | 1,467 | -0,400 | 4,530 | -0,421 | 4,533 | -0,483 | 4,595 |
| <i>constante</i> | 43,485*** | 14,601 | -184,176 | 159,066 | -183,441 | 159,102 | -187,977 | 162,133 |
| Total | 24,194*** | 1,967 | 6,841 | 4,233 | 6,827 | 4,234 | 6,836 | 4,262 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 2,666*** | 0,788 | -33,253 | 24,130 | -33,269 | 24,143 | -33,880 | 24,627 |
| <i>sexo</i> | 0,084 | 0,072 | 0,280 | 0,292 | 0,283 | 0,292 | 0,285 | 0,296 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,019 | 0,039 | 0,062 | 0,110 | 0,063 | 0,110 | 0,064 | 0,112 |
| <i>disciplina</i> | -0,037 | 0,067 | -0,029 | 0,139 | -0,027 | 0,139 | -0,028 | 0,140 |
| <i>muchoslibros</i> | -2,494*** | 0,760 | -1,927 | 1,510 | -1,967 | 1,504 | -1,918 | 1,522 |
| <i>educamadre</i> | -3,854** | 1,566 | -9,293*** | 3,435 | -9,249*** | 3,433 | -9,325*** | 3,467 |
| <i>educapadre</i> | -5,671*** | 1,512 | -8,608** | 3,531 | -8,459** | 3,494 | -8,637** | 3,564 |
| <i>emppadre</i> | 0,114 | 0,351 | -0,635 | 0,768 | -0,638 | 0,769 | -0,645 | 0,776 |
| <i>STRATIO</i> | -4,214*** | 1,247 | 2,533 | 5,709 | 2,462 | 5,713 | 2,597 | 5,775 |
| <i>SCMATEDU</i> | -8,246*** | 2,091 | -11,727** | 4,910 | -11,710** | 4,912 | -11,685** | 4,958 |
| <i>autonomia</i> | 1,298 | 1,013 | 7,204* | 3,911 | 7,228* | 3,913 | 7,269* | 3,959 |
| <i>SCHSIZE</i> | 4,183** | 2,061 | -0,565 | 6,406 | -0,595 | 6,411 | -0,684 | 6,498 |
| Total | -16,188*** | 3,514 | -55,958** | 25,755 | -55,878** | 25,765 | -56,587** | 26,256 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 32: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Perú, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 426,344*** | 2,643 | 426,344*** | 4,001 | 426,389*** | 4,008 | 426,344*** | 4,020 |
| <i>Público</i> | 352,246*** | 1,124 | 352,246*** | 1,955 | 352,246*** | 1,956 | 352,246*** | 1,958 |
| Diferencia | 74,098*** | 2,872 | 74,098*** | 4,453 | 74,144*** | 4,460 | 74,098*** | 4,472 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 10,134*** | 1,423 | 39,360** | 19,409 | 39,523** | 19,450 | 39,643** | 19,689 |
| <i>sexo</i> | -0,063 | 0,500 | -0,071 | 0,557 | -0,071 | 0,558 | -0,071 | 0,557 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,037 | 0,187 | -0,017 | 0,090 | -0,016 | 0,087 | -0,017 | 0,089 |
| <i>disciplina</i> | -0,171 | 0,161 | -0,139 | 0,175 | -0,137 | 0,175 | -0,139 | 0,175 |
| <i>muchoslibros</i> | 5,068*** | 0,864 | 4,075*** | 1,045 | 4,063*** | 1,045 | 4,066*** | 1,051 |
| <i>educamadre</i> | 8,603*** | 2,218 | 2,393 | 5,274 | 2,181 | 5,242 | 2,333 | 5,333 |
| <i>educapadre</i> | 3,809 | 2,322 | 2,524 | 3,438 | 2,618 | 3,434 | 2,512 | 3,456 |
| <i>emppadre</i> | -0,016 | 0,461 | -0,627 | 0,860 | -0,605 | 0,859 | -0,633 | 0,866 |
| <i>STRATIO</i> | -2,915*** | 0,858 | -1,755 | 1,209 | -1,741 | 1,211 | -1,744 | 1,218 |
| <i>SCMATEDU</i> | 15,008*** | 3,786 | 10,939** | 5,248 | 10,846** | 5,252 | 10,900** | 5,279 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -4,853*** | 1,425 | -0,927 | 3,122 | -0,903 | 3,129 | -0,889 | 3,156 |
| Total | 34,568*** | 6,133 | 55,756*** | 17,922 | 55,757*** | 17,968 | 55,961*** | 18,119 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 9,550 | 5,977 | 32,710 | 92,003 | 33,357 | 92,186 | 33,747 | 93,308 |
| <i>sexo</i> | -2,301 | 2,629 | 1,425 | 3,663 | 1,409 | 3,668 | 1,422 | 3,679 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,886 | 1,489 | 0,597 | 2,373 | 0,563 | 2,373 | 0,584 | 2,388 |
| <i>disciplina</i> | 0,721 | 0,844 | 1,222 | 1,043 | 1,204 | 1,044 | 1,222 | 1,047 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,538*** | 1,336 | 3,895** | 1,859 | 3,878** | 1,861 | 3,881** | 1,871 |
| <i>educamadre</i> | 8,584 | 5,315 | 2,178 | 12,401 | 1,682 | 12,329 | 2,060 | 12,534 |
| <i>educapadre</i> | -0,327 | 7,611 | 5,925 | 11,437 | 6,197 | 11,423 | 5,912 | 11,494 |
| <i>emppadre</i> | -0,860 | 6,347 | -8,372 | 11,549 | -8,099 | 11,544 | -8,448 | 11,633 |
| <i>STRATIO</i> | -45,536*** | 7,006 | -33,581*** | 10,490 | -33,414*** | 10,504 | -33,489*** | 10,550 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,343 | 0,474 | 0,191 | 0,656 | 0,202 | 0,657 | 0,196 | 0,660 |
| <i>autonomia</i> | -20,875*** | 6,125 | 3,224 | 10,339 | 3,258 | 10,347 | 3,286 | 10,358 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,031 | 3,700 | -5,639 | 8,273 | -5,682 | 8,291 | -5,726 | 8,361 |
| <i>constante</i> | 90,058*** | 14,001 | 21,881 | 72,961 | 21,110 | 73,092 | 20,961 | 73,933 |
| Total | 44,063*** | 3,128 | 25,657*** | 5,009 | 25,665*** | 5,012 | 25,609*** | 5,026 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -2,032 | 1,280 | -6,959 | 19,581 | -7,097 | 19,620 | -7,180 | 19,859 |
| <i>sexo</i> | 0,009 | 0,075 | -0,006 | 0,048 | -0,006 | 0,048 | -0,006 | 0,048 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,010 | 0,052 | 0,006 | 0,042 | 0,006 | 0,040 | 0,006 | 0,041 |
| <i>disciplina</i> | 0,124 | 0,159 | 0,210 | 0,210 | 0,207 | 0,210 | 0,210 | 0,211 |
| <i>muchoslibros</i> | -2,682*** | 0,830 | -2,302** | 1,120 | -2,292** | 1,121 | -2,294** | 1,127 |
| <i>educamadre</i> | -3,744 | 2,322 | -0,950 | 5,409 | -0,733 | 5,378 | -0,899 | 5,467 |
| <i>educapadre</i> | 0,103 | 2,391 | -1,861 | 3,594 | -1,947 | 3,589 | -1,857 | 3,612 |
| <i>emppadre</i> | 0,066 | 0,490 | 0,647 | 0,898 | 0,626 | 0,897 | 0,653 | 0,904 |
| <i>STRATIO</i> | 6,139*** | 1,214 | 4,527*** | 1,522 | 4,505*** | 1,523 | 4,515*** | 1,529 |
| <i>SCMATEDU</i> | -2,864 | 3,926 | 1,595 | 5,477 | 1,692 | 5,482 | 1,635 | 5,507 |
| <i>autonomia</i> | 0,350*** | 0,111 | -0,054 | 0,173 | -0,055 | 0,174 | -0,055 | 0,174 |
| <i>SCHSIZE</i> | -0,012 | 1,422 | -2,166 | 3,183 | -2,183 | 3,190 | -2,200 | 3,217 |
| Total | -4,533 | 6,237 | -7,314 | 18,070 | -7,278 | 18,114 | -7,472 | 18,264 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 33: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Uruguay, Matemáticas en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 493,422*** | 2,497 | 494,230*** | 3,538 | 494,244*** | 3,582 | 494,230*** | 3,591 |
| <i>Público</i> | 399,207*** | 1,245 | 400,869*** | 1,867 | 401,022*** | 1,844 | 400,869*** | 1,998 |
| Diferencia | 94,215*** | 2,790 | 93,362*** | 4,001 | 93,222*** | 4,028 | 93,362*** | 4,109 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 26,096*** | 3,291 | 85,043** | 43,019 | 86,687** | 43,522 | 87,088* | 45,327 |
| <i>sexo</i> | -0,198 | 0,502 | -0,122 | 0,701 | -0,123 | 0,711 | -0,123 | 0,708 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,026 | 0,130 | -0,024 | 0,081 | -0,024 | 0,082 | -0,023 | 0,080 |
| <i>disciplina</i> | 0,204 | 0,188 | 0,079 | 0,212 | 0,071 | 0,212 | 0,073 | 0,215 |
| <i>muchoslibros</i> | 7,471*** | 1,282 | 6,842*** | 1,541 | 6,777*** | 1,545 | 6,819*** | 1,562 |
| <i>educamadre</i> | 5,949* | 3,459 | 4,094 | 5,053 | 4,133 | 5,114 | 4,006 | 5,147 |
| <i>educapadre</i> | 3,584* | 2,016 | 1,047 | 3,135 | 1,041 | 3,175 | 0,977 | 3,213 |
| <i>emppadre</i> | 0,125 | 0,564 | 0,575 | 0,769 | 0,591 | 0,775 | 0,598 | 0,789 |
| <i>STRATIO</i> | 12,810*** | 2,270 | 10,263*** | 3,034 | 10,263*** | 3,063 | 10,173*** | 3,106 |
| <i>SCMATEDU</i> | 6,794*** | 2,428 | 3,333 | 4,004 | 3,284 | 4,055 | 3,228 | 4,115 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -26,896*** | 3,887 | -18,864*** | 7,183 | -18,711*** | 7,260 | -18,578** | 7,451 |
| Total | 35,913*** | 6,505 | 92,267** | 41,800 | 93,989** | 42,249 | 94,238** | 43,998 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -1,160 | 8,539 | 66,774 | 115,219 | 73,606 | 116,516 | 57,688 | 121,827 |
| <i>sexo</i> | -5,225** | 2,611 | -6,349 | 5,385 | -6,738 | 5,413 | -5,864 | 5,623 |
| <i>esfuerzo</i> | -1,289 | 1,519 | -1,179 | 1,963 | -1,295 | 1,975 | -1,065 | 2,016 |
| <i>disciplina</i> | -0,665 | 1,115 | -0,252 | 1,462 | -0,293 | 1,464 | -0,064 | 1,514 |
| <i>muchoslibros</i> | 1,702 | 2,089 | 4,757* | 2,571 | 4,644* | 2,570 | 5,268** | 2,666 |
| <i>educamadre</i> | -16,941 | 11,380 | 4,939 | 17,270 | 4,497 | 17,420 | 9,265 | 17,986 |
| <i>educapadre</i> | 10,404** | 4,477 | 5,585 | 6,777 | 5,577 | 6,850 | 5,517 | 6,968 |
| <i>emppadre</i> | -2,652 | 8,704 | 2,170 | 11,279 | 2,347 | 11,347 | 2,310 | 11,612 |
| <i>STRATIO</i> | -44,348*** | 8,515 | -32,734*** | 11,805 | -32,775*** | 11,917 | -32,221*** | 12,115 |
| <i>SCMATEDU</i> | 4,039 | 2,490 | -3,495 | 4,133 | -3,630 | 4,178 | -4,275 | 4,286 |
| <i>autonomia</i> | -3,020 | 2,642 | 11,228*** | 4,200 | 10,582** | 4,157 | 13,449*** | 4,707 |
| <i>SCHSIZE</i> | 23,729*** | 4,058 | 22,742*** | 7,586 | 22,492*** | 7,659 | 23,682*** | 7,926 |
| <i>constante</i> | 85,724*** | 17,846 | -55,586 | 106,787 | -59,917 | 108,013 | -60,185 | 112,410 |
| Total | 50,300*** | 3,227 | 18,602*** | 6,678 | 19,097*** | 6,643 | 13,504* | 7,815 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 0,444 | 3,269 | -25,122 | 43,356 | -27,692 | 43,845 | -21,703 | 45,840 |
| <i>sexo</i> | 0,072 | 0,186 | 0,039 | 0,226 | 0,041 | 0,239 | 0,036 | 0,209 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,015 | 0,078 | -0,023 | 0,080 | -0,025 | 0,086 | -0,021 | 0,074 |
| <i>disciplina</i> | 0,108 | 0,189 | 0,041 | 0,239 | 0,048 | 0,239 | 0,010 | 0,246 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,223 | 1,502 | -3,386* | 1,837 | -3,305* | 1,836 | -3,749** | 1,906 |
| <i>educamadre</i> | 5,474 | 3,680 | -1,582 | 5,534 | -1,441 | 5,581 | -2,968 | 5,763 |
| <i>educapadre</i> | -5,057** | 2,185 | -2,721 | 3,303 | -2,717 | 3,339 | -2,688 | 3,396 |
| <i>emppadre</i> | 0,183 | 0,600 | -0,156 | 0,810 | -0,168 | 0,815 | -0,166 | 0,834 |
| <i>STRATIO</i> | -11,295*** | 2,297 | -8,382*** | 3,076 | -8,393*** | 3,104 | -8,251*** | 3,152 |
| <i>SCMATEDU</i> | -4,130 | 2,547 | 3,548 | 4,197 | 3,685 | 4,242 | 4,341 | 4,352 |
| <i>autonomia</i> | 0,514 | 0,450 | -1,885*** | 0,708 | -1,777** | 0,701 | -2,258*** | 0,794 |
| <i>SCHSIZE</i> | 22,926*** | 3,960 | 22,122*** | 7,399 | 21,879*** | 7,469 | 23,036*** | 7,731 |
| Total | 8,002 | 6,666 | -17,507 | 42,134 | -19,864 | 42,570 | -14,381 | 44,496 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*MATH. Imputación de los datos missing a través de la metodología hot-deck.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

**Anexo 34: Valor medio estimaciones OB a través de 2sls, MGM y MVIL, ciencias.
América Latina, 2012.**

| | ARG | BRA | CHL | COL | CRI | MEX | PER | URY |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 453,469 | 474,954 | 466,460 | 436,836 | 491,119 | 450,014 | 420,994 | 502,234 |
| <i>Público</i> | 384,651 | 391,803 | 414,838 | 394,251 | 420,557 | 412,539 | 360,824 | 407,436 |
| Diferencia | 68,818 | 83,151 | 51,622 | 42,585 | 70,561 | 37,475 | 60,170 | 94,799 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 53,157 | 20,959 | 29,864 | 23,378 | 67,077 | 47,081 | 25,611 | 73,421 |
| <i>Familiares</i> | 4,148 | 13,006 | 11,588 | 9,464 | 11,281 | 19,830 | 9,170 | 14,015 |
| <i>Escolares</i> | - 3,280 | 4,760 | 4,924 | 14,308 | 20,915 | 5,364 | 6,867 | - 7,228 |
| Total | 54,025 | 38,726 | 46,376 | 47,151 | 99,273 | 72,274 | 41,647 | 80,209 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | - 40,007 | - 75,884 | 8,101 | - 24,301 | 112,061 | 163,303 | 11,499 | 51,622 |
| <i>Familiares</i> | 16,561 | 22,405 | 36,016 | 22,935 | - 4,739 | 33,346 | 3,405 | 4,838 |
| <i>Escolares</i> | 29,010 | 17,081 | - 35,702 | - 2,864 | - 6,740 | - 71,684 | - 47,217 | - 1,486 |
| <i>cosntante</i> | - 7,191 | 76,318 | 8,545 | 16,081 | - 70,093 | - 118,599 | 48,945 | - 23,014 |
| Total | - 1,627 | 39,920 | 16,960 | 11,851 | 30,488 | 6,366 | 16,632 | 31,960 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>Individuales</i> | 12,021 | 22,530 | - 0,430 | 5,199 | - 34,899 | - 22,794 | - 0,857 | - 23,250 |
| <i>Familiares</i> | - 1,063 | - 10,416 | - 7,706 | - 6,261 | - 5,498 | - 14,965 | - 3,421 | - 5,492 |
| <i>Escolares</i> | 5,462 | - 7,610 | - 3,578 | - 15,355 | - 18,803 | - 3,406 | 6,170 | 11,372 |
| Total | 16,420 | 4,505 | - 11,714 | - 16,417 | - 59,200 | - 41,165 | 1,892 | - 17,370 |

ARG: Argentina, BRA: Brasil, CHL: Chile, COL: Colombia, CRI: Costa Rica, MEX: México, PER: Perú y URY: Uruguay.
Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 35: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Argentina, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 453,377*** | 1,689 | 453,377*** | 2,910 | 453,654*** | 2,812 | 453,377*** | 5,375 |
| <i>Público</i> | 384,656*** | 1,474 | 384,656*** | 3,871 | 384,641*** | 3,842 | 384,656*** | 3,842 |
| Diferencia | 68,721*** | 2,242 | 68,721*** | 4,843 | 69,013*** | 4,761 | 68,721*** | 6,607 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,810*** | 1,142 | 41,773*** | 11,536 | 40,141*** | 11,172 | 79,874* | 47,591 |
| <i>sexo</i> | -0,075 | 0,130 | -0,586* | 0,335 | -0,599* | 0,331 | -1,257 | 0,999 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,099 | 0,111 | 0,057 | 0,086 | 0,047 | 0,078 | 0,001 | 0,128 |
| <i>disciplina</i> | 0,020 | 0,060 | 0,010 | 0,088 | 0,012 | 0,086 | -0,003 | 0,159 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,490*** | 0,487 | 1,064 | 0,772 | 1,127 | 0,749 | -0,811 | 2,548 |
| <i>educamadre</i> | 1,512** | 0,672 | 1,515 | 1,024 | 1,751* | 0,990 | 1,519 | 1,844 |
| <i>educapadre</i> | 1,397*** | 0,537 | 0,933 | 0,809 | 0,794 | 0,783 | 0,321 | 1,603 |
| <i>emppadre</i> | 1,091** | 0,436 | 1,281** | 0,625 | 1,421** | 0,610 | 1,531 | 1,089 |
| <i>STRATIO</i> | -0,019 | 0,156 | -0,569* | 0,326 | -0,576* | 0,321 | -1,293 | 1,020 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,027 | 0,401 | -2,593** | 1,203 | -2,347** | 1,163 | -6,039 | 4,392 |
| <i>autonomia</i> | 0,191 | 0,222 | 0,980** | 0,484 | 0,961** | 0,472 | 2,018 | 1,451 |
| <i>SCHSIZE</i> | -6,873*** | 1,737 | -2,269 | 2,980 | -1,901 | 2,875 | 3,788 | 8,685 |
| Total | 12,670*** | 2,551 | 41,596*** | 11,935 | 40,832*** | 11,564 | 79,648* | 47,869 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 5,447 | 3,780 | -91,602 | 62,466 | -95,756 | 58,568 | 50,741 | 179,631 |
| <i>sexo</i> | 0,339 | 2,243 | 8,806 | 5,908 | 8,492 | 5,661 | -0,315 | 12,879 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,676 | 1,215 | -1,530 | 2,155 | -1,731 | 2,117 | -2,733 | 3,231 |
| <i>disciplina</i> | -0,026 | 0,525 | 1,213 | 1,026 | 1,192 | 1,010 | 1,291 | 1,366 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,700 | 1,275 | 1,050 | 2,659 | 1,125 | 2,576 | -2,701 | 5,464 |
| <i>educamadre</i> | -4,443 | 3,593 | -2,076 | 6,468 | -1,072 | 6,333 | -2,080 | 9,253 |
| <i>educapadre</i> | 5,169* | 3,119 | 3,467 | 5,688 | 2,814 | 5,588 | 0,635 | 8,553 |
| <i>emppadre</i> | 8,846 | 7,528 | 14,241 | 12,449 | 16,365 | 12,179 | 18,016 | 18,305 |
| <i>STRATIO</i> | 0,838 | 1,868 | -7,080** | 3,611 | -7,135** | 3,535 | -14,629 | 10,078 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,435 | 0,756 | -2,749 | 2,266 | -3,024 | 2,181 | 1,791 | 5,876 |
| <i>autonomia</i> | -42,047*** | 10,242 | 16,959 | 21,512 | 15,965 | 20,889 | 56,534 | 55,567 |
| <i>SCHSIZE</i> | 1,658 | 3,074 | 13,851* | 7,232 | 13,068* | 6,844 | 3,890 | 14,894 |
| <i>constante</i> | 82,167*** | 13,852 | 43,162 | 54,230 | 48,243 | 52,376 | -112,175 | 195,753 |
| Total | 56,138*** | 2,686 | -2,288 | 14,434 | -1,455 | 13,269 | -1,735 | 13,712 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -1,478 | 1,030 | 24,856 | 17,014 | 25,983 | 15,967 | -13,768 | 48,749 |
| <i>sexo</i> | -0,025 | 0,168 | -0,658 | 0,495 | -0,635 | 0,474 | 0,024 | 0,963 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,031 | 0,065 | 0,071 | 0,124 | 0,080 | 0,128 | 0,126 | 0,198 |
| <i>disciplina</i> | -0,004 | 0,077 | 0,177 | 0,191 | 0,174 | 0,188 | 0,189 | 0,236 |
| <i>muchoslibros</i> | 0,354 | 0,646 | -0,531 | 1,346 | -0,569 | 1,304 | 1,366 | 2,767 |
| <i>educamadre</i> | 1,026 | 0,833 | 0,480 | 1,495 | 0,248 | 1,463 | 0,480 | 2,138 |
| <i>educapadre</i> | -1,118 | 0,681 | -0,750 | 1,232 | -0,608 | 1,209 | -0,137 | 1,849 |
| <i>emppadre</i> | -0,582 | 0,501 | -0,937 | 0,828 | -1,077 | 0,814 | -1,186 | 1,214 |
| <i>STRATIO</i> | -0,080 | 0,180 | 0,677* | 0,401 | 0,682* | 0,396 | 1,399 | 1,052 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,334 | 0,581 | -2,112 | 1,750 | -2,323 | 1,687 | 1,376 | 4,516 |
| <i>autonomia</i> | 1,095*** | 0,322 | -0,442 | 0,565 | -0,416 | 0,548 | -1,472 | 1,467 |
| <i>SCHSIZE</i> | 1,028 | 1,905 | 8,582* | 4,491 | 8,097* | 4,249 | 2,410 | 9,229 |
| Total | -0,087 | 2,793 | 29,413 | 18,134 | 29,636* | 17,013 | -9,192 | 49,297 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 36: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Brasil, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|-------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 474,327*** | 1,898 | 474,956*** | 1,903 | 475,339*** | 1,892 | 474,956*** | 1,901 |
| <i>Público</i> | 390,881*** | 0,731 | 391,834*** | 1,209 | 391,599*** | 1,225 | 391,834*** | 1,351 |
| Diferencia | 83,446*** | 2,034 | 83,122*** | 2,255 | 83,740*** | 2,254 | 83,122*** | 2,332 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,192*** | 1,198 | 11,784 | 8,094 | 9,167 | 8,056 | 11,262 | 23,091 |
| <i>sexo</i> | 0,095 | 0,098 | 0,075 | 0,098 | 0,066 | 0,089 | 0,073 | 0,126 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,057 | 0,062 | 0,057 | 0,064 | 0,046 | 0,057 | 0,058 | 0,070 |
| <i>disciplina</i> | 0,211 | 0,147 | 0,219 | 0,150 | 0,301* | 0,157 | 0,221 | 0,164 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,862*** | 0,598 | 2,879*** | 0,672 | 2,777*** | 0,674 | 2,894*** | 0,950 |
| <i>educamadre</i> | 7,031*** | 1,775 | 6,702*** | 1,797 | 6,085*** | 1,792 | 6,724*** | 1,971 |
| <i>educapadre</i> | 3,921** | 1,631 | 3,989** | 1,648 | 4,742*** | 1,647 | 3,993** | 1,656 |
| <i>emppadre</i> | 0,234 | 0,624 | 0,219 | 0,642 | 0,270 | 0,651 | 0,222 | 0,662 |
| <i>STRATIO</i> | 2,447*** | 0,536 | 2,460*** | 0,610 | 2,251*** | 0,598 | 2,444*** | 0,922 |
| <i>SCMATEDU</i> | 6,640*** | 2,464 | 6,518** | 2,588 | 6,253** | 2,609 | 6,584* | 3,702 |
| <i>autonomia</i> | 0,369* | 0,223 | 0,386 | 0,258 | 0,482* | 0,261 | 0,393 | 0,411 |
| <i>SCHSIZE</i> | -3,860*** | 0,542 | -3,991*** | 0,694 | -4,190*** | 0,699 | -4,018*** | 1,304 |
| Total | 32,199*** | 3,171 | 31,297*** | 7,800 | 28,250*** | 7,748 | 30,849 | 20,226 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 4,568 | 4,150 | -96,294*** | 34,081 | -108,528*** | 34,085 | -118,081 | 87,742 |
| <i>sexo</i> | -1,765 | 1,916 | 5,895** | 2,887 | 6,514** | 2,911 | 7,514 | 5,514 |
| <i>esfuerzo</i> | -1,046 | 0,928 | 0,750 | 1,053 | 0,541 | 1,056 | 1,098 | 1,264 |
| <i>disciplina</i> | -0,048 | 0,862 | 1,116 | 0,970 | 1,597* | 0,962 | 1,330 | 1,084 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,120*** | 1,023 | 4,602*** | 1,213 | 4,403*** | 1,221 | 4,717*** | 1,589 |
| <i>educamadre</i> | 5,036 | 3,749 | 8,592** | 4,031 | 7,642* | 4,035 | 9,527** | 4,466 |
| <i>educapadre</i> | 1,392 | 3,357 | 4,615 | 3,604 | 6,307* | 3,609 | 5,305 | 3,730 |
| <i>emppadre</i> | 1,352 | 6,068 | 4,059 | 6,424 | 4,296 | 6,514 | 4,644 | 6,695 |
| <i>STRATIO</i> | -7,505* | 3,840 | -10,845** | 4,510 | -9,442** | 4,482 | -11,397 | 6,960 |
| <i>SCMATEDU</i> | 1,495 | 1,206 | 3,854*** | 1,409 | 3,798*** | 1,423 | 4,331** | 1,894 |
| <i>autonomia</i> | 4,495 | 8,363 | 15,821 | 10,391 | 20,065* | 10,376 | 18,157 | 15,971 |
| <i>SCHSIZE</i> | 7,971*** | 2,310 | 14,287*** | 3,235 | 15,247*** | 3,240 | 15,543*** | 5,954 |
| <i>constante</i> | 41,353*** | 13,840 | 86,924*** | 22,813 | 91,212*** | 22,914 | 97,128* | 52,165 |
| Total | 61,418*** | 2,528 | 43,376*** | 4,252 | 43,652*** | 4,326 | 39,816*** | 5,138 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -1,244 | 1,131 | 26,192*** | 9,329 | 29,520*** | 9,346 | 32,118 | 23,900 |
| <i>sexo</i> | -0,040 | 0,057 | 0,106 | 0,135 | 0,117 | 0,147 | 0,135 | 0,187 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,053 | 0,063 | -0,035 | 0,057 | -0,025 | 0,053 | -0,051 | 0,073 |
| <i>disciplina</i> | 0,008 | 0,150 | -0,188 | 0,171 | -0,269 | 0,177 | -0,224 | 0,192 |
| <i>muchoslibros</i> | -2,846*** | 0,720 | -3,176*** | 0,851 | -3,038*** | 0,855 | -3,255*** | 1,108 |
| <i>educamadre</i> | -2,502 | 1,864 | -4,284** | 2,012 | -3,810* | 2,013 | -4,750** | 2,229 |
| <i>educapadre</i> | -0,721 | 1,738 | -2,394 | 1,870 | -3,271* | 1,873 | -2,752 | 1,936 |
| <i>emppadre</i> | -0,143 | 0,642 | -0,429 | 0,681 | -0,455 | 0,690 | -0,491 | 0,710 |
| <i>STRATIO</i> | -0,983* | 0,511 | -1,430** | 0,610 | -1,245** | 0,603 | -1,503 | 0,929 |
| <i>SCMATEDU</i> | -3,396 | 2,737 | -8,710*** | 3,176 | -8,584*** | 3,208 | -9,788** | 4,273 |
| <i>autonomia</i> | -0,124 | 0,231 | -0,426 | 0,287 | -0,540* | 0,291 | -0,489 | 0,436 |
| <i>SCHSIZE</i> | 1,767*** | 0,528 | 3,223*** | 0,767 | 3,440*** | 0,773 | 3,507** | 1,367 |
| Total | -10,171*** | 3,444 | 8,449 | 8,621 | 11,839 | 8,616 | 12,457 | 20,757 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 37: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Chile, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 466,466*** | 1,270 | 466,466*** | 1,664 | 466,448*** | 1,688 | 466,466*** | 1,709 |
| <i>Público</i> | 414,814*** | 1,722 | 414,814*** | 2,488 | 414,887*** | 2,772 | 414,814*** | 2,844 |
| Diferencia | 51,652*** | 2,140 | 51,652*** | 2,993 | 51,561*** | 3,245 | 51,652*** | 3,318 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 10,828*** | 0,944 | 28,492*** | 5,900 | 29,227*** | 5,988 | 29,835*** | 6,492 |
| <i>sexo</i> | 0,055 | 0,097 | 0,108 | 0,190 | 0,108 | 0,190 | 0,112 | 0,197 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,335** | 0,159 | 0,343** | 0,168 | 0,346** | 0,170 | 0,344** | 0,169 |
| <i>disciplina</i> | 0,208* | 0,112 | 0,225* | 0,128 | 0,225* | 0,129 | 0,227* | 0,130 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,211*** | 0,416 | 3,121*** | 0,437 | 3,136*** | 0,440 | 3,115*** | 0,441 |
| <i>educamadre</i> | 4,669*** | 0,747 | 2,986*** | 1,037 | 2,834*** | 1,047 | 2,858*** | 1,085 |
| <i>educapadre</i> | 6,433*** | 0,799 | 5,622*** | 0,953 | 5,642*** | 0,964 | 5,561*** | 0,978 |
| <i>emppadre</i> | -0,054 | 0,147 | -0,038 | 0,178 | -0,035 | 0,180 | -0,037 | 0,182 |
| <i>STRATIO</i> | -2,196*** | 0,554 | -1,884*** | 0,678 | -1,894*** | 0,687 | -1,860*** | 0,695 |
| <i>SCMATEDU</i> | 5,841*** | 0,879 | 4,199*** | 1,107 | 4,121*** | 1,119 | 4,074*** | 1,149 |
| <i>autonomia</i> | -0,344 | 0,257 | -0,108 | 0,300 | -0,097 | 0,303 | -0,090 | 0,307 |
| <i>SCHSIZE</i> | 3,813*** | 0,563 | 2,817*** | 0,707 | 2,753*** | 0,714 | 2,741*** | 0,733 |
| Total | 32,797*** | 1,703 | 45,884*** | 4,871 | 46,365*** | 4,946 | 46,879*** | 5,292 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 12,772*** | 3,600 | 15,817 | 36,321 | 1,058 | 34,459 | -0,456 | 37,269 |
| <i>sexo</i> | 2,693 | 1,969 | 3,094 | 2,910 | 4,044 | 2,989 | 3,938 | 3,099 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,720 | 1,286 | 2,450 | 1,691 | 2,850 | 1,767 | 2,949 | 1,808 |
| <i>disciplina</i> | 0,830 | 0,828 | 1,567 | 1,013 | 1,732 | 1,067 | 1,765 | 1,089 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,524** | 1,239 | 2,223 | 1,423 | 2,400 | 1,523 | 2,172 | 1,558 |
| <i>educamadre</i> | 9,232*** | 3,523 | 7,985 | 4,931 | 8,459* | 5,134 | 8,901* | 5,313 |
| <i>educapadre</i> | 15,305*** | 3,526 | 12,192*** | 4,347 | 11,942*** | 4,569 | 11,888** | 4,668 |
| <i>emppadre</i> | 9,334 | 5,781 | 12,235* | 7,098 | 13,044* | 7,495 | 13,009* | 7,628 |
| <i>STRATIO</i> | -11,867 | 8,039 | -3,902 | 8,577 | -2,509 | 9,199 | -1,976 | 9,424 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,186*** | 0,275 | -0,969*** | 0,319 | -0,960*** | 0,337 | -0,963*** | 0,344 |
| <i>autonomia</i> | -27,137*** | 6,590 | -28,802*** | 8,484 | -30,213*** | 8,860 | -30,322*** | 9,049 |
| <i>SCHSIZE</i> | -26,176*** | 5,056 | -7,811 | 10,337 | -2,389 | 9,873 | -1,521 | 10,354 |
| <i>constante</i> | 40,842*** | 11,976 | 3,152 | 28,096 | 7,622 | 28,261 | 7,270 | 30,197 |
| Total | 27,886*** | 2,537 | 19,231*** | 4,378 | 17,081*** | 4,292 | 16,654*** | 4,466 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -2,913*** | 0,847 | -3,607 | 8,287 | -0,241 | 7,859 | 0,104 | 8,499 |
| <i>sexo</i> | 0,044 | 0,083 | 0,050 | 0,100 | 0,066 | 0,125 | 0,064 | 0,123 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,073 | 0,134 | -0,248 | 0,200 | -0,288 | 0,215 | -0,298 | 0,221 |
| <i>disciplina</i> | -0,152 | 0,161 | -0,288 | 0,211 | -0,318 | 0,225 | -0,324 | 0,230 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,311** | 0,654 | -1,155 | 0,746 | -1,247 | 0,798 | -1,128 | 0,815 |
| <i>educamadre</i> | -2,676*** | 1,035 | -2,314 | 1,436 | -2,451 | 1,496 | -2,580* | 1,548 |
| <i>educapadre</i> | -4,421*** | 1,056 | -3,522*** | 1,275 | -3,449*** | 1,338 | -3,434** | 1,366 |
| <i>emppadre</i> | -0,373 | 0,250 | -0,490 | 0,309 | -0,522 | 0,327 | -0,521 | 0,332 |
| <i>STRATIO</i> | 1,845 | 1,254 | 0,607 | 1,334 | 0,390 | 1,431 | 0,307 | 1,466 |
| <i>SCMATEDU</i> | -7,432*** | 1,448 | -6,073*** | 1,849 | -6,013*** | 1,968 | -6,032*** | 2,015 |
| <i>autonomia</i> | 1,388*** | 0,421 | 1,474*** | 0,510 | 1,546*** | 0,533 | 1,551*** | 0,542 |
| <i>SCHSIZE</i> | 7,043*** | 1,407 | 2,102 | 2,783 | 0,643 | 2,657 | 0,409 | 2,786 |
| Total | -9,031*** | 2,164 | -13,464** | 5,779 | -11,886** | 5,717 | -11,881* | 6,118 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 38: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Colombia, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | Coef. | S.E. | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | | | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 436,715*** | 2,542 | 436,715*** | 3,767 | 437,078*** | 3,443 | 436,715*** | 4,072 |
| <i>Público</i> | 394,238*** | 1,152 | 394,238*** | 2,257 | 394,278*** | 2,264 | 394,238*** | 2,355 |
| Diferencia | 42,477*** | 2,791 | 42,477*** | 4,391 | 42,800*** | 4,121 | 42,477*** | 4,704 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| norepitente | 6,161*** | 0,905 | 23,074* | 12,844 | 20,344* | 11,395 | 25,691* | 15,895 |
| <i>sexo</i> | -0,307 | 0,373 | -0,356 | 0,437 | -0,339 | 0,414 | -0,364 | 0,447 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,020 | 0,063 | -0,001 | 0,031 | -0,003 | 0,029 | 0,002 | 0,035 |
| <i>disciplina</i> | 1,121*** | 0,362 | 0,696 | 0,525 | 0,759 | 0,480 | 0,631 | 0,595 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,823*** | 0,835 | 2,753*** | 1,019 | 2,828*** | 0,954 | 2,742** | 1,084 |
| <i>educamadre</i> | 6,248*** | 1,853 | 1,572 | 4,357 | 2,220 | 3,965 | 0,849 | 5,147 |
| <i>educapadre</i> | 4,659*** | 1,443 | 4,880*** | 1,892 | 4,905*** | 1,756 | 4,914** | 2,030 |
| <i>emppadre</i> | -0,078 | 0,179 | 0,252 | 0,356 | 0,174 | 0,312 | 0,303 | 0,412 |
| <i>STRATIO</i> | 2,416*** | 0,679 | 2,040*** | 0,698 | 2,123*** | 0,688 | 1,982*** | 0,732 |
| <i>SCMATEDU</i> | 18,061*** | 3,663 | 11,275 | 7,149 | 12,176* | 6,510 | 10,226 | 8,343 |
| <i>autonomia</i> | 3,596*** | 0,714 | 3,652*** | 1,036 | 3,611*** | 0,949 | 3,661*** | 1,126 |
| <i>SCHSIZE</i> | -3,627*** | 0,749 | -2,563** | 1,219 | -2,862*** | 1,085 | -2,398* | 1,398 |
| Total | 41,053*** | 4,637 | 47,276*** | 7,641 | 45,936*** | 6,905 | 48,239*** | 8,677 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 1,386 | 3,938 | -27,337 | 76,919 | -42,357 | 70,592 | -20,928 | 92,902 |
| <i>sexo</i> | -3,373 | 2,692 | 5,200 | 5,606 | 6,098 | 5,338 | 5,517 | 6,180 |
| <i>esfuerzo</i> | -4,089** | 1,845 | -1,372 | 2,707 | -1,536 | 2,541 | -1,067 | 2,973 |
| <i>disciplina</i> | 3,293** | 1,295 | 1,630 | 2,195 | 1,867 | 2,042 | 1,382 | 2,458 |
| <i>muchoslibros</i> | 0,271 | 1,455 | 2,203 | 2,005 | 2,339 | 1,931 | 2,314 | 2,132 |
| <i>educamadre</i> | 10,148* | 5,513 | 4,631 | 12,893 | 6,497 | 11,846 | 3,070 | 15,101 |
| <i>educapadre</i> | 11,162** | 5,075 | 9,503 | 6,959 | 9,574 | 6,561 | 9,467 | 7,435 |
| <i>emppadre</i> | 4,487 | 5,832 | 6,936 | 11,270 | 4,289 | 10,228 | 7,981 | 12,837 |
| <i>STRATIO</i> | -54,638*** | 5,938 | -49,416*** | 11,317 | -50,800*** | 10,398 | -48,294*** | 12,841 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,060 | 0,170 | 0,063 | 0,184 | 0,069 | 0,200 | 0,060 | 0,177 |
| <i>autonomia</i> | 46,431*** | 7,775 | 40,753*** | 11,980 | 40,223*** | 11,145 | 40,453*** | 12,966 |
| <i>SCHSIZE</i> | 6,252** | 3,020 | 5,774 | 6,013 | 7,234 | 5,380 | 5,287 | 6,887 |
| <i>constante</i> | 3,751 | 12,542 | 13,455 | 74,995 | 28,826 | 68,108 | 5,962 | 90,653 |
| Total | 25,142*** | 3,224 | 12,024* | 6,441 | 12,325* | 6,355 | 11,204 | 6,928 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -0,263 | 0,748 | 5,192 | 14,618 | 8,045 | 13,430 | 3,975 | 17,650 |
| <i>sexo</i> | 0,070 | 0,101 | -0,108 | 0,174 | -0,126 | 0,188 | -0,114 | 0,188 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,053 | 0,160 | 0,018 | 0,064 | 0,020 | 0,068 | 0,014 | 0,057 |
| <i>disciplina</i> | -0,890** | 0,383 | -0,441 | 0,598 | -0,505 | 0,559 | -0,373 | 0,667 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,177 | 0,951 | -1,440 | 1,314 | -1,529 | 1,266 | -1,513 | 1,397 |
| <i>educamadre</i> | -3,597* | 1,960 | -1,642 | 4,571 | -2,303 | 4,200 | -1,088 | 5,353 |
| <i>educapadre</i> | -3,368** | 1,540 | -2,868 | 2,105 | -2,889 | 1,985 | -2,857 | 2,248 |
| <i>emppadre</i> | -0,153 | 0,205 | -0,237 | 0,392 | -0,147 | 0,352 | -0,273 | 0,447 |
| <i>STRATIO</i> | -2,377*** | 0,683 | -2,150*** | 0,754 | -2,210*** | 0,742 | -2,101*** | 0,790 |
| <i>SCMATEDU</i> | -9,977** | 4,056 | -10,545 | 8,045 | -11,576 | 7,487 | -9,955 | 9,223 |
| <i>autonomia</i> | -4,377*** | 0,780 | -3,841*** | 1,153 | -3,792*** | 1,075 | -3,813*** | 1,244 |
| <i>SCHSIZE</i> | 1,340** | 0,668 | 1,237 | 1,297 | 1,550 | 1,168 | 1,133 | 1,482 |
| Total | -23,718*** | 4,920 | -16,823* | 9,061 | -15,461* | 8,541 | -16,965* | 10,131 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 39: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Costa Rica, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 490,890*** | 2,553 | 490,890*** | 2,710 | 490,580*** | 2,824 | 490,890*** | 7,103 |
| <i>Público</i> | 420,177*** | 1,085 | 420,177*** | 1,485 | 420,112*** | 1,487 | 420,177*** | 1,498 |
| Diferencia | 70,713*** | 2,774 | 70,713*** | 3,090 | 70,468*** | 3,192 | 70,713*** | 7,259 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 17,134*** | 2,338 | 26,198 | 15,998 | 30,637* | 15,867 | 106,217 | 289,962 |
| <i>sexo</i> | 0,431 | 0,402 | 0,481 | 0,453 | 0,514 | 0,482 | 0,920 | 1,774 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,044 | 0,099 | -0,052 | 0,105 | -0,060 | 0,111 | -0,128 | 0,375 |
| <i>disciplina</i> | -0,396 | 0,370 | -0,297 | 0,417 | -0,160 | 0,413 | 0,577 | 3,356 |
| <i>muchoslibros</i> | 5,615*** | 1,160 | 5,403*** | 1,164 | 5,300*** | 1,175 | 3,536 | 7,177 |
| <i>educamadre</i> | 1,330 | 2,544 | 1,269 | 2,598 | 1,417 | 2,653 | 0,727 | 5,678 |
| <i>educapadre</i> | 4,013* | 2,052 | 3,921** | 1,997 | 3,971** | 2,007 | 3,110 | 4,914 |
| <i>emppadre</i> | -0,259 | 0,269 | -0,327 | 0,314 | -0,356 | 0,329 | -0,932 | 2,367 |
| <i>STRATIO</i> | -1,188* | 0,714 | -0,564 | 1,271 | -0,413 | 1,275 | 4,940 | 19,927 |
| <i>SCMATEDU</i> | 10,381*** | 3,262 | 11,729*** | 4,025 | 12,540*** | 4,086 | 23,628 | 42,618 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -9,142*** | 2,175 | -7,166* | 3,945 | -6,653* | 3,942 | 10,270 | 62,856 |
| Total | 27,876*** | 5,467 | 40,594* | 22,703 | 46,737** | 22,524 | 152,864 | 405,018 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 13,554* | 7,244 | -17,541 | 54,560 | -3,144 | 54,053 | 244,710 | 955,190 |
| <i>sexo</i> | -1,462 | 2,504 | 1,285 | 3,252 | 0,545 | 3,265 | -7,971 | 33,386 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,531 | 1,709 | -0,117 | 1,769 | -0,003 | 1,792 | 1,276 | 6,370 |
| <i>disciplina</i> | -1,854 | 1,413 | -1,204 | 1,622 | -0,706 | 1,624 | 1,836 | 11,665 |
| <i>muchoslibros</i> | 1,591 | 1,767 | 3,164 | 1,931 | 3,047 | 1,946 | 0,742 | 9,552 |
| <i>educamadre</i> | -1,441 | 6,468 | 0,439 | 6,722 | 0,970 | 6,848 | -0,839 | 14,053 |
| <i>educapadre</i> | 12,250** | 5,831 | 12,662** | 5,792 | 12,766** | 5,817 | 10,465 | 13,551 |
| <i>emppadre</i> | -10,151 | 7,124 | -10,285 | 8,223 | -11,063 | 8,521 | -26,138 | 61,625 |
| <i>STRATIO</i> | -3,381 | 3,331 | -4,300 | 4,515 | -3,782 | 4,522 | 11,541 | 57,559 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,039 | 0,529 | 1,065 | 0,708 | 1,173 | 0,722 | 2,830 | 6,287 |
| <i>autonomia</i> | -15,034* | 8,241 | -5,225 | 11,470 | -4,506 | 11,450 | -5,006 | 11,568 |
| <i>SCHSIZE</i> | 9,431** | 3,799 | 7,416 | 7,067 | 6,392 | 7,069 | -23,579 | 111,859 |
| <i>constante</i> | 41,802*** | 14,811 | 45,395 | 48,005 | 30,852 | 47,717 | -177,385 | 811,959 |
| Total | 44,813*** | 3,579 | 32,752*** | 4,674 | 32,540*** | 4,662 | 32,482*** | 7,392 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -4,114* | 2,210 | 5,325 | 16,564 | 0,954 | 16,407 | -74,280 | 289,968 |
| <i>sexo</i> | -0,069 | 0,133 | 0,060 | 0,162 | 0,026 | 0,155 | -0,375 | 1,606 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,029 | 0,099 | -0,006 | 0,097 | -0,000 | 0,098 | 0,070 | 0,357 |
| <i>disciplina</i> | 0,534 | 0,428 | 0,347 | 0,475 | 0,203 | 0,470 | -0,529 | 3,363 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,206 | 1,341 | -2,398 | 1,471 | -2,310 | 1,482 | -0,562 | 7,241 |
| <i>educamadre</i> | 0,590 | 2,647 | -0,179 | 2,751 | -0,397 | 2,803 | 0,343 | 5,751 |
| <i>educapadre</i> | -4,492** | 2,151 | -4,643** | 2,137 | -4,682** | 2,146 | -3,838 | 4,973 |
| <i>emppadre</i> | 0,386 | 0,306 | 0,391 | 0,344 | 0,421 | 0,359 | 0,995 | 2,373 |
| <i>STRATIO</i> | 1,170 | 1,176 | 1,488 | 1,590 | 1,309 | 1,586 | -3,995 | 19,938 |
| <i>SCMATEDU</i> | -0,267 | 3,602 | -7,262 | 4,597 | -7,993* | 4,649 | -19,287 | 42,676 |
| <i>autonomia</i> | 0,221* | 0,125 | 0,077 | 0,169 | 0,066 | 0,169 | 0,074 | 0,171 |
| <i>SCHSIZE</i> | 5,300** | 2,165 | 4,167 | 3,981 | 3,592 | 3,980 | -13,250 | 62,863 |
| Total | -1,976 | 5,859 | -2,633 | 22,991 | -8,809 | 22,793 | -114,633 | 405,016 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 40: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. México, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 449,822*** | 1,385 | 449,999*** | 3,023 | 450,045*** | 3,035 | 449,999*** | 3,274 |
| <i>Público</i> | 412,291*** | 0,525 | 412,545*** | 0,878 | 412,527*** | 0,876 | 412,545*** | 0,881 |
| Diferencia | 37,532*** | 1,482 | 37,453*** | 3,148 | 37,518*** | 3,159 | 37,453*** | 3,391 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 3,647*** | 0,773 | 46,021** | 18,642 | 46,249** | 18,720 | 50,559** | 22,387 |
| <i>sexo</i> | -0,247** | 0,118 | -0,594* | 0,324 | -0,604* | 0,327 | -0,632* | 0,357 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,131 | 0,101 | 0,050 | 0,084 | 0,049 | 0,084 | 0,040 | 0,090 |
| <i>disciplina</i> | 0,067 | 0,063 | 0,037 | 0,105 | 0,033 | 0,105 | 0,034 | 0,113 |
| <i>muchoslibros</i> | 3,816*** | 0,599 | 3,255*** | 1,098 | 3,330*** | 1,098 | 3,193*** | 1,185 |
| <i>educamadre</i> | 4,913*** | 1,462 | 7,115*** | 2,682 | 7,050*** | 2,690 | 7,336** | 2,902 |
| <i>educapadre</i> | 6,759*** | 1,362 | 8,629*** | 2,742 | 8,258*** | 2,716 | 8,835*** | 2,979 |
| <i>emppadre</i> | 0,176 | 0,315 | 0,804 | 0,586 | 0,814 | 0,588 | 0,871 | 0,642 |
| <i>STRATIO</i> | 3,247*** | 1,093 | -1,019 | 4,297 | -0,842 | 4,328 | -1,477 | 4,773 |
| <i>SCMATEDU</i> | 15,666*** | 1,835 | 12,518*** | 3,710 | 12,442*** | 3,724 | 12,202*** | 4,060 |
| <i>autonomia</i> | -0,698 | 0,831 | -5,016 | 3,055 | -5,063* | 3,070 | -5,480 | 3,415 |
| <i>SCHSIZE</i> | -8,841*** | 1,985 | -1,048 | 4,963 | -0,935 | 4,986 | -0,191 | 5,641 |
| Total | 28,635*** | 3,243 | 70,752*** | 19,894 | 70,780*** | 19,972 | 75,289*** | 23,670 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -19,387*** | 5,639 | 157,381 | 136,729 | 159,448 | 137,287 | 189,855 | 164,100 |
| <i>sexo</i> | -0,711 | 1,510 | -3,637 | 5,257 | -3,935 | 5,271 | -4,567 | 6,088 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,096 | 0,881 | -1,227 | 1,839 | -1,228 | 1,846 | -1,451 | 2,047 |
| <i>disciplina</i> | -0,206 | 0,737 | -0,220 | 1,328 | -0,255 | 1,333 | -0,257 | 1,432 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,078** | 0,975 | 1,523 | 1,676 | 1,598 | 1,676 | 1,438 | 1,787 |
| <i>educamadre</i> | 5,739** | 2,776 | 13,629*** | 5,018 | 13,508*** | 5,033 | 14,052*** | 5,405 |
| <i>educapadre</i> | 6,736** | 2,808 | 11,141** | 5,528 | 10,434* | 5,479 | 11,550* | 5,982 |
| <i>emppadre</i> | 0,653 | 3,705 | 6,759 | 6,777 | 6,911 | 6,794 | 7,497 | 7,380 |
| <i>STRATIO</i> | -5,285*** | 1,906 | 3,586 | 7,451 | 3,262 | 7,504 | 4,390 | 8,275 |
| <i>SCMATEDU</i> | 2,351*** | 0,584 | 3,350*** | 1,154 | 3,321*** | 1,157 | 3,269*** | 1,251 |
| <i>autonomia</i> | -18,130 | 11,126 | -76,271* | 40,488 | -77,135* | 40,676 | -82,426* | 45,233 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,038 | 1,430 | 0,092 | 3,536 | 0,002 | 3,551 | -0,493 | 4,012 |
| <i>constante</i> | 45,260*** | 12,760 | -109,743 | 123,750 | -109,471 | 124,206 | -136,583 | 146,793 |
| Total | 21,230*** | 1,843 | 6,364* | 3,457 | 6,459* | 3,464 | 6,274* | 3,653 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 2,686*** | 0,788 | -21,457 | 18,660 | -21,739 | 18,736 | -25,885 | 22,395 |
| <i>sexo</i> | 0,028 | 0,061 | 0,141 | 0,213 | 0,153 | 0,215 | 0,178 | 0,249 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,004 | 0,035 | 0,053 | 0,087 | 0,053 | 0,087 | 0,062 | 0,097 |
| <i>disciplina</i> | 0,017 | 0,061 | 0,018 | 0,109 | 0,021 | 0,110 | 0,021 | 0,118 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,509** | 0,710 | -1,106 | 1,217 | -1,160 | 1,217 | -1,044 | 1,297 |
| <i>educamadre</i> | -3,175** | 1,537 | -7,542*** | 2,780 | -7,475*** | 2,788 | -7,776*** | 2,994 |
| <i>educapadre</i> | -3,434** | 1,432 | -5,680** | 2,820 | -5,320* | 2,795 | -5,889* | 3,051 |
| <i>emppadre</i> | -0,059 | 0,333 | -0,607 | 0,610 | -0,620 | 0,611 | -0,673 | 0,664 |
| <i>STRATIO</i> | -3,044*** | 1,100 | 2,070 | 4,300 | 1,882 | 4,331 | 2,534 | 4,776 |
| <i>SCMATEDU</i> | -8,074*** | 1,979 | -11,441*** | 3,915 | -11,341*** | 3,927 | -11,163*** | 4,250 |
| <i>autonomia</i> | 1,370 | 0,842 | 5,758* | 3,064 | 5,823* | 3,079 | 6,223* | 3,423 |
| <i>SCHSIZE</i> | 2,862 | 2,008 | 0,130 | 5,000 | 0,003 | 5,022 | -0,697 | 5,674 |
| Total | -12,334*** | 3,416 | -39,663** | 19,942 | -39,722** | 20,019 | -44,110* | 23,704 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 41: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Perú, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 420,939*** | 2,287 | 420,939*** | 2,991 | 421,105*** | 2,846 | 420,939*** | 3,044 |
| <i>Público</i> | 360,826*** | 1,064 | 360,826*** | 1,575 | 360,818*** | 1,568 | 360,826*** | 1,612 |
| Diferencia | 60,112*** | 2,522 | 60,112*** | 3,380 | 60,287*** | 3,249 | 60,112*** | 3,445 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 8,427*** | 1,348 | 26,274* | 14,619 | 23,966* | 13,550 | 27,161* | 15,613 |
| <i>sexo</i> | -0,022 | 0,172 | -0,026 | 0,207 | -0,026 | 0,203 | -0,026 | 0,209 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,033 | 0,170 | -0,021 | 0,110 | -0,022 | 0,116 | -0,021 | 0,107 |
| <i>disciplina</i> | -0,162 | 0,146 | -0,142 | 0,152 | -0,143 | 0,149 | -0,141 | 0,153 |
| <i>muchoslibros</i> | 4,088*** | 0,726 | 3,482*** | 0,841 | 3,544*** | 0,821 | 3,452*** | 0,862 |
| <i>educamadre</i> | 8,154*** | 2,031 | 4,361 | 3,978 | 4,993 | 3,680 | 4,173 | 4,177 |
| <i>educapadre</i> | 2,428 | 2,196 | 1,643 | 2,802 | 1,806 | 2,672 | 1,604 | 2,853 |
| <i>emppadre</i> | -0,162 | 0,455 | -0,535 | 0,721 | -0,463 | 0,681 | -0,553 | 0,743 |
| <i>STRATIO</i> | -2,188*** | 0,711 | -1,480 | 0,907 | -1,514* | 0,878 | -1,444 | 0,933 |
| <i>SCMATEDU</i> | 11,331*** | 3,087 | 8,846** | 4,031 | 8,923** | 3,877 | 8,723** | 4,128 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -2,842** | 1,182 | -0,445 | 2,311 | -0,684 | 2,197 | -0,326 | 2,428 |
| Total | 29,020*** | 5,252 | 41,959*** | 13,035 | 40,380*** | 12,273 | 42,602*** | 13,713 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 4,593 | 5,889 | 8,230 | 69,646 | -1,922 | 64,783 | 8,330 | 74,432 |
| <i>sexo</i> | 1,730 | 2,365 | 4,511 | 2,939 | 4,602 | 2,864 | 4,654 | 3,000 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,918 | 1,314 | 0,881 | 1,896 | 1,010 | 1,826 | 0,881 | 1,950 |
| <i>disciplina</i> | 0,723 | 0,760 | 1,092 | 0,867 | 1,118 | 0,849 | 1,111 | 0,879 |
| <i>muchoslibros</i> | 2,327** | 1,155 | 2,029 | 1,488 | 2,085 | 1,449 | 2,015 | 1,532 |
| <i>educamadre</i> | 6,738 | 4,905 | 3,547 | 9,396 | 5,132 | 8,727 | 3,394 | 9,855 |
| <i>educapadre</i> | -2,240 | 7,227 | 2,530 | 9,325 | 3,110 | 8,925 | 2,774 | 9,508 |
| <i>emppadre</i> | -1,184 | 6,252 | -5,735 | 9,686 | -4,706 | 9,200 | -5,961 | 9,970 |
| <i>STRATIO</i> | -45,543*** | 6,175 | -37,934*** | 8,039 | -38,306*** | 7,850 | -37,553*** | 8,258 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,079 | 0,391 | 0,409 | 0,514 | 0,410 | 0,496 | 0,426 | 0,526 |
| <i>autonomia</i> | -20,522*** | 5,302 | -3,588 | 8,178 | -3,524 | 8,141 | -2,730 | 8,438 |
| <i>SCHSIZE</i> | -3,550 | 3,169 | -6,550 | 6,159 | -6,013 | 5,866 | -6,696 | 6,464 |
| <i>constante</i> | 85,609*** | 14,066 | 47,323 | 54,429 | 54,064 | 51,068 | 45,447 | 57,867 |
| Total | 29,679*** | 2,860 | 16,746*** | 4,113 | 17,059*** | 4,048 | 16,090*** | 4,252 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -0,977 | 1,255 | -1,751 | 14,818 | 0,409 | 13,783 | -1,772 | 15,837 |
| <i>sexo</i> | -0,007 | 0,056 | -0,018 | 0,145 | -0,019 | 0,148 | -0,019 | 0,150 |
| <i>esfuerzo</i> | 0,010 | 0,053 | 0,010 | 0,053 | 0,011 | 0,059 | 0,010 | 0,053 |
| <i>disciplina</i> | 0,124 | 0,146 | 0,187 | 0,178 | 0,192 | 0,177 | 0,191 | 0,181 |
| <i>muchoslibros</i> | -1,375** | 0,695 | -1,199 | 0,887 | -1,232 | 0,864 | -1,191 | 0,912 |
| <i>educamadre</i> | -2,939 | 2,142 | -1,547 | 4,098 | -2,238 | 3,807 | -1,480 | 4,299 |
| <i>educapadre</i> | 0,704 | 2,271 | -0,795 | 2,930 | -0,977 | 2,804 | -0,872 | 2,987 |
| <i>emppadre</i> | 0,091 | 0,483 | 0,443 | 0,751 | 0,363 | 0,713 | 0,460 | 0,773 |
| <i>STRATIO</i> | 6,140*** | 1,129 | 5,114*** | 1,256 | 5,164*** | 1,237 | 5,063*** | 1,279 |
| <i>SCMATEDU</i> | 0,662 | 3,264 | 3,421 | 4,245 | 3,426 | 4,097 | 3,558 | 4,345 |
| <i>autonomia</i> | 0,344*** | 0,098 | 0,060 | 0,137 | 0,059 | 0,137 | 0,046 | 0,142 |
| <i>SCHSIZE</i> | -1,364 | 1,222 | -2,517 | 2,374 | -2,310 | 2,261 | -2,573 | 2,492 |
| Total | 1,413 | 5,435 | 1,408 | 13,259 | 2,848 | 12,531 | 1,421 | 13,955 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.

Anexo 42: Descomposición OB detallada para los factores individuales, familiares y escolares. Uruguay, Ciencias en PISA 2012.

| | MCO | | Variables Instrumentales | | | | | |
|----------------------|------------|--------|--------------------------|--------|------------|--------|------------|---------|
| | | | 2sls | | GMM | | LIML | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| Diferencial | | | | | | | | |
| <i>Privado</i> | 501,253*** | 2,617 | 502,259*** | 3,364 | 502,186*** | 3,414 | 502,259*** | 3,475 |
| <i>Público</i> | 405,540*** | 1,334 | 407,426*** | 1,704 | 407,454*** | 1,698 | 407,426*** | 1,749 |
| Diferencia | 95,712*** | 2,937 | 94,832*** | 3,771 | 94,732*** | 3,813 | 94,832*** | 3,890 |
| Dotaciones | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 22,029*** | 3,543 | 71,135** | 35,204 | 73,417** | 35,895 | 75,914* | 40,302 |
| <i>sexo</i> | -0,143 | 0,363 | -0,093 | 0,535 | -0,093 | 0,536 | -0,095 | 0,550 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,036 | 0,179 | -0,046 | 0,145 | -0,044 | 0,140 | -0,044 | 0,141 |
| <i>disciplina</i> | 0,193 | 0,202 | 0,073 | 0,218 | 0,079 | 0,220 | 0,061 | 0,225 |
| <i>muchoslibros</i> | 5,992*** | 1,354 | 5,725*** | 1,501 | 5,746*** | 1,515 | 5,671*** | 1,539 |
| <i>educamadre</i> | 7,541** | 3,792 | 6,349 | 4,977 | 6,171 | 5,045 | 6,144 | 5,177 |
| <i>educapadre</i> | 4,817** | 2,291 | 2,701 | 3,035 | 2,453 | 3,063 | 2,536 | 3,191 |
| <i>emppadre</i> | -0,803 | 0,695 | -0,505 | 0,823 | -0,494 | 0,831 | -0,452 | 0,859 |
| <i>STRATIO</i> | 11,602*** | 2,416 | 9,249*** | 2,926 | 9,158*** | 2,956 | 9,038*** | 3,069 |
| <i>SCMATEDU</i> | 5,003* | 2,619 | 2,099 | 3,721 | 1,951 | 3,781 | 1,853 | 3,949 |
| <i>autonomia</i> | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | | (dropped) | |
| <i>SCHSIZE</i> | -25,572*** | 4,259 | -18,657*** | 6,580 | -18,384*** | 6,666 | -17,990** | 7,131 |
| Total | 30,622*** | 7,048 | 78,030** | 34,478 | 79,960** | 35,161 | 82,636** | 39,307 |
| Coefficientes | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | -12,064 | 9,344 | 57,288 | 94,650 | 64,148 | 96,449 | 64,145 | 108,302 |
| <i>sexo</i> | -8,108*** | 2,871 | -10,022** | 4,888 | -10,110** | 4,965 | -10,198* | 5,311 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,347 | 1,703 | -0,253 | 1,989 | -0,445 | 2,001 | -0,277 | 2,052 |
| <i>disciplina</i> | 0,118 | 1,247 | 0,183 | 1,494 | 0,209 | 1,504 | 0,198 | 1,550 |
| <i>muchoslibros</i> | 0,014 | 2,326 | 2,639 | 2,568 | 2,665 | 2,583 | 2,781 | 2,634 |
| <i>educamadre</i> | -12,527 | 12,487 | 3,022 | 16,893 | 2,120 | 17,085 | 4,235 | 17,648 |
| <i>educapadre</i> | 11,005** | 5,064 | 6,652 | 6,566 | 6,099 | 6,620 | 6,344 | 6,880 |
| <i>emppadre</i> | -11,307 | 10,493 | -7,546 | 12,005 | -7,625 | 12,113 | -6,873 | 12,506 |
| <i>STRATIO</i> | -45,280*** | 9,248 | -34,830*** | 11,418 | -34,718*** | 11,536 | -33,942*** | 11,994 |
| <i>SCMATEDU</i> | 1,925 | 2,705 | -3,861 | 3,860 | -4,159 | 3,915 | -4,375 | 4,094 |
| <i>autonomia</i> | 6,713** | 2,910 | 17,489*** | 4,088 | 17,043*** | 4,077 | 18,383*** | 4,296 |
| <i>SCHSIZE</i> | 21,681*** | 4,472 | 19,648*** | 6,972 | 19,406*** | 7,057 | 19,458** | 7,554 |
| <i>constante</i> | 102,787*** | 19,906 | -17,712 | 87,678 | -22,095 | 89,427 | -29,233 | 99,973 |
| Total | 54,611*** | 3,553 | 32,697*** | 6,616 | 32,538*** | 6,623 | 30,645*** | 7,164 |
| Interacción | | | | | | | | |
| <i>norepitente</i> | 4,619 | 3,580 | -21,553 | 35,616 | -24,134 | 36,295 | -24,133 | 40,753 |
| <i>sexo</i> | 0,112 | 0,286 | 0,061 | 0,354 | 0,062 | 0,357 | 0,062 | 0,360 |
| <i>esfuerzo</i> | -0,004 | 0,029 | -0,005 | 0,041 | -0,009 | 0,047 | -0,005 | 0,043 |
| <i>disciplina</i> | -0,019 | 0,203 | -0,030 | 0,243 | -0,034 | 0,245 | -0,032 | 0,253 |
| <i>muchoslibros</i> | -0,010 | 1,671 | -1,878 | 1,830 | -1,897 | 1,840 | -1,979 | 1,877 |
| <i>educamadre</i> | 4,048 | 4,036 | -0,968 | 5,413 | -0,679 | 5,474 | -1,357 | 5,654 |
| <i>educapadre</i> | -5,349** | 2,470 | -3,240 | 3,201 | -2,971 | 3,227 | -3,090 | 3,354 |
| <i>emppadre</i> | 0,779 | 0,731 | 0,542 | 0,865 | 0,547 | 0,873 | 0,493 | 0,900 |
| <i>STRATIO</i> | -11,532*** | 2,479 | -8,919*** | 2,985 | -8,890*** | 3,015 | -8,692*** | 3,127 |
| <i>SCMATEDU</i> | -1,968 | 2,766 | 3,920 | 3,919 | 4,222 | 3,976 | 4,442 | 4,157 |
| <i>autonomia</i> | -1,144** | 0,497 | -2,936*** | 0,695 | -2,861*** | 0,692 | -3,086*** | 0,730 |
| <i>SCHSIZE</i> | 20,947*** | 4,350 | 19,112*** | 6,798 | 18,877*** | 6,880 | 18,928** | 7,363 |
| Total | 10,480 | 7,301 | -15,894 | 34,902 | -17,767 | 35,573 | -18,449 | 39,763 |

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.15. S.E. Desviación estándar robusta. Variable dependiente: valor medio de PV*SCIE. Imputación de los datos *missing* a través de la metodología *hot-deck*. Fuente: Cálculos propios con base en información PISA 2012, OCDE.