



Pontificia Universidad
JAVERIANA

Pontificia Universidad Javeriana

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

Trabajo de Grado para optar por el título de Magister en Economía

Título:

Determinantes asociados a las desigualdades de género en el desarrollo de competencias financieras: un estudio internacional a partir de los resultados en PISA 2018

Autor:

Andrés Felipe Gil Ortiz

Asesor:

Geovanny Castro Aristizábal

Bogotá D.C.

Febrero de 2021



Pontificia Universidad
JAVERIANA

Determinantes asociados a las desigualdades de género en el desarrollo de competencias financieras: un estudio internacional a partir de los resultados en PISA 2018.

Andrés Felipe Gil

Resumen

El presente trabajo identifica los determinantes asociados a las desigualdades de género en el nivel de conocimiento de temas relacionados con la economía y las finanzas, para los países y/o economías que participaron de las pruebas PISA del año 2018. Además, calcula el peso relativo que tiene el género sobre la heterogeneidad en los resultados de estas pruebas. Para ello, se estimó la Función de Producción Educativa por grupos [hombres y mujeres], a través del método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas para resolver el problema de endogeneidad y posteriormente, se emplearon las técnicas de Oaxaca-Blinder y de Shorrocks- Shapley. Los resultados obtenidos aquí encontraron desigualdades de género significativas, con un desempeño mayor en las mujeres respecto a los hombres, en los casos de Bulgaria e Indonesia, es decir, las mujeres, en promedio, tienen un mayor conocimiento en temas económicos y financieros. Estas desigualdades son causadas, en cierta medida por las diferencias en dotaciones, específicamente, las diferencias que se dan entre hombres y mujeres que no repiten curso y/o que participan activamente en redes sociales. En el caso de Canadá, Estados Unidos y Rusia los hombres obtienen un mayor desempeño en PISA-Financiero 2018, respecto a las mujeres, debido sólo a los factores inobservables que no son atribuibles a las características individuales, familiares o escolares. En Chile, las brechas siguen a favor de los hombres, pero a diferencia de los anteriores países, se dan por factores inobservables de las características individuales. Para Estonia, Italia, Polonia, Portugal y Tartaristán los hombres siguen teniendo un mejor desempeño, pero el efecto dotaciones explica en mayor medida esta desigualdad, donde las características inobservadas de la familia originan estas diferencias [Estonia, Italia y Portugal] y las características individuales [Polonia y Tartaristán]. Por último, se estimó que las características individuales determinan, en promedio, el 28,27% de la variabilidad en todos países participantes en PISA-Financiero 2018, donde el género se constituye como el *input* con mayor peso dentro de estas características [11,1% en promedio].

Palabras clave: Desigualdad de género, Competencias financieras, Oaxaca-Blinder, Shorrocks-Shapley, PISA financiero.

Clasificación JEL: C51, D14, I21, I29.



Pontificia Universidad
JAVERIANA

Determinants associated with gap by gender in the development of financial competences: an international study based on the results in PISA 2018.

Andrés Felipe Gil

Abstract

This work identifies the causes that give rise to gender inequalities in the level of knowledge of issues related to the economy and finance, for the countries or economies that participated in the PISA tests in 2018. In addition, it calculates the relative weight of gender on heterogeneity in the results of these tests. For this, the Educational Production Function was estimated by groups [men and women], through the method of Least Squares in Two Stages, to solve the endogeneity problem, and later the Oaxaca-Blinder and Shorrocks Shapley techniques were used. The results obtained here found significant gender inequalities with a higher performance in women than in men, in the cases of Bulgaria and Indonesia, that is, women, on average, have a greater knowledge of economic and financial issues. These inequalities are caused, in some extent, by the differences in initial endowments, specifically, specifically those differences that exist between men and women who do not repeat a grade and / or who actively participate in social networks. In the case of Canada, the United States and Russia, men obtain a higher performance in PISA-Financial 2018, compared to women, due only to unobservable factors that are not attributable to individual, family, or school characteristics. In Chile, the gaps continue in favor of men, but unlike in the previous countries, they are due to unobservable factors of individual characteristics. For Estonia, Italy, Poland, Portugal and Tatarstan, men continue to perform better, but the endowment effect explains this inequality to a greater extent, where the unobserved characteristics of the family originate these differences [Estonia, Italy, and Portugal] and individual characteristics [Poland and Tatarstan]. Finally, it was estimated that individual characteristics determine, on average, 28.27% of the variability in the results of all the countries participating in PISA-Financiero 2018, where gender is constituted as the input with the greatest weight within these characteristics [11.1 % on average].

Keywords: Gap by gender, Financial competences, Oaxaca-Blinder, Shorrocks-Shapley, Financial PISA,

JEL classification: C51, D14, I21, I29.

AGRADECIMIENTOS / DEDICATORIAS

Agradezco a mi familia, en especial a mi hijo y esposa, por la paciencia y apoyo incondicional para acometer esta y otras aventuras académicas. A mi asesor de tesis Geovanny Castro, por su infinita paciencia e inteligencia para acompañar este trabajo. A Dios por todas sus bendiciones.

Tabla de contenido

1. Introducción.....	1
2. Marco de Referencia y revisión de la literatura.....	6
3. Metodología.....	14
3.1. Datos y fuente de información	14
3.2. Modelo y tratamiento econométrico.....	16
3.3. Descomposición de Oaxaca-Blinder (1973).....	23
3.4. Descomposición de Shorrocks (1999) -Shapley (1953).....	25
4. Resultados.....	28
4.1. Endogeneidad y desigualdades de género.....	28
4.2. Determinantes asociados a las brechas por género	31
4.3. Contribución relativa del género.....	35
5. Conclusiones.....	37
Bibliografía.....	41
Anexos	49

Índice de Cuadros

Cuadro 1: Literatura empírica sobre determinantes del rendimiento académico escolar.....	9
Cuadro 2: Producción empírica sobre determinantes en habilidades y conocimientos financieros.	12
Cuadro 3: Inputs incluidos en la FPE.	18

Índice de Tablas

Tabla 1: Países y/o economías participantes en PISA-Financiero 2018.	15
Tabla 2: Identificación del problema de endogeneidad en la FPE.	28
Tabla 3: Resultados estimación Oaxaca-Blinder, desigualdades de género competencias financieras.....	33

Índice de Gráficas

Gráfica 1: Estimación de las desigualdades de género en competencias financieras.	30
Gráfica 2: Peso relativo de las dimensiones asociadas al desarrollo de competencias sobre su heterogeneidad.....	35
Gráfica 3: Peso relativo de los inputs individuales sobre la heterogeneidad del desarrollo de competencias financieras.....	36

Índice Anexos

Anexo 1: Clasificación Global Gender Gap 2020	49
Anexo 2: Brechas de género en matemáticas y ciencias [TIMSS 1995-2011] y lectura PIRLS [2001-2011]	50
Anexo 3: Brechas de género en matemáticas y lectura [PISA 2003-2012] y ciencias [PISA 2006-2012].....	51
Anexo 4: Resultados estimación Shorrocks–Shapley, desigualdades de género competencia financieras.....	52

1. Introducción

Desde el año 2006 el Foro Económico Mundial –WEF, por sus siglas en inglés– viene publicando el *Global Gender Gap Report*, en el cual, se clasifican a los países del mundo con base en las diferencias por género, teniendo en cuenta cuatro dimensiones: 1) la participación y oportunidades económicas, 2) el logro educativo, 3) la salud y la supervivencia y 4) el empoderamiento político. De acuerdo con el informe del año 2020, en el que participaron 153 países, los países que presentan una mayor desigualdad por género son Paquistán [puesto 151], Iraq [puesto 152] y Yemen [puesto 153], y los que presentan una mayor igualdad entre hombres y mujeres en estos ámbitos son Islandia [puesto 1], Noruega [puesto 2] y Finlandia [puesto 3]. Además, se pone de manifiesto que, para cerrar la brecha por género, los países tardarían 99,5 años. Si bien hay una reducción de 8,5 años respecto al año 2018, hay más de “una vida” para alcanzar la igualdad entre hombres y mujeres en lo político, el trabajo, la salud y la educación [ver Anexo 1].

Al realizar el análisis por cada una de estas dimensiones mencionadas, teniendo en cuenta que el índice está entre cero y uno, y entre más cerca de uno mayor igualdad, se encuentra que hay una mayor paridad entre hombres y mujeres en lo que respecta a la salud y supervivencia [0,97] y los logros educativos [0,96], y en los sectores donde menos se ha avanzado en materia de igualdad de género, corresponde al empoderamiento político [0,2520] y la participación y oportunidades económicas [0,5810], si bien estas brechas han disminuido en relación con el año 2018, donde estos índices se ubicaron en 0,2410 y 0,5780, respectivamente, aún siguen siendo amplias. Por lo tanto, es evidente dónde se deben profundizar los esfuerzos para lograr la igualdad de género (World Economic Forum, 2019).

Si bien el empoderamiento político y las oportunidades económicas son de suma importancia, son estas últimas las que ofrecen la autonomía económica para el acceso de los bienes y servicios públicos, que requieren los individuos para mejorar su calidad de vida y/o bienestar, por lo que es importante la generación de ingresos y recursos propios participando activamente en el mercado laboral, con trabajos remunerados de igual manera entre hombres y mujeres, en aras de obtener independencia en la toma de decisiones, e incluso mejorar el autoestima de las personas (De la Cruz & Adimen, 2016). Por esto, en el trabajo [como factor] se da la mayor reflexión que busca con ahínco la igualdad de género ya que, en definitiva,

permite el acceso a los recursos sociales y personales [salud, educación y seguridad social] que repercuten en el buen el desarrollo personal y social (Zamudio, Ayala, & Arana, 2014). Además, para lograr mayor ritmo en el crecimiento económico en países de ingresos medios y bajos, con desarrollo social e inclusivo, se hace necesario un mayor empoderamiento económico de las mujeres, ampliando su acceso a las actividades económicas con igualdad en ingresos y otros recursos económicos (Kabeer, 2018).

Pese a lo anterior, de acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo –OIT–, si bien la inclusión de la mujer en el mercado laboral ha aumentado en las últimas décadas, las tasa de participación femenina está por abajo en 27 puntos porcentuales comparada con la de los hombres, y ha estado estancada en los últimos años, lo que se traduce en menores posibilidades de encontrar un trabajo, y si lo hacen, deben enfrentar otros contratiempos, como los originados por la segregación vertical y horizontal (OIT, 2017), un aspecto preocupante si además se tiene en cuenta que el WEF (2019) estima que la brecha en la oportunidades económicas tardará 257 años en cerrarse, así, la tendencia es a que las desigualdades por género en lo laboral se mantengan.

De acuerdo con Brosio, et al. (2018) son tres los canales que justifican abordar el tema de la desigualdad de género: 1) no emplear el “talento de las mujeres” en la actividad económica, impide las economías de escala, lo que reduce el Producto Interno Bruto potencial de una economía y su ingreso per cápita [ver McKinsey Global Institute (2015)], 2) la reducción real y potencial del capital humano, gracias a que las desigualdades en el mercado laboral y en la educación afectan la eficiencia, lo que impide un mayor crecimiento. Ello, gracias a que tener mujeres calificadas con remuneraciones más bajas en relación con los hombres, hará que la inversión en capital humano en las mujeres disminuya [ver Esteve-Volart (2009) y Blackden, et al. (2006)], y 3) el “menor poder de negociación” con los hombres, y dado que las mujeres tienen una mayor propensión que estos a invertir en el bienestar de sus hijos, la inversión en educación de sus hijos se ve reducida, lo que compromete el capital humano de las próximas generaciones [ver De Hoop, et al., (2017) y Duflo (2012)].

Según Jiménez (2017) este fenómeno de la desigualdad de género en el mercado laboral se origina, entre otras razones, por las políticas discriminatorias de empresas que, para ocupar un empleo en sus organizaciones, se tiene en cuenta el género y no las habilidades

y destrezas del aspirante, y a la “cultura sexista” que en el interior de las organizaciones se da, al no permitir el desarrollo profesional de las mujeres dentro de las firmas. Además, el autor señala que también existe una infravaloración de la formación, las habilidades y los conocimientos en las mujeres, ya que no son reconocidas para desempeñar ciertas labores.

Otro punto de vista en relación con los determinantes asociados a las brechas de género en el mercado laboral está relacionado con las diferencias en dotación de capital humano entre hombres y mujeres, en particular, con las divergencias en el desarrollo de competencias analíticas. Por ejemplo, Hampf, et al. (2017) y Hanushek, et al. (2014) dan evidencia empírica sobre la alta y positiva correlación entre el éxito de los individuos en el mercado laboral y sus habilidades cognitivas, y Hanushek y Woessmann (2015) y Fortin (2008) han mostrado como estas habilidades influyen sobre la desigualdad laboral por género, determinando el peso que tienen las competencias analíticas sobre el salario individual, teniendo en cuenta el nivel educativo y la experiencia laboral.

Dicho lo anterior, cabe resaltar la importancia que tiene estudiar las diferencias de género en el desarrollo de las habilidades cognitivas, ya que éstas pueden estar detrás de las disparidades en el mercado laboral. Por lo tanto, se hace necesario estudiar empíricamente, la existencia y magnitud de las brechas en el desarrollo de las competencias analíticas por género, específicamente, las que tienen que ver con las competencias numéricas, sobre todo en los jóvenes, ya que su capital humano, vinculado a las brechas de género en formación de competencias, está más relacionado con su proceso de formación y menos con la experiencia laboral (De la Rica & Rebollo-Sanz, 2020).

Evidentemente, para la realización de este trabajo empírico se requiere de información que permita tanto la medición como el seguimiento de las competencias analíticas. Por ello, organismos internacionales como la Asociación Internacional para la Evaluación del Logro Educativo –IEA, por sus siglas en inglés– y la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico –OECD, por sus siglas en inglés–, vienen liderando desde hace más de veinte años, la aplicación de evaluaciones estandarizadas para medir el grado de las habilidades cognitivas en los jóvenes que se encuentran en los sistemas

educativos a nivel básico y medio, en las tres competencias consideradas como universales: matemáticas, lectura y ciencias¹.

Gracias a esta iniciativa y a la disponibilidad de los datos, actualmente hay una extensa literatura en el marco de la Economía de la Educación [ver Cano (2017) y Castro (2016)], que ha determinado no solo los aspectos que condicionan las competencias analíticas, sino también, que ha estimado las desigualdades de género en el desarrollo de habilidades cognitivas. De esta manera, los resultados nos muestran que, en el caso de competencias numéricas como las matemáticas, los hombres obtienen un mayor resultado respecto a las mujeres, y en comprensión lectora son las mujeres las que tienen un mejor desempeño [ver Anexo 2 y Anexo 3].

Ahora bien, debido al alto desarrollo de las Tecnologías de Información y Comunicación –TIC’s– que ha permitido el crecimiento de las empresas *Fintech*, por ejemplo, que ofrecen nuevos servicios financieros, empleando tecnologías modernas, se ha identificado la necesidad de medir el grado de conocimientos en el ámbito de las finanzas. De hecho, Gerardi, et al. (2011) y Lusardi (2009) han puesto de manifiesto que, luego de la crisis financiera del año 2008, se evidenció en la población la falta de conocimientos en estos temas, lo que consecuentemente ha llevado a la toma de decisiones mal fundamentadas, y de acuerdo con la OECD–INFE (2012), esto pudo traer consigo impactos negativos en las economías del mundo. Por lo tanto, ya existe en la literatura trabajos que abordan el tema de los condicionantes de las competencias financieras, y de las desigualdades de género en este aspecto [se abordan en el marco de referencia], y la falta de una mayor inclusión de las mujeres en el sector financiero [ver Ministerio de Asuntos Económicos y Transformación Digital (2020) Pinilla (2018); Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras, (2017); entre otros]

No obstante, lo que no se ha realizado hasta el momento de la presente, es estudiar el porqué de estas las desigualdades de género, por lo tanto, el presente trabajo se plantea como problema de investigación *¿cuáles son los determinantes que se asocian a las desigualdades de género en el desarrollo de competencias financieras en los países participantes en PISA-*

¹ La OECD también lidera el Programa para la Evaluación Internacional de Competencias en Adultos –PIAAC– que, desde el año 2012, es una encuesta aplicada a la población adulta entre los 16 y 65 años, en diversos países que participan de forma voluntaria, sobre competencias cognitivas en el desempeño laboral y su participación social.

Financiero? Como objetivo central, identificar los determinantes que se asocian a las brechas en competencias financieras entre hombres y mujeres. Como objetivos específicos, cuantificar las desigualdades de género en los conocimientos relacionados con las finanzas y calcular el peso relativo que tiene el género en la heterogeneidad de resultados en competencia numérica en PISA-Financiero. Como hipótesis general, se plantea que la existencia de las desigualdades de género en las competencias financieras, de los países participantes en PISA-Financiero, están a favor de los hombres y se deben a las diferencias en su dotación de capital humano.

Para el logro de los objetivos y la comprobación de la hipótesis, se empleará la información de PISA-Financiero 2018, y se estimará lo que se conoce como la Función de Producción Educativa, a través de variables instrumentales. Esto permitirá establecer si existen brechas de género significativas. Posteriormente, se aplicarán las técnicas de descomposición de Oaxaca-Blinder y Shorrocks- Shapley, las cuales, permiten identificar los factores que se asocian a dichas desigualdades y determinar cuál es el peso que tiene el género sobre la heterogeneidad en los resultados de PISA-Financiero 2018, respectivamente. *Así, la contribución principal del presente trabajo está precisamente en la identificación de los determinantes que se asocian a las desigualdades de género en las habilidades y/o conocimientos financieros*, ya que, como se mencionó, no se encontraron trabajos que tengan esta orientación.

2. Marco de Referencia y revisión de la literatura

Para estudiar la calidad de los sistemas educativos de los países, examinar su nivel de eficiencia y para identificar los aspectos que influyen en el desarrollo de competencias analíticas, los trabajos empíricos se enmarcan en el ámbito de la Economía de la Educación, una rama de la economía que surge en los años sesenta del siglo pasado, y que tiene su soporte teórico en los planteamientos de los economistas estadounidenses Gary Becker [nobel en el año 1992], Theodore W. Schultz [nobel en el año 1979] y Edward F. Denison. Ellos reconocieron que el gasto en educación debe ser considerada como una inversión, y como tal, de ella debe esperarse un retorno (Becker, 1962; Schultz T. , 1961), y que la educación contribuye al crecimiento económico de un país (Denison, 1962).

La Economía de la Educación aplica el análisis económico a las disciplinas de la educación desde la financiación y el gasto público, la relación con el mercado laboral, y desde los planteamientos de la Teoría del Capital Humano. Para ello, relacionaron variables asociadas a la educación [*inputs*], con los puntajes obtenidos por los estudiantes en las evaluaciones nacionales y/o internacionales [*output*], surgiendo de esta manera lo que se conoce como la Función de Producción Educativa –FPE–, y con base en ella se estudian los sistemas educativos nacionales, examinando a través de la FPE el rendimiento académico escolar, con un conjunto de características de los estudiantes y las escuelas como factores que inciden en la calidad educativa (Castro, Castillo, & Mendoza, Factores asociados a la adquisición de competencias en América Latina. Universidad del Zulia, 2017).

Fue gracias a la aparición del informe Coleman, et al. (1966) lo que hizo que los estudios sobre educación y los determinantes del desempeño escolar aumentaran significativamente, ya que en él se establece por primera vez que el rendimiento escolar, y por tanto la calidad en educación, está asociada a tres dimensiones, a saber, las características del estudiantado, las características de su familia, y las características del centro educativo. Para llevar a cabo estos estudios, se han empleado diferentes metodologías y diversas bases de datos sobre evaluaciones estandarizadas, cuya disponibilidad ha ido creciendo gracias a las iniciativas de diferentes organismos que han impulsado la realización de pruebas internacionales, como las de la IEA, que aplican el *Trends in International Mathematics and Science Study* –TIMSS– [desde 1995, cada cuatro años] y el *Progress in International*

Reading Literacy Study –PIRLS– [desde 2001, cada cinco años], la OECD que realiza el *Programme for International Student Assessment –PISA–* [desde 2000, cada tres años]; además de la información disponible de evaluaciones para sistemas nacionales como el Sistema de Medición de la Calidad de la Educación –SIMSE–, de la Agencia de Calidad de la Educación en Chile, la American Time Use Survey –ATUS– en los Estados Unidos, y las pruebas SABER, aplicadas por el Sistema Nacional de Evaluación de la Calidad de la Educación en Colombia.

Sin embargo, como lo señala Cervini (2012), los resultados obtenidos en la literatura sobre los determinantes en el rendimiento escolar son heterogéneos en cuanto a que no se establece un consenso respecto a cuál de los factores señalados anteriormente tiene una mayor incidencia. Así, se dan dos líneas de investigación, la primera, argumenta que son los factores de escuela las que en mayor medida explican la calidad de los sistemas educativos, la segunda, demuestra que son los factores de entorno familiar y las características del estudiante.

Sobre la primera línea de investigación, se establece que el tipo de centro escolar es un condicionante en el rendimiento académico escolar, por lo que los colegios privados obtienen, en promedio, mayores puntuaciones en las evaluaciones estandarizadas, indicando una mejor calidad educativa [ver Castro, et al. (2017), Schultz y McDonald (2013); Gamboa y Waltenberg (2012); Henríquez, et al. (2012); Donkers y Robert (2008) y Calero y Escardíbul (2007)]. Desde el punto de vista de los profesores, la literatura internacional ha establecido que los profesores certificados contribuyen favorablemente al rendimiento escolar, así como también el sistema de incentivos que tienen para ejercer su labor como docentes [ver Barrera-Osorio, et al. (2011); Hanushek y Woessmann (2007); Vesga (2006); Banco Mundial (2005) y León (2004)], pero su ausentismo afecta negativamente el desempeño escolar [ver Chaudhury, et al. (2006) y Suryadarma, et al. (2006)]. Finalmente, está el aspecto del tamaño del centro escolar y de la proporción alumno profesor, que reducen el desempeño de los estudiantes en la medida que hay un mayor número de alumnos [ver Castro, et al. (2018); Woessmann y West (2006) y Hanushek y Luque (2000)].

Desde la segunda línea de investigación, se tienen en cuenta a su vez aquellas investigaciones que apuntan a un mayor peso las características familiares y aquellas que dan mayor relevancia a las características del estudiante donde, evidentemente, se incluye el

género. De las primeras, lo que más se destaca en la literatura internacional es el efecto positivo que tiene la educación de la madre en el desarrollo de las competencias de los estudiantes, ya que ellas están más atentas de los deberes de sus hijos [ver Gimenez y Castro (2017); Ayala, et al. (2011); Martins y Veiga (2010); Guryan, et al. (2008)], además del nivel de ingresos en el hogar, que al posibilitar que el estudiante tenga acceso a mayores y/o mejores recursos educativos, hace que su rendimiento sea mayor [ver Castro, et al. (2017); Thieme, et al (2013); Sun, et al. (2012); Tian (2006); Woessman (2003b); Hanushek y Luque (2003) y Fertig y Schmidt, (2002)].

De las segundas, se establece que el capital social y cultural que pueda tener el estudiante incide en su labor escolar. De esta manera, hay aspectos que favorecen su desempeño, por ejemplo, las actividades extracurriculares en las que participa [actividades artísticas, deportivas, entre otras] y el estrechar el vínculo filial con sus padres y la cantidad de libros en el hogar [ver Romero (2012); Freeman (2011) y Park (2008)]. Los aspectos que influyen de forma negativa tienen que ver con la condición de inmigrante [ver Escarbajal, et al. (2019); Chacón, et al. (2015); Marcenaro-Gutiérrez y López-Agudo (2014) y Calero y Escardibul (2013)]. Ahora bien, otro factor que hace parte de las características del estudiante y que influye en su desempeño es el rezago escolar, el cual, en la medida que el estudiante haya perdido algún año lectivo su rendimiento es menor [ver Cordero, et al. (2013); Oreiro y Valenzuela (2013); Cannon y Lipscomb (2011); Martin (2011); Méndez y Zerpa (2011); Frey (2005)].

Por último, están las brechas por género, tema central del presente trabajo. Los estudios han estimado que la desigualdad entre hombres y mujeres en el ámbito del desarrollo de competencias es significativo, y cuando se trata de evaluar las competencias en lectura, las mujeres obtienen un mayor puntaje que los hombres, y cuando se trata de medir el nivel en matemáticas, son los hombres los que obtienen una mayor puntuación [ver Cárcamo y Mola (2012); García (2012); Woessmann (2010); Güzel y Berberoğlu (2005); Mullis, et al. (2007); Vegas y Petrow (2007); Ammermüller (2005)]. En el Cuadro 1 se sintetiza toda esta literatura, mostrando las regiones donde han sido aplicadas y la información empleada para llevarlas a cabo.

Cuadro 1: Literatura empírica sobre determinantes del rendimiento académico escolar.

Factores/Inputs		Autor (es)		País y/o Economía		Datos	
Escolares	Tamaño (-)	Castro, et al. (2018); Woessmann y West (2006); Hanushek y Luque, (2000).	Países latinoamericanos; 18 países en TIMSS;	PISA 2012; TIMSS 2003;			
	Profesor	Barrera-Osorio, et al. (2011); Hanushek y Woessmann (2007); Vesga (2006); Banco Mundial (2005); León, et al. (2004); Chaudhury, et al., (2006); Suryadarma, et al., (2006).	Indonesia; Países PISA 2003; Latinoamérica; México; Chile; Bangladesh-Ecuador-India-Indonesia-Peru-Uganda; Indonesia	PISA 2003 y 2006; PISA 2003; Departamento Estadísticas UNESCO; PISA 2003; Sistema Evaluación Docente; Instituto de Investigación SMERU y Banco Mundial; Instituto de Investigación SMERU y Banco Mundial.			
	Tipo de centro escolar	Castro, et al. (2017); Schultz y McDonald (2013); Gamboa y Waltenberg (2012); Herriquez et al. (2012); Donkers y Robert (2008) y Calero y Escardíbul (2007)	América Latina; E.E.U.U.; América Latina; Chile; 19 países de la OECD; 19 países de la OECD	PISA 2012; N.D.; PISA 2006; SIMCE; PISA 2003; PISA 2003.			
Familiares	Educa. Padres (+)	Gimenez y Castro (2017); Ayala, et al. (2011); Martins y Veiga (2010); Guryan, et al. (2008).	Costa Rica; Colombia; 15 países de Europa; 14 países; E.E.U.U.	PISA 2012; SABER11; PISA 2003; ATUS 2003-2006.			
	Ingreso (+)	Thieme, et al (2013); Sun, et al. (2012); Tian (2006); Fertig y Schmidt (2002).	Chile, Hong Kong; Alberta; E.E.U.U.	SIMCE 2008; PISA 2006; Encuesta nacional; PISA 2000.			
	Recursos hogar (+)	Castro, et al. (2017); Woessman (2003b); Hanushek y Luque (2003).	Países Latinos en PISA; Estados Unidos, Francia, España y Japón; 40 países.	PISA 2012; TIMSS 1995; TIMSS 1999.			
Individuales	Capital social y/o cultural	Escarbajal, et al. (2019); Chacón, et al. (2015); Marcenaro-Gutiérrez y López-Agudo (2014); Calero y Escardíbul (2013)	Murcia; Tachira; Andalucía; España	Encuesta local, Encuesta local; Datos locales; PISA 2012.			
	Rezago (-)	Cordero, et al. (2013); Oreiro y Valenzuela (2013); Cannon y Lipscomb (2011); Martin (2011); Méndez y Zerpa (2011); Frey (2005).	España; Uruguay; Los Ángeles; Uruguay y Chile; Australia; Chicago; Quebec.	TIMSS 2011; PISA 2003; Encuestas nacionales; Encuestas nacionales; PISA 2006.			
	Género	Cárcamo y Mola (2012); García (2012); Woessmann (2010); Güzel y Berberoğlu (2005); Mullis, et al. (2007); Vegas y Petrow (2007); Ammermüller (2005).	Colombia; España; Argentina; Japón y Noruega; Países en PIRLS, Países latinos en PISA, siete países este Europa.	SABER11 2009; PIRLS y TIMSS; PIRLS 2001; PISA 2000; PIRLS 2006; PISA 2003. TIMSS 1999.			

Nota: N.D. No Disponible.

Fuente: Elaboración y actualización propia con base en información de Castro (2016).

Desde el punto de vista de la medición de las competencias financieras, contexto desde el cual se desarrolla el presente trabajo, si bien en los últimos años los estudios han ido en aumento, la literatura es escasa cuando se compara con la existente en el ámbito de las competencias universales [lectura, matemáticas y ciencias]. Mancebón, et al. (2019) atribuye este hecho a la poca información disponible, y destaca que esta línea de investigación se ha originado desde dos frentes. El primero, es realizado por los organismos o instituciones económicas y políticas, tales como la OECD, *Standard and Poor's* o *Allianz*, de hecho, la OECD en el año 2008 crea la red *International Network on Financial Education –INFE–*, desde la cual, se han llevado a cabo varios estudios sobre educación financiera, tanto en la población joven como en la adulta, en los que se evidencia el escaso conocimiento de la población en general, en los temas financieros [ver OECD (2017a); OECD (2017b); OECD (2016); OECD (2014) y Atkinson y Messy (2010)]. El segundo, es el desarrollado por los académicos, que intentan medir las habilidades financieras e identificar sus condicionantes.

En esta última línea, la producción empírica ha venido creciendo gracias a que la OECD desde el año 2012 decide incorporar en las pruebas PISA, un módulo con los instrumentos necesarios para medir el nivel de conocimientos de los jóvenes de 15 años, en el ámbito financiero, constituyéndose como la primera evaluación estandarizada que permite la comparación internacional entre los países participantes. Esta iniciativa es tomada por la OECD gracias a que se reconoce que la falta de competencias financieras ha influido en la toma de decisiones mal fundamentadas, lo que consecuentemente, ha traído efectos negativos en las economías del mundo, a tal punto que, las crisis financieras ocurridas en los últimos 15 años son atribuibles, en parte, al bajo conocimiento financiero, por lo tanto, el desarrollo de las competencias financieras se constituye como un mecanismo para la estabilidad y crecimiento económico mundial (OECD–INFE, 2012; OECD-INFE, 2009). Así, en Fernandes, et al. (2014) y Lusardi y Mitchell (2014) se encuentra una revisión de la literatura sobre el tema de la educación financiera, y si bien emplean información diferente a la de PISA, no están orientados a encontrar los aspectos que determinan el desarrollo de competencias financieras.

Dicho lo anterior, y desde el segundo frente que identifica Mancebón, et al. (2019), los trabajos empíricos siguen asociando el desarrollo de las competencias financieras a los factores de escuela, a los entornos familiares y a las características familiares. De los

primeros, a diferencia de las competencias universales, no se presentan desigualdades educativas significativas entre los centros públicos y privados, por ejemplo, en España, Estados Unidos y Francia [ver Mancebón, et al. (2019) y Moreno-Herrero, et al. (2018a)], pero sí son importantes en los centros escolares la enseñanza de los temas básicos en economía y finanzas [ver Molina-Marfil, et al. (2015) y Lacuesta, et al. (2014)], no obstante, Riitsalu y Põder (2016) calcularon para Estonia, que el 74,00% de la varianza en la puntuación media en PISA-Financiero obedece al centro escolar.

De los entornos familiares, Mancebón, et al. (2019) comprueba que, si bien el nivel educativo de la madre favorece el desarrollo de competencias en matemáticas, el efecto que tiene sobre la puntuación media en competencias financieras es negativo. De otro lado, Lusardi y Lopez (2016) y Molina-Marfil, et al. (2015) concluyen que en la medida que los estudiantes provengan de hogares con altos ingresos, ellos adquieren mejores habilidades y conocimientos en finanzas, y Fernández de Guevara, et al. (2014) exponen que los entornos familiares más favorables, influyen positivamente sobre el nivel de esfuerzo del estudiante, lo que finalmente redundará en un mayor logro en conocimientos financieros.

Dentro de las características del estudiante se ha encontrado que, al igual que en el caso de las competencias universales, la tenencia de capital social y cultural favorece el desarrollo de los conocimientos en aspectos financieros [ver Verdú, et al. (2014)], al igual que no repetir año lectivo escolar [ver Moreno-Herrero, et al. (2018b) y Hospido, et al. (2014)]. En el caso específico de las desigualdades por género, tema que es de interés en el presente trabajo, los resultados encontrados son ambiguos. Por un lado, Mancebón y Ximénez de Embún (2014) y Moreno-Herrero, et al., (2018b) encuentran que las mujeres poseen una mejor habilidad en la toma de decisiones en contextos financieros, por cuanto sus conocimientos en estos temas son mayores al de los hombres, pero por el otro, Molina-Marfil, et al. (2015) y Jiménez-Martín y Vilaplana (2014) estimaron que la probabilidad de tener un mejor desempeño en este tipo de conocimientos, en los hombres es mayor en 0,31 puntos respecto a las mujeres.

En el Cuadro 2 se resume la producción empírica sobre el tema de los factores determinantes en el desarrollo de competencias financieras, en éste se muestran los países estudiados y las diversas metodologías usadas en este ámbito.

Cuadro 2: Producción empírica sobre determinantes en habilidades y conocimientos financieros.

Autor(es)	País (es)	Método	Principales resultados
Mancebón et al. (2019)	España, PISA 2012.	Multinivel con ecuaciones simultáneas	Las habilidades matemáticas se muestran como determinante de primer orden en el nivel de FL alcanzado. EL nivel educativo de la madre, pese a influir positivamente sobre las habilidades en matemáticas, presenta un signo negativo con las competencias financieras, al igual que el número de libros en el hogar. El tipo de escuela, por su parte, no muestra ningún efecto.
Moreno-Herrero et al. (2018a)	15 países en PISA 2015.	Multinivel con 2 niveles [escuela y estudiante]	La adquisición de FL está mediatizada por las competencias matemáticas y lectoras del niño. Existe una relación positiva entre las enseñanzas económicas recibidas en el centro escolar y la FL. Las experiencias previas del niño en temas financieros mejoran su FL. La socialización paterna muestra una relación directa y significativa con los conocimientos financieros. Las características de la escuela no demuestran tener influencia sobre la FL. Las variables descriptivas típicas muestran los efectos habituales: las mujeres menores FL; estatus de inmigración (-), status socioeconómico (+) en tres de los trece países (España, Colombia y Francia). La edad, frente a otros estudios, no resulta estadísticamente significativa, salvo para Rusia y Polonia.
Moreno-Herrero et al. (2018b)	15 países que en PISA 2015.	Multinivel con 2 niveles [escuela y estudiante] y variables instrumentales.	En todos los países analizados, las habilidades lingüísticas y matemáticas demuestran un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la FL. En nueve de los quince países la socialización financiera (charlas de temas financieros con los padres) demuestra efectos positivos y significativos. Lo mismo ocurre con los hábitos de ahorro del estudiante, la tenencia de una cuenta bancaria, la ambición académica y la inclusión financiera (en este caso el efecto se encuentra en tres países). En cinco países, los chicos obtienen mejores resultados en FL y los alumnos repetidores obtienen peores resultados, y el nivel socioeconómico familiar muestra efecto positivo y significativo tan sólo en tres países (Estados Unidos, Austria y Bélgica).
Lusardi y Lopez (2016)	E.E.U.U.; PISA 2012.	Análisis multinivel	Las características socioeconómicas, por su parte, se muestran relacionadas con la FL de manera clara y significativa. Los nacidos en familias de alto poder adquisitivo presentan en media, una puntuación de 35,5 puntos superior a aquellos otros de clase media. La proporción de profesores de matemáticas también se muestra significativa.
Riitsalu y Pöder (2016)	Estonia; PISA 2012,	Multinivel con 2 niveles [escuela y estudiante]. Descomposición de Oaxaca Blinder	Los factores individuales y familiares explican tan solo el 14% de la varianza de la FL. La variable que presenta una mayor influencia es el número de libros en el hogar. De las variables relativas a la experiencia con servicios financieros únicamente tiene significatividad la tenencia de una tarjeta de crédito. La influencia del centro y del hogar explica un 74% de la varianza, y las variables correlacionadas significativamente fueron: lenguaje en el centro, puntuación en matemáticas y en lectura.
Molina Marfil et al. (2015)	13 países en PISA 2012.	Multinivel con 2 niveles [escuela y estudiante]	Los resultados del estudio señalan que un menor nivel socioeconómico de las familias y de los compañeros de clase, el género, haber repetido curso y el estatus de inmigrante afectan negativamente sobre el conocimiento financiero. Además, la inclusión de factores organizativos del propio centro refleja que aquellos países que mejor nivel de FL tienen se caracterizan por incluir asignaturas específicas de FL en el currículo escolar
Fernández de Guevara, et al. (2014)	España; PISA 2012.	Estimaciones econométricas [sin especificar]	Para impulsar el esfuerzo del estudiante, el entorno familiar se constituye como un factor fundamental. Su nivel de esfuerzo mejora su rendimiento.
Hospido, et al. (2014)	España; PISA 2012.	Inverse Probability Weighting Estimator	Las diferencias en competencias financiera, se debe al sesgo de selección, en los hombres (+) y en las mujeres (-), explicada en mayor porción, por la tasa de repetición y la situación laboral de los padres y la ubicación geográfica del centro.
Jiménez-Martín y Vilaplana (2014)	España; PISA 2012.	Modelo ecuaciones simultáneas	La educación financiera mejora significativamente la puntuación en PISA-Financiero. Además, mejora el desempeño en matemáticas.
Mancebón y Jiménez-de-Embún (2014)	España; PISA 2012.	Modelo multinivel de ecuaciones simultáneas [dos niveles]	La conformación de las competencias de índole financiera de los individuos está mediatizada por los conocimientos matemáticos de los estudiantes. También se evidencia en el estudio la importancia del contexto familiar en el grado de FL. Las mujeres obtienen peores resultados en la prueba de matemáticas, pero mejores en la de FL. Finalmente, la titularidad del centro escolar, no muestra ningún efecto sobre los resultados obtenidos.
Lacuesta, et al. (2014)	España; PISA 2012.	Promediado bayesiano	La educación financiera mejora el desarrollo de las competencias financieras, en mayor razón, por la parte media y alta de la distribución de las notas.

FL: Notación anglosajona de alfabetización financiera.

Fuente: Tomado y actualizado de Mancebón, et al. (2019, p. 58-60).

Como se ve en el cuadro anterior, pocos son los estudios que se han hecho considerando el conjunto de países y/o economías que participan en PISA-Financiero. Además, si bien en ellos se han calculado desigualdades en el desarrollo de habilidades y conocimientos financieros entre hombres y mujeres, ninguno ha sido orientado a identificar los factores asociados a las brechas entre hombres y mujeres. En adición, las técnicas estadísticas o econométricas, en su mayoría, corresponden a la aplicación de los Modelos Jerárquicos Multinivel, modelos que no serán empleados aquí.

Por lo anterior, la contribución del presente trabajo se da desde dos aspectos. El primero, teórico-empírico, *contribuyendo a llenar el vacío que hay en relación con los trabajos que estudian el conjunto de países que participan en PISA-Financiero, para tratar de establecer un consenso respecto a la identificación de los determinantes que están asociados a las brechas por género, en el desarrollo de las competencias financieras*. El segundo, metodológico, la aplicación del método de imputación *hot-deck*, para la posterior estimación de la FPE, a través de variables instrumentales, para resolver el problema de endogeneidad, combinada con la técnica de Oaxaca-Blinder y de Shorrocks-Shapley, *se constituye como una novedad en los trabajos de Economía de la Educación, en particular, en el contexto del desarrollo de las habilidades y conocimientos financieros*. El desarrollo metodológico se explica a continuación.

3. Metodología

Este apartado se compone de cuatro secciones: 1) la descripción de los datos, fuente de información y el tratamiento de los *missing value*, 2) la formulación del modelo y el método de estimación econométrica a través de variables instrumentales, con el ánimo de cuantificar las brechas por género, 3) la aplicación de la técnica de Oaxaca-Blinder (1973), para identificar los factores que están asociados a dichas brechas, y 4) la aplicación de la descomposición de Shorrocks (1999)-Shapley (1953), con la cual se calculará la contribución relativa del género a la heterogeneidad en el desarrollo de competencias financieras. Cada una de estas secciones se describen a continuación.

3.1. Datos y fuente de información

El Programa Internacional para la Evaluación de Estudiantes –PISA, por sus siglas en inglés– es una evaluación internacional estandarizada, con la que se mide y/o se compara la calidad de los sistemas educativos de los países que participan en esta iniciativa, que es liderada por la OECD desde el año 2000. La prueba es aplicada con una periodicidad de tres años, y en ella se evalúan las tres competencias universales [lectura, matemáticas y ciencias] en jóvenes de 15 años de los países o economías² miembros y no miembros de la OECD, para saber cuán preparados están los jóvenes para hacer frente a los retos de sus vidas futuras (OECD, 2018c).

En el caso de las competencias financieras, y a raíz de la escasa información disponible con la que se pueda evaluarlas, la OECD, desde el año 2012, decidió incluir un módulo con preguntas de tipo financiero en las pruebas PISA. La intención es medir el nivel de conocimientos y comprensión de los temas económicos y financieros en los jóvenes. Así mismo, saber cuán desarrolladas están sus habilidades para la toma de decisiones en contextos financieros que pueden llevar a fomentar su participación en la vida económica (OECD, 2013).

² Esta distinción se hace ya que en PISA participan regiones que no se constituyen como países, tal es el caso de Beijing y Shanghái en China y Buenos Aires en Argentina. En el caso particular de PISA-Financiero 2018, Moscú y Tartaristán en Rusia.

El módulo financiero es presentado de forma voluntaria por los países y/o economías que participan en PISA. De esta manera, en el año 2012, se obtuvo información sobre 18 países, en el 2015, fueron 17 y en la última oleada de PISA en el año 2018, de los 79 países y/o economías participantes, 22 contestaron este módulo. El presente trabajo empleará los datos de PISA-Financiero del año 2018, que se encuentra disponible en OECD (2018a). Para cada región, el número de estudiantes y colegios es representativo desde el punto de vista estadístico (OECD, 2018b), y se cuenta con un total de 107.174 estudiantes y 7,634 colegios. En la

Tabla 1 se muestra la distribución y el peso en la muestra total por cada país, organizado alfabéticamente.

Tabla 1: Países y/o economías participantes en PISA-Financiero 2018.

País y/o economía	# Estudiantes	Peso en la muestra	# Colegios	Peso en la muestra
Brasil [BRA]	8.311	7,75%	597	7,82%
Bulgaria [BGR]	4.110	3,83%	197	2,58%
Canadá [CAN]	7.762	7,24%	821	10,75%
Chile [CHL]	4.485	4,18%	254	3,33%
Eslovaquia [SVK]	3.411	3,18%	376	4,93%
España [ESP]	9.361	8,73%	1.089	14,27%
Estados Unidos [USA]	3.738	3,49%	164	2,15%
Estonia [EST]	4.167	3,89%	230	3,01%
Finlandia [FIN]	4.328	4,04%	214	2,80%
Georgia [GEO]	4.321	4,03%	321	4,20%
Indonesia [IDN]	7.133	6,66%	397	5,20%
Italia [ITA]	9.182	8,57%	542	7,10%
Letonia [LVA]	3.151	2,94%	308	4,03%
Lituania [LTU]	4.076	3,80%	362	4,74%
Moscú [QMR]	1.174	1,10%	61	0,80%
Países Bajos [NLD]	3.042	2,84%	156	2,04%
Perú [PER]	4.734	4,42%	340	4,45%
Polonia [POL]	4.295	4,01%	240	3,14%
Portugal [PRT]	4.568	4,26%	276	3,62%
Rusia [RUS]	4.520	4,22%	263	3,45%
Serbia [SRB]	3.874	3,61%	187	2,45%
Tartaristán [QRT]	3.431	3,20%	239	3,13%
Total	107.174	100,00%	7.634	100,00%

Fuente: Elaboración propia con base en información PISA 2018, OCDE (2018).

Ahora bien, es frecuente que en las bases de datos exista información sin registro [*missing value*], entre otras razones, porque el “encuestado” no logra responder todas las preguntas del formulario, o por marcar dos opciones de una sola posible respuesta correcta. Para solventar este inconveniente, los trabajos empíricos recurren a los métodos de

imputación. En el caso de la información educativa, y de acuerdo con Media y Galván (2007), el enfoque más adecuado para los *missing value* es el método no paramétrico *hot-deck*, desarrollado algorítmicamente por Mander y Clayton (2000), el cual, sustituye los datos sin registro, definidos como receptores, con la información obtenida de forma aleatoria de los valores observados en la muestra, definidos como donantes.

El *hot-deck* no genera sesgos en los estimadores y sus desviaciones estándar, además, las variables imputadas conservan su distribución de probabilidad, por lo que es más eficiente que los métodos de imputación múltiple y de regresión paramétrica. Así, el *hot-deck* es considerado un método de imputación 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). El presente trabajo aplicará este tipo de imputación a aquellas variables que superen el 10% de valores sin registro, siguiendo lo elaborado por Castro, et al. (2017) y Giménez y Castro (2017). Además, los primeros autores resaltan que el *hoc-deck* es idóneo en el caso de modelos que incluyen variables categóricas, tal y como se hace en el presente trabajo, y que a continuación se plantea.

3.2. Modelo y tratamiento econométrico

Para evaluar y encontrar los principales factores que determinan el desarrollo de competencias, medir la calidad de los sistemas educativos y su nivel de eficiencia, los trabajos empíricos en el marco de la Economía de la Educación emplean lo que se define como la Función de Producción Educativa –FPE–. En ella, se relacionan estadísticamente los puntajes obtenidos por los estudiantes en las evaluaciones estandarizadas, definidos como *outputs*, con el conjunto de características del estudiante, su familia y el centro escolar, considerados como *inputs*. De acuerdo con Luque (2007) la estructura de la FPE es la siguiente:

$$Output_i^t = Inputs[F_i^t, P_i^t, S_i^t, A_i^t] + \mu_i^t \quad [1]$$

Donde $Output_i^t$ representa el puntaje obtenido en las pruebas estandarizadas por el *i*-ésimo estudiante en el periodo *t*. Los tres primeros componentes de [1] hacen referencia a las

características del *i-ésimo* estudiante en el tiempo t $-F_i^t$ -, las de su familia $-P_i^t$ - y las del colegio $-S_i^t$ -. El cuarto corresponde a sus habilidades y capacidades de aprender, siendo estos atributos propios del estudiante, que lo identifica y lo diferencia de los demás. En la práctica, algunos de estos atributos no son directamente observables o medibles, como es el caso del nivel de esfuerzo, la motivación o sus aspiraciones, por lo que, generalmente, se incorporan en el término de error de la FPE, así:

$$Output_i^t = Inputs[F_i^t, P_i^t, S_i^t] + \varepsilon_i^t \quad \text{con} \quad \varepsilon_i^t = A_i^t + \mu_i^t \quad [1']$$

A partir de la estructura de la FPE en [1'], la forma funcional específica que se propone estimar aquí es la siguiente:

$$PF_i^h = \beta_0^h + \sum_{j=1}^m \beta_j^h CE_{ij}^h + \sum_{j=m+1}^k \beta_j^h CF_{ij}^h + \sum_{j=k+1}^w \beta_j^h CC_{ij}^h + \varepsilon_i^h \quad [2]$$

Donde PF_i^h corresponde al valor promedio de los diez valores plausibles de la puntuación en la evaluación de competencias financieras del *i-ésimo* estudiante, del *h-ésimo* país. En primer sumatorio CE_{ij}^h recoge las variables que caracterizan al estudiante, donde está incluida el género, en el segundo CF_{ij}^h las características de su familia, y en el tercero CC_{ij}^h se encuentran las del centro escolar. ε_i^h corresponde al término de perturbación de error, que se distribuye como una normal, con media cero y varianza constante [$\varepsilon_i^h \sim N(0, \delta_h^2)$]. Cada coeficiente de la FPE dada en [2] medirá el efecto que tienen sobre el desarrollo de competencias financieras las CE, $\beta_j^h, j = 1, 2, \dots, m$, las CF, $\beta_j^h, j = m + 1, 2, \dots, k$, y las CC, $\beta_j^h, j = k + 1, 2, \dots, w$. La elección o inclusión de las variables en cada una de estas dimensiones están acorde con lo establecido en los trabajos empíricos sobre esta línea de investigación [ver Cuadro 1], y se muestran en el Cuadro 3.

Ahora bien, los métodos para la estimación de la FPE van desde la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios $-MCO$ - hasta el uso de las Ecuaciones Simultáneas y los Modelos Jerárquicos Multinivel $-MJM$ - [ver Mancebón, et al. (2019) y Castro, et al. (2017)]. Estos últimos han ganado un gran espacio en la literatura empírica ya que actualmente se reconoce que las unidades estudiadas en la FPE [estudiantes y colegios] se encuentran intrínsecamente relacionadas entre sí, a través de las puntuaciones en las evaluaciones

estandarizadas [variable dependiente], por lo que los estimadores obtenidos con los MJM son más robustos (Castro, Giménez, & Ximénez de Embún, Educational Inequalities in Latin America, 2012 PISA: Causes of Differences in School Performance between Public and Private Schools, 2017).

Cuadro 3: Inputs incluidos en la FPE.

C	Input [Variable]	Definición	Código Pregunta
Estudiante	Género	Variable Dummy que toma el valor de 1, si el <i>i-ésimo</i> estudiante es hombre, cero si es mujer.	ST004D01T
	No Repetidor	Variable Dummy que toma el valor de 1, si el <i>i-ésimo</i> estudiante no ha repetido ningún curso, cero si repitió al menos uno.	ST127Q01TA ST127Q02TA ST127Q03TA
	Red Social	Variable Dummy que toma el valor de 1, si el <i>i-ésimo</i> participa en debates y foros en línea o si habla varias veces por día en redes sociales, cero en caso contrario.	ST176Q02IA; ST176Q06IA
Familia	Libros	Variable Dummy que toma el valor de 1, si en el hogar hay libros de literatura clásica, poesía, arte, música o diseño, cero en caso contrario.	ST011Q07TA ST011Q08TA ST011Q16NA
	Educamadre	Variable continua que hace referencia a los años de educación que tiene la madre, recodificado con base en el ISCED.	MISCED
	Ocupación	Variable continua. Índice construido por la OECD, que mide el estatus ocupacional más alto logrado por los padres.	HISEI
	Materialesedu	Variable continua. Índice construido por la OECD. Mide los recursos educativos en el hogar.	HEDRES
Colegio	Alum/Prof.	Variable continua. Proporción de alumnos por profesor.	STRATIO
	Público	Variable Dummy que toma el valor de 1, si el colegio es público, cero si es privado.	SCHLTYPE
	Escaso	Variable continua. Índice calculado por la OECD. Mide la escasez de materiales educativos en el colegio.	EDUSHORT
	Profecert	Variable continua. Proporción de profesores certificados en el colegio.	PROATCE

C: Característica.

Fuente: Elaboración propia con base en información PISA-Financiero 2018, OECD (2018).

Sin embargo, cabe señalar que, como en el término de error se encuentran las capacidades y habilidades de aprender del estudiante, no todos los *inputs* incluidos explícitamente en la FPE son estadísticamente exógenos, por cuanto pueden estar correlacionados con el error del modelo, lo que causa el problema de endogeneidad (Hanushek & Woessmann, 2011), por lo tanto, las estimaciones MCO y MJM no son convenientes porque los coeficientes resultantes serán sesgados e inconsistentes. Castro, et al. (2018) comprueban la existencia de este problema en la FPE cuando en ella se incluye la

variable *no repetidora*, y lo solventan aplicando Variables Instrumentales –VI–, en particular, el enfoque de Mínimos Cuadrados en dos Etapas –MC2E–. Como el presente trabajo incluye esta variable como *input* en la FPE, se aplicará lo desarrollado por estos autores.

Inicialmente, se aplicarán los estadísticos de prueba de Durbin (1954) y Wu (1973)-Hausman (1978) para detectar el problema. La hipótesis que se plantea en ellos es que todos los *inputs* de la FPE son exógenos [$corr(x_{ij}, \varepsilon_i) = 0$]. De evidenciarse el problema, se instrumentalizará el modelo con las variables preescolar y minutos promedio de estudio en matemáticas, tal y como lo realizaron Castro, et al. (2018), estimando la FPE a través de MC2E. Posterior a las estimaciones, se aplican los test de Basman (1960) y Sargan (1958) para la validación de los instrumentos empleados. El método MC2E se describe a continuación.

Considere el modelo $\mathbf{P} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$, donde \mathbf{P} es el vector que contiene las puntuaciones de los estudiantes en la evaluación de competencias financieras, \mathbf{X} es la matriz de que contiene los *inputs* y $\boldsymbol{\varepsilon}$ el término aleatorio de error. Así, es posible que existan k variables, contenidas en \mathbf{X} , tales que la $cov(\mathbf{X}, \boldsymbol{\varepsilon}) \neq 0$, por lo tanto, debe encontrarse un número de variables l dadas en \mathbf{Z} , con $l > k$, en la que $cov(\mathbf{Z}, \mathbf{X}) \neq 0$ pero con $cov(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varepsilon}) = 0$. De esta manera, \mathbf{Z} se define como un conjunto de variables instrumentales para las k variables contenidas en \mathbf{X} . En otras palabras, para obtener estimadores de $\boldsymbol{\beta}$ consistentes, se requiere de información adicional. Dicha información está dada en \mathbf{Z} , de forma tal que la $cov(\mathbf{Z}, \mathbf{X}) \neq 0$ y la $cov(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varepsilon}) = 0$.

El método de VI 2sls supone que la $cov(\mathbf{Z}, \mathbf{X}) \neq 0$, pero esto no es suficiente, porque se desea que esta relación sea lo suficientemente “buena”. Así, para obtener coeficientes insesgados y consistentes bajo el problema de endogeneidad, se deben realizar las estimaciones de la FPE dada en [2] en dos etapas. La primera, realizar una regresión a través de MCO de \mathbf{X} en función de \mathbf{Z} . La segunda, emplear los estimadores obtenidos en la primera etapa y calcular $\hat{\mathbf{X}}$, luego aplicar MCO a la relación funcional entre \mathbf{P} [variable dependiente] y $\hat{\mathbf{X}}$.

Considérese el modelo lineal estándar entre las puntuaciones de los estudiantes, obtenidas en la evaluación de competencias financieras [\mathbf{P}] y los inputs contenidos en \mathbf{X} :

$$\mathbf{P} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \rightarrow \quad P_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad [3]$$

La expresión [3] se define como la Ecuación Estructural –EE– de la FPE en la que $E(\varepsilon_i) = 0$, y existen $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{li}$ variables exógenas, por lo que la $cov(x_{ji}, \varepsilon_i) = 0$, $j = 1, \dots, l$, y hay $x_{l+1i}, x_{l+2i}, \dots, x_{ki}$ variables potencialmente endógenas, por lo que $cov(x_{ji}, \varepsilon_i) \neq 0$, $j = l + 1 \dots k$, por lo cual, se debe encontrar un conjunto de variables instrumentales para cada una de las endógenas $x_{l+1i}, x_{l+2i}, \dots, x_{ki}$. Para que estos instrumentos sean válidos deben cumplir con la *Restricción de Exclusión*, esto es, no deben estar especificados en el modelo, por lo que los instrumentos no deben estar contenidos en la FPE, las variables exógenas que sí están en la FPE [x_{ji} con $j = 1, 2 \dots l$] no pueden emplearse como variables instrumentales para las variables endógenas [x_{ji} con $j = l + 1 \dots k$], y los instrumentos elegidos deben estar correlacionados con x_{ji} , $j = l + 1 \dots k$ [endógenas], y no deben estar relaciondos con el error ε_i .

Con base en lo anterior, si \mathbf{Z} corresponde al conjunto de variables instrumentales, entonces una parte de dicho conjunto no debe estar especificado en la EE, y la $cov(\mathbf{Z}, \mathbf{X}) \neq 0$ y la $cov(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varepsilon}) = 0$. Para obtener la primera correlación, se establece una relación lineal entre las variables endógenas y el conjunto de variables instrumentales, es decir:

$$x_{ji, j=l+1 \dots k} = \pi_{j0} + \sum_{m=1}^l \pi_{jm} x_{mi} + \sum_{m=l+1}^k \alpha_{jm} z_{mi} + \mu_{ji} \quad \rightarrow \quad \mathbf{M} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\Pi} + \boldsymbol{\mu} \quad [4]$$

Donde $x_{ji, j=l+1 \dots k} = \mathbf{M}$ representa las variables de las dimensiones asociadas al aprendizaje que estarían incluidas en la FPE [2] y que presentarían una correlación con el error [Variables Endógenas], x_{mi} , $m = 1, 2, \dots, l$ son las variables incluidas en [2] pero que no estarían correlacionadas con el error –Variables Exógenas, o Instrumentos Incluidos– y z_{mi} , $m = l + 1, \dots, k$ los *inputs* que no se incluyen en la FPE –Instrumentos Excluidos–, los cuales, como ya se ha dicho, deben estar correlacionadas con las $x_{ji, j=l+1 \dots k}$, pero no con el error. Así, \mathbf{Z} representa el conjunto de las Variables Instrumentales, incluidas y excluidas de la EE, esto es, de la FPE.

Ahora, la correlación entre los instrumentos excluidos y las variables endógenas estará dada por los coeficientes α_{jm} , de esta manera $\alpha_{jm} = cov(z_{mi}, x_{ji})$, $m = j = l + 1, \dots, k$, y como $cov(z_{mi}, x_{ji}) \neq 0$ entonces los coeficientes α_{jm} deberán ser estadísticamente

significativos y distintos de cero. Así, la *primera fase* de MC2E consiste en estimar a través de MCO los coeficientes representados por $\mathbf{\Pi}$ de la *Forma Reducida* dada en la expresión [4], por lo tanto, los coeficientes estimados serán iguales a:

$$\hat{\mathbf{\Pi}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{M} \quad [5]$$

Una vez obtenidos los $\hat{\mathbf{\Pi}}$, que incluyen la correlación estimada entre los instrumentos excluidos con las variables endógenas $[\hat{\alpha}_{jm}]$, se emplean para obtener los valores estimados de las variables endógenas, es decir, se calcula $\hat{\mathbf{M}} = \hat{x}_{ji}, j = l + 1 \dots k.$, lo que inicia la segunda etapa de este enfoque de VI. Así, sustituyendo [5] en [4] se tiene:

$$\hat{\mathbf{M}} = \mathbf{Z}\hat{\mathbf{\Pi}} = \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{M} \quad \rightarrow \quad \hat{x}_{ji} = \hat{\pi}_{j0} + \sum_{m=1}^l \hat{\pi}_{jm}x_{mi} + \sum_{m=l+1}^k \hat{\alpha}_{jm}z_{mi} \quad [6]$$

Luego de obtener los valores estimados $\hat{\mathbf{M}} = \hat{x}_{ji}, j = l + 1 \dots k.$, se incorporan en la FPE, de esta manera:

$$P_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^l \beta_j x_{ji} + \sum_{j=l+1}^k \beta_j \hat{x}_{ji} + \varepsilon_i \quad \rightarrow \quad \mathbf{P} = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \hat{\mathbf{M}}\boldsymbol{\beta}_2 + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \therefore \quad \mathbf{P} = \hat{\mathbf{X}}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad [7]$$

Con $\hat{\mathbf{X}} = [\mathbf{X}_1 \quad \hat{\mathbf{M}}]$ y $\boldsymbol{\beta}' = [\boldsymbol{\beta}_1 \quad \boldsymbol{\beta}_2]$. Esta fase termina estimando [7] a través de MCO, por lo que los coeficientes para cada uno de los factores son:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{M}}'\mathbf{M} & \hat{\mathbf{M}}'\mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_1'\mathbf{M} & \mathbf{X}_1'\mathbf{X}_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{M}}'\mathbf{Y} \\ \mathbf{X}_1'\mathbf{Y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{M}}'\hat{\mathbf{M}} & \hat{\mathbf{M}}'\mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_1'\hat{\mathbf{M}} & \mathbf{X}_1'\mathbf{X}_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{M}}'\mathbf{Y} \\ \mathbf{X}_1'\mathbf{Y} \end{bmatrix} = (\hat{\mathbf{X}}'\hat{\mathbf{X}})^{-1}\hat{\mathbf{X}}'\mathbf{P} \quad [8]$$

Luego de operar matricialmente el producto de la expresión [8], los $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ para la FPE puede calcularse con³:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E} = (\hat{\mathbf{X}}'\hat{\mathbf{X}})^{-1}\hat{\mathbf{X}}'\mathbf{P} = (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})(\mathbf{X}'\mathbf{Z})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{Z})(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{P} \quad [9]$$

³ Para un mayor desarrollo del procedimiento, puede consultarse Castro (2016) y Greene (2012).

Es decir, los coeficientes de las variables que determinan el desarrollo de las competencias financieras se obtienen a partir de la información contenida en $\mathbf{P}, \mathbf{X}, \mathbf{Z}$. Si el número de variables endógenas es igual al número de variables exógenas [identificación exacta, $k = l$], entonces [9] queda como sigue:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E} = (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{P} \quad [10]$$

De esta manera, como se mencionó, los $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E}$ serán consistentes e insesgados así exista o no una correlación distinta de cero entre las variables endógenas de la FPE y el término de error. En relación con el nivel de eficiencia, se establece que dentro de los posibles estimadores de MC2E, los $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E}$ tienen la menor varianza posible, y están dadas por:

$$var(\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E}) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})(\mathbf{X}'\mathbf{Z})^{-1} \quad [12]$$

Donde $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ representa la varianza estimada del término de error de [4], y es igual a $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{n} [(Y - X\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E})'(Y - X\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E})]$. Sin embargo, cuando estas varianzas se comparan con las obtenidas al aplicar directamente MCO, las $var(\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MC2E}) > var(\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{MCO})$, por lo que se pierde eficiencia⁴, razón por la cual, se estimarán los coeficientes a través de MCO, reportando las desviaciones estándar por *cluster* de escuela, y de esta forma poder “capturar los efectos de escuela”.

La estimación de la FPE permitirá identificar las brechas por género en el desarrollo de competencias financieras, además de cuantificarlas. Como el objetivo general es identificar los determinantes que están asociados a estas brechas, posterior a estos resultados, se aplica la técnica de descomposición de Oaxaca-Blinder (1973) para lograr este objetivo. En la siguiente sección se explica esta técnica

⁴ Para verlo de forma más práctica, considérese el caso del modelo simple $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \mu_i$. La $var(\widehat{\beta}_1^{MCO}) = \frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ mientras que la $var(\widehat{\beta}_1^{2SLS}) = \frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 r_{x,Z}^2}$, donde $r_{x,Z}^2$ corresponde a la bondad de ajuste de la regresión entre la variable endógena x_i y \mathbf{Z} , como $0 < r_{x,Z}^2 < 1$, entonces $\frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} < \frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 r_{x,Z}^2}$.

3.3. Descomposición de Oaxaca-Blinder (1973)

Desde los años sesenta del siglo pasado, ya se había identificado que, en el mercado laboral, los hombres obtenían una mayor remuneración salarial que las mujeres, a pesar de que no existían diferencias en formación profesional y/o experiencia entre ellos. Para explicar el porqué de estas divergencias por género en el salario [incluso en raza], los profesores Ronald Oaxaca y Alan Blinder, de *Princeton University* y de *University of Arizona*, respectivamente, desarrollan de forma independiente en el año 1973 una técnica con la cual logran explicar las brechas salariales por género, para el caso del mercado laboral norteamericano, a través de un componente explicado por el modelo empleado, y otro componente inobservable.

Esta técnica, lo que se hace básicamente es estimar regresiones por grupos [hombres y mujeres] y analiza qué parte de la diferencia del resultado obtenido [salario] está dado por las diferencias observadas en las variables o características entre los dos grupos. Así, el componente observado o explicado es calculado teniendo en cuenta las divergencias en las características propias de los individuos de los grupos, y el componente inexplicado o inobservable corresponde a la parte residual, que no es explicada por dichas características [ver Oaxaca (1973) y Blinder (1973)].

Desde su aparición, la técnica ha sido ampliamente aplicada en el ámbito de la Economía Laboral, y se ha extendido a otros campos de la Economía, como la Economía de la Educación, en la que ha ido incrementándose sustancialmente los estudios que la utilizan para explicar las brechas en desempeño educativo entre las escuelas privadas y públicas [ver Castro, et al. (2017) y Giménez y Castro (2017)], a partir de las diferencias entre idiomas [ver Riitsalu y Pöder, (2016)], explicar las brechas través del tiempo [ver Oreiro y Valenzuela (2013)], y las diferencias en calidad de los sistemas educativos entre países o regiones [ver Gertel, et al. (2012) y Ramos, et al. (2012)]. Sin embargo, hasta el momento de la presente, *no se encontraron aplicaciones empíricas que apliquen Oaxaca-Blinder por género, para explicar las diferencias en el desarrollo de competencias financieras, lo que se constituye como una aportación del presente trabajo.*

Así, como lo que interesa aquí es estudiar el porqué de las diferencias en resultados en la puntuación PISA-Financiero 2018 entre hombres [grupo A] y mujeres [grupo B], la

brecha por género –BG– se puede expresar como la diferencia en el valor esperado del puntaje del grupo A y del grupo B, tal y como lo propone Jan (2008):

$$\mathbf{BG}_i = E(\mathbf{PF}_{iA}) - E(\mathbf{PF}_{iB}) \quad [13]$$

Como $\mathbf{PF}_{ij} = \mathbf{X}'_j \boldsymbol{\beta}_j + \boldsymbol{\varepsilon}_j$, con $j = A$ y B , \mathbf{X}'_j representa la *matriz de dotaciones iniciales*, que contiene las características del estudiante, de su familia y del centro escolar, para cada estudiante, en los dos grupos, y $\boldsymbol{\beta}_j$ el vector de coeficientes [incluye el intercepto], entonces [13] queda como sigue:

$$\mathbf{BG}_i = E(\mathbf{X}'_A \boldsymbol{\beta}_A + \boldsymbol{\varepsilon}_A) - E(\mathbf{X}'_B \boldsymbol{\beta}_B + \boldsymbol{\varepsilon}_B) \quad [14]$$

Aplicando las propiedades del valor esperado a la expresión [14], se tiene:

$$\mathbf{BG}_i = E(\mathbf{X}'_A \boldsymbol{\beta}_A) + E(\boldsymbol{\varepsilon}_A) - E(\mathbf{X}'_B \boldsymbol{\beta}_B) - E(\boldsymbol{\varepsilon}_B) \quad [15]$$

El término de error $\boldsymbol{\varepsilon}_j \sim N(0, \delta^2)$ con $j = A$ y B , por lo que $E(\boldsymbol{\varepsilon}_j) = 0$, y como los parámetros estimados en [2] a través de VI son insesgados, entonces $E(\boldsymbol{\beta}_j) = \boldsymbol{\beta}_j$, por lo que [15] ahora es:

$$\mathbf{BG}_i = E(\mathbf{X}'_A) \boldsymbol{\beta}_A - E(\mathbf{X}'_B) \boldsymbol{\beta}_B \quad [16]$$

Daymont y Andrisani (1984) y Jones Kelley (1984) proponen que [16] puede deberse a tres factores, es decir que $\mathbf{BG}_i = D + C + I$, donde D representa el *Efecto Dotaciones* y corresponde al componente observado del modelo, C el *Efecto Coeficientes* e I al *Efecto Interacción*. Estos dos últimos hacen parte del componente no observado. Según los autores, cada uno de estos factores se calculan de la siguiente manera:

$$D = [E(\mathbf{X}_A) - E(\mathbf{X}_B)]' \boldsymbol{\beta}_B \quad [17]$$

$$C = E(\mathbf{X}_B)' (\boldsymbol{\beta}_A - \boldsymbol{\beta}_B) \quad [18]$$

$$I = [E(\mathbf{X}_A) - E(\mathbf{X}_B)]'(\boldsymbol{\beta}_A - \boldsymbol{\beta}_B) \quad [19]$$

Así, el Efecto Dotaciones [17] mide la diferencia en puntuación entre hombres y mujeres debido a la diferencia en las características propias de los individuos de los dos grupos ya que, en promedio, ellos tienen características diferentes. El Efecto Coeficientes [18] tienen en cuenta la diferencia en resultados que se daría si el grupo B tuviera los mismos coeficientes que el grupo A, con lo que se tiene la valoración que hace el grupo B de sus dotaciones iniciales, con base en la valoración que hace el grupo A. El Efecto Interacción [19] recoge el efecto simultáneo de D y C. Sustituyendo en [16] los tres factores, se tiene:

$$\mathbf{BG}_j = [E(\mathbf{X}_A) - E(\mathbf{X}_B)]'\boldsymbol{\beta}_B + E(\mathbf{X}_B)'(\boldsymbol{\beta}_A - \boldsymbol{\beta}_B) + [E(\mathbf{X}_A) - E(\mathbf{X}_B)]'(\boldsymbol{\beta}_A - \boldsymbol{\beta}_B) \quad [20]$$

Así, si después de estimar la FPE a través de MC2E se calculan brechas significativas por género en la puntuación en PISA-Financiero 2018, Oaxaca-Blinder permite identificar si éstas son originadas por las divergencias en la dotación inicial por género, en las características de los estudiantes, su familia y el centro escolar al cual asiste. Posteriormente, y como un último paso, se determinará cuál es el peso relativo que tiene el género en la heterogeneidad de los resultados en PISA-Financiero 2018. Para ello, se empleará la descomposición Shorrocks-Shapley, que a continuación se describe.

3.4. Descomposición de Shorrocks (1999) -Shapley (1953)

Desde el punto de vista de la Teoría de Juegos, los participantes pueden conformar coaliciones en un juego cooperativo con el ánimo de obtener un mayor beneficio. Dadas las coaliciones, unos jugadores pueden obtener un mayor beneficio que otros ya que, estos jugadores pueden tener un mayor poder de negociación en la conformación de las coaliciones, y tener cierta ventaja que otros. Por lo anterior, el matemático y economista norteamericano Lloyd Stowell Shapley, en el año 1953, propuso una metodología en la cual la distribución de los beneficios se diera de forma “justa”. Así la cantidad que recibe el jugador i durante el juego de coalición viene dada por:

$$\psi(v) = \sum_{i=1}^n \psi_i(v_i) = \sum_{S \subseteq N/\{i\}} \frac{|S|!(n-|S|-1)!}{n!} [v(S \cup \{i\}) - v(S)] \quad [21]$$

Donde $\psi(v)$ se conoce como el *Valor de Shapley* y describe el pago que recibirán los miembros de la coalición, dada la cooperación entre ellos. Este valor depende de la función de coalición $v(S)$ que conforman los n jugadores en S coaliciones, y para que la distribución de los beneficios sea justa, según Shapley (1953), debe cumplirse que:

- 1) El i -ésimo y j -ésimo jugador sean equivalentes, es decir, $v(S \cup \{i\}) = v(S \cup \{j\})$, lo que equivale a decir que debe existir simetría.
- 2) Al considerar dos juegos cooperativos v y w , las ganancias derivadas de la combinación de v y w deben ser las mismas que las obtenidas por los beneficios en en v y w , por lo tanto, $\psi_i(v + z) = \psi_i(v) + \psi_i(z)$ por cada i en N ; $\psi_i(av) = a\psi_i(v)$ por cada i en N , es decir, debe haber linealidad.
- 3) Si se da que $\psi_i(v) = 0$; $v(S \cup \{i\}) = v(S) \quad \forall S$, entonces el jugador es nulo.
- 4) Por último, debe cumplirse la eficiencia, por lo que la asignación de todos los beneficios de la coalición debe ser iguales a $\sum_{i \in N} \psi_i(v) = v(N)$.

A partir del *Valor de Shapley*, el economista británico Anthony Shorrocks en sus trabajos elaborados en los años 1999 y 1982, propuso una metodología que complementa la desarrollada por Shapley (1953), ya que permite que la distribución de los beneficios se haga por grupos factoriales. A esta técnica que se conoce como descomposición de Shorrocks-Shapley, y ha sido ampliamente usada en los estudios empíricos sobre desigualdades socioeconómicas o de pobreza. En el campo de la Economía de la Educación esta descomposición ha sido poco utilizada, por lo tanto, *el uso de esta técnica en el presente trabajo no solo representa una novedad en este contexto, también resulta una contribución adicional.*

Así, siguiendo a Shorrocks (1999), sea $H(x) = \sum_f S_f$ la heterogeneidad en los resultados de PISA-Financiero 2018, donde S_f es la contribución relativa, de cada *input* de la FPE a la heterogeneidad. Sea $x = \sum_f x_i^f$ la variabilidad en la puntuación en PISA-Financiero 2018, resultado de la agregación de la desigualdad por factor, y al tener en cuenta

[21] y al dividir el peso de cada *input* entre el indicador de desigualdad, la contribución relativa por favor puede obtenerse a partir de:

$$s_f = \frac{S_f}{H(\sum_f x_i^f)} \quad [21]$$

Ahora bien, al expresar la varianza como una combinación de las desigualdades entre escuelas y las permutaciones de cada *input* de la FPE, ésta puede calcularse a través de [ver Shorrocks (1982)]:

$$\sigma^2(x) = \sum_f \sigma^2(x^f) + \sum_{j \neq f} \rho_{jf} \sigma(x^f) \sigma(x^j) = cov(x^f, x^j) \quad [22]$$

Con ρ_{jf} como el al coeficiente de correlación entre los colegios. De esta manera, la contribución relativa de cada *input* viene dado por:

$$s_f(\sigma^2) = \frac{S_f(\sigma^2)}{\sigma^2(x)} = \frac{cov(x^f, x^j)}{\sigma^2(x)} \quad [23]$$

Por último, de las estimaciones de la FPE a través de MC2E, se calculará la varianza de la puntuación en PISA-Financiero 2018 para cada país, con base en:

$$\sigma_h^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\widehat{PF}_i^h - \overline{\widehat{PF}_i^h} \right)^2 \quad [24]$$

Donde \widehat{PF}_i^h es la puntuación estimada para el *i-ésimo* estudiante del *h-ésimo* país, a partir de los coeficientes obtenidos de la regresión MC2E, y $\overline{\widehat{PF}_i^h}$ es su correspondiente valor medio. Al obtener esta varianza como una *proxy* de la heterogeneidad en el desarrollo de competencias financieras, se descompondrá [24] aplicando la expresión [23], para obtener finalmente el peso relativo de cada factor en dicha heterogeneidad, incluido el género. En el siguiente apartado, se analizan los resultados obtenidos de la aplicación de la metodología descrita aquí.

4. Resultados

4.1. Endogeneidad y desigualdades de género

El primer paso hacia el logro de los objetivos del presente trabajo es comprobar en la FPE la existencia del problema de endogeneidad. En la Tabla 2 se muestran los resultados de los estadísticos de prueba para la identificación del problema y la validación de los instrumentos.

Tabla 2: Identificación del problema de endogeneidad en la FPE.

País/Economía	Pruebas Endogeneidad		Pruebas Instrumentos		Instrumentos Excluidos
	Durbin Chi2	Wu-Hausman F	Sargan Chi2	Basmann Chi2	
Brasil [BRA]	54,14 (0,0000)	54,58 (0,0000)	4,5774 (0,1016)	4,5657 (0,1020)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Bulgaria [BGR]	46,3 (0,0000)	46,88 (0,0000)	2,1855 (0,1393)	2,1768 (0,1281)	Clasmate; Asistencia
Canadá [CAN]	154,08 (0,0000)	158,28 (0,0000)	0,1135 (0,7362)	0,1132 (0,7365)	Clasmate ; Asistencia
Chile [CHL]	47,11 (0,0000)	47,8 (0,0000)	0,2422 (0,8859)	0,2408 (0,8961)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Eslovaquia [SVK]	51,92 (0,0000)	52,68 (0,0000)	5,3126 (0,0702)	5,2957 (0,0708)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
España [ESP]	169,14 (0,0000)	173,93 (0,0000)	6,6129 (0,0101)	6,6055 (0,0144)	Clasmate; Asistencia
Estados Unidos [USA]	52,8 (0,0000)	53,58 (0,0000)	0,6551 (0,7207)	0,6519 (0,7218)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Estonia [EST]	66,09 (0,0000)	67,03 (0,0000)	1,737 (0,1875)	1,7319 (0,1870)	Preescolar; Asistencia
Finlandia [FIN]	98,51 (0,0000)	101,11 (0,0000)	6,0891 (0,0476)	6,0747 (0,0480)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Georgia [GEO]	144,25 (0,0000)	150,26 (0,0000)	0,1279 (0,9381)	0,1273 (0,9389)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Indonesia [IDN]	82,22 (0,0000)	83,37 (0,0000)	1,4036 (0,4957)	1,4001 (0,4965)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Italia [ITA]	229,74 (0,0000)	237,61 (0,0000)	8,0725 (0,0177)	8,0652 (0,0177)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Letonia [LVA]	111,36 (0,0000)	116,2 (0,0000)	0,7391 (0,6910)	0,7353 (0,7478)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Lituania [LTU]	47,57 (0,0000)	48,1 (0,0000)	1,7316 (0,1882)	1,7254 (0,1890)	Clasmate; Claslec
Moscú [QMR]	0,07 (0,7892)	0,07 (0,7904)	N.A.		Preescolar; Clasmate; Asistencia
Países Bajos [NLD]	37,18 (0,0000)	37,56 (0,0000)	0,3949 (0,8208)	0,3926 (0,8217)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Perú [PER]	13,95 (0,0002)	13,95 (0,0002)	0,1946 (0,9073)	0,1933 (0,9075)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Polonia [POL]	126,55 (0,0000)	130,46 (0,0000)	2,0554 (0,3578)	2,0489 (0,3590)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Portugal [PRT]	129,68 (0,0000)	134,53 (0,0000)	0,45 (0,7985)	0,4481 (0,7993)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Rusia [RUS]	76,18 (0,0000)	77,53 (0,0000)	0,8965 (0,6387)	0,8936 (0,6397)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Serbia [SRB]	147,47 (0,0000)	154,37 (0,0000)	5,2178 (0,0736)	5,2026 (0,0742)	Preescolar; Clasmate; Asistencia
Tartaristán [QRT]	68,58 (0,0000)	69,91 (0,0000)	2,7838 (0,2486)	2,7742 (0,2498)	Preescolar; Clasmate; Asistencia

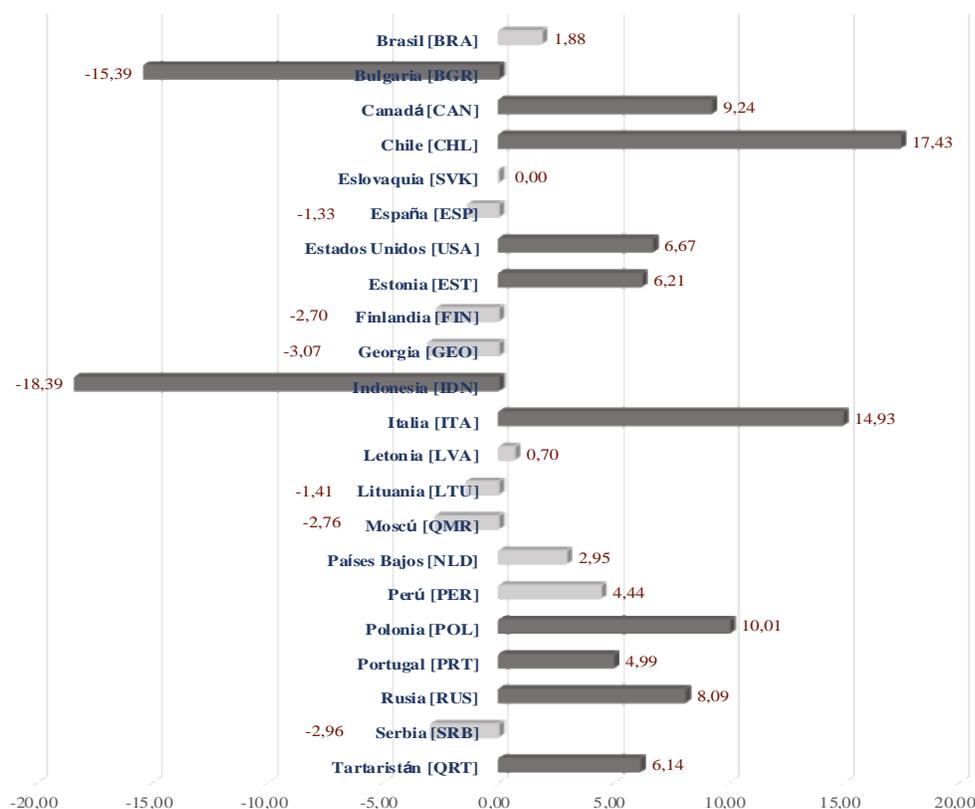
N.A.: No Aplica. *p-value* entre paréntesis. Nivel de significancia 1%.
Fuente: Cálculos propios con base en información OECD (2018a).

Como se ve en la tabla anterior, los *p-value* de los test de Durbin y Wu-Hausmann para todos los países y/o economías participantes en PISA-Financiero 2018 son menores al nivel de significancia del 1%, excepto para Moscú, lo que sugiere que no hay suficiente evidencia estadística para aceptar la hipótesis nula que establece que todos los instrumentos son exógenos, por lo tanto, la FPE tiene el problema de endogeneidad, específicamente, la variable no repetidor se encuentra correlacionada con el término de error. Para solventar este problema, se emplearon como instrumentos [no incluidos] las variables preescolar, número de clases de matemática y lectura ya que, si el estudiante ingresa al sistema educativo a una edad temprana, se hace menos propenso a repetir un año lectivo, así mismo, si recibe un mayor número de clases [ver Castro, et al. (2018)]. Además de las anteriores, se empleó el *input* Asistencia, asumiendo que, si el estudiante no ha dejado de asistir al colegio en las últimas dos semanas, menor es la probabilidad de que repita curso.

Los resultados de la validación de los instrumentos excluidos indican que, los instrumentos empleados en el presente trabajo son adecuados. En todos los casos, el *p-value* asociado a los estadísticos de Sargan y Basman son mayores al nivel de significancia del 1%, por lo que no hay suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, que plantea que todos los instrumentos son exógenos, es decir, al emplear los *inputs* Preescolar, Clasmate, Claslec y Asistencia, estos se encuentran correlacionados con No repetidor, pero no con el error del modelo. Para Moscú, no se aplicaron estos estadísticos ya que esta región no presentó el problema, por lo que las estimaciones se realizarán a través de MCO [ver Tabla 2].

Una vez solventado parcialmente el problema de endogeneidad, y como un segundo paso, se estimó por grupos [hombres y mujeres] la FPE a través de MC2E para determinar si hay o no desigualdades de género, estadísticamente significativas, en el desarrollo de competencias financieras, tal y como lo proponen Oaxaca-Blinder (1973), para poder medir dichas desigualdades e identificar que las causa, a través de los componentes observado e inobservado del modelo. En la Gráfica 1 se muestran los resultados de estas estimaciones para todos los países y/o economías participantes en PISA-Financiero 2018.

Gráfica 1: Estimación de las desigualdades de género en competencias financieras.



Nota: Las barras oscuras representan significancia al 10%. Estimaciones Oaxaca-Blinder con MC2E. La comparación es de hombres respecto a las mujeres. La interpretación de los resultados se hace comparando las mujeres respecto a los hombres.
Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información OECD (2018a.)

Al aplicar Oaxaca-Blinder (1973) no se estimaron brechas estadísticamente significativas entre hombres y mujeres para todos los países y/o economías. En el caso de Brasil, Letonia, Países Bajos y Perú si bien los hombres obtuvieron, en media, una mayor puntuación en PISA-Financiero 2018 respecto a las mujeres, esta diferencia no resultó significativa. Así mismo, para España, Finlandia, Georgia, Lituania, Moscú y Serbia, donde son las mujeres las que se desempeñaron mejor en estas pruebas. En las regiones donde sí se estimaron desigualdades estadísticamente significativas, los resultados son los siguientes:

1. En Bulgaria e Indonesia las mujeres tienen, en promedio, un mayor conocimiento en temas relacionados con la economía y las finanzas. Ello, gracias a que la puntuación que obtuvieron en las pruebas sobre competencias financieras estuvo por arriba del que lograron los hombres. De esta manera, en Bulgaria los hombres

obtuvieron 15,39 puntos menos que las mujeres, y en Indonesia 18,39 puntos menos, la mayor desigualdad entre estos dos países [ver Gráfica 1].

2. Los países y/o regiones donde son los hombres los que tienen un mayor conocimiento y mejor manejo de los temas relacionados con la economía y las finanzas son Canadá, Chile, Estados Unidos, Estonia, Italia, Polonia, Portugal, Rusia y Tartaristán. Las regiones que se destacan por tener una mayor desigualdad de género son Chile [17,43 puntos en promedio] e Italia [14,93 puntos en promedio], y los de menor Portugal [4,99 puntos en promedio] y Tartaristán 6,21 puntos en promedio]. El caso de Eslovaquia es muy particular ya que, de acuerdo con las estimaciones, la brecha entre hombres y mujeres es prácticamente nula [ver Gráfica 1].

En el siguiente apartado se explican los determinantes asociados a las desigualdades de género en los países donde resultaron significativas, objetivo general del presente trabajo.

4.2. Determinantes asociados a las brechas por género

Para interpretar los resultados de la Tabla 3 se mantendrán las dos líneas del apartado anterior, es decir, se interpretan primero las estimaciones para las regiones donde las brechas estuvieron a favor de las mujeres y posteriormente donde estuvieron a favor de los hombres.

Tanto para Bulgaria como para Indonesia las desigualdades de género son explicadas por los dos componentes del modelo. Sin embargo, para Bulgaria el componente observado es el que mayor peso tiene a la hora de explicar estas divergencias, mientras que para Indonesia es el componente inobservado, en particular, el efecto coeficientes. De esta manera, en Bulgaria las brechas se dan por las diferencias que hay en dotaciones entre hombres y mujeres, específicamente, por las diferencias que hay en las características medias individuales. Las mujeres en Bulgaria son las que menos repiten curso [45,01%], pero son las que en menor proporción participan en debates y foros a través de las redes sociales [37,12%], no obstante, ellas son las que mayor provecho hacen de estas diferencias ya que el efecto coeficientes es significativo. Para Indonesia los resultados son similares, las diferencias en las características individuales, dentro del componente observado, son las que

en mayor medida explican las divergencias en conocimientos en temas relacionados con las finanzas, y al igual que en Bulgaria, las mujeres repiten menos cursos [44,81%] y las que menos participan en foros y debates [44,67%].

Tabla 3: Resultados estimación Oaxaca-Blinder, desigualdades de género competencias financieras.

País/Economía	Brecha	Observado				Inobservado							
		Efecto Dotación				Efecto Coeficientes				Efecto Interacción			
		Ind.	Fam.	Esc.	Total	Ind.	Fam.	Esc.	Total	Ind.	Fam.	Esc.	Total
Bulgaria [BGR]	-15,385*** (3,492)	-4,692*** (0,928)	-3,432** (1,475)	-5,003*** (1,101)	-13,127*** (2,180)	75,665 (52,649)	6,683 (15,035)	36,828 (42,480)	-5,999* (3,192)	0,699 (0,729)	-0,083 (0,877)	3,125*** (1,159)	3,741** (1,502)
Canadá [CAN]	9,235*** (3,411)	-1,573*** (0,556)	1,237 (0,848)	0,140 (0,155)	-0,196 (1,086)	138,513 (107,690)	-32,125 (23,793)	-13,804 (19,678)	9,725*** (3,375)	0,259 (0,459)	-0,579 (0,832)	0,025 (0,127)	-0,294 (0,987)
Chile [CHL]	17,430*** (4,000)	-2,499** (0,972)	2,582** (1,245)	0,829 (0,722)	0,912 (1,953)	76,245* (42,475)	-8,229 (16,030)	1,912 (9,728)	16,639*** (3,758)	1,291 (0,902)	-0,659 (0,877)	-0,752 (0,562)	-0,120 (1,388)
Estados Unidos [USA]	6,673* (3,752)	-1,871*** (0,634)	1,120 (1,156)	-0,314 (0,596)	-1,065 (1,527)	79,193 (95,885)	-6,426 (16,226)	22,557 (18,627)	7,400** (3,582)	0,757 (0,574)	-0,848 (0,755)	0,430 (0,577)	0,339 (1,115)
Estonia [EST]	6,206** (2,873)	-2,707*** (0,649)	0,251 (0,918)	-0,092 (0,303)	-2,548** (1,216)	1,613 (45,467)	-30,320* (16,834)	-26,251 (18,627)	8,520*** (2,909)	0,650 (0,790)	-0,292 (0,831)	-0,123 (0,332)	0,235 (1,199)
Indonesia [IDN]	-18,388*** (3,178)	-4,708*** (0,801)	0,652 (0,486)	-4,008*** (0,940)	-8,064*** (1,378)	40,195 (34,941)	12,395 (12,557)	8,399 (9,388)	-12,531*** (3,162)	1,137 (0,968)	0,270 (0,363)	0,800 (0,546)	2,207* (1,131)
Italia [ITA]	14,928*** (2,995)	-3,810*** (0,650)	-1,579** (0,622)	-2,472** (0,967)	-7,861*** (1,389)	-42,885 (62,250)	-30,770** (13,520)	15,746 (19,946)	22,036*** (2,969)	-0,733 (0,735)	1,240** (0,560)	0,246 (0,942)	0,753 (1,272)
Polonia [POL]	10,008*** (2,842)	-3,257*** (0,752)	-1,281 (0,956)	-0,225 (0,242)	-4,762*** (1,309)	256,966*** (91,061)	-30,979* (16,004)	9,523 (16,102)	14,033*** (2,798)	1,460** (0,740)	-0,885 (0,683)	0,162 (0,222)	0,737 (1,049)
Portugal [PRT]	4,987* (3,354)	-3,625*** (0,940)	-0,129 (1,192)	-0,711* (0,388)	-4,466*** (1,636)	20,392 (23,145)	-17,715* (9,623)	-3,396 (13,462)	10,424*** (3,215)	0,233 (0,669)	-0,874 (0,875)	-0,329 (0,393)	-0,970 (1,146)
Rusia [RUS]	8,089*** (2,751)	-1,555*** (0,513)	-0,056 (0,943)	0,356 (0,370)	-1,254 (1,185)	128,757 (88,334)	-6,516 (26,399)	12,155 (13,740)	8,764*** (2,666)	0,042 (0,483)	0,590 (0,693)	-0,053 (0,201)	0,579 (0,880)
Tartaristán [QTR]	6,139** (2,936)	-3,100*** (0,745)	-1,158 (0,746)	0,122 (0,230)	-4,136*** (1,112)	198,367** (91,695)	21,715 (32,387)	10,152 (12,468)	9,274*** (2,925)	0,694 (0,805)	-0,003 (0,620)	0,310 (0,333)	1,001 (1,068)

Nota: Ind.: Individuales; Fam.: Familiares; Esc.: Escolares. *** sig. 1%; ** sig. 5%; * sig. 10%. Desviaciones estándar robustas entre paréntesis. La interpretación de los resultados se hace comparando las mujeres respecto a los hombres.

Fuente: Cálculos propios con base en información OECD (2018a)

Para Canadá, Chile, Estados Unidos y Rusia las desigualdades de género son explicadas significativamente solo por el efecto coeficientes, esto es, por los aspectos inobservables del modelo, que no tienen que ver con las características del estudiante, de su familia ni del centro escolar, considerados en la FPE del presente trabajo, ya que no resultaron significativos dentro de este componente. Caso excepcional, Chile. En este país los factores inobservables entre hombres y mujeres sí tienen que ver con sus divergencias en las características individuales no incluidas en el modelo.

Para Estonia, Italia, Polonia, Portugal y Tartaristán el efecto dotaciones y el efecto coeficientes son los que explican significativamente las brechas en las competencias financieras entre hombres y mujeres, en el que el componente inobservado es el que mayor peso tiene, de hecho, el efecto del componente observado es negativo. En el caso de Estonia, Italia y Portugal, los hombres son los que tienen un mejor aprovechamiento de las diferencias no observadas en las características familiares, ya que resultaron significativas. Mientras tanto, en Polonia, además de las familiares, están las características individuales, y en Tartaristán solo corresponde a las diferencias inobservadas de las características individuales, entre hombres y mujeres, las que explican las desigualdades de género en el conocimiento en temas económicos y financieros.

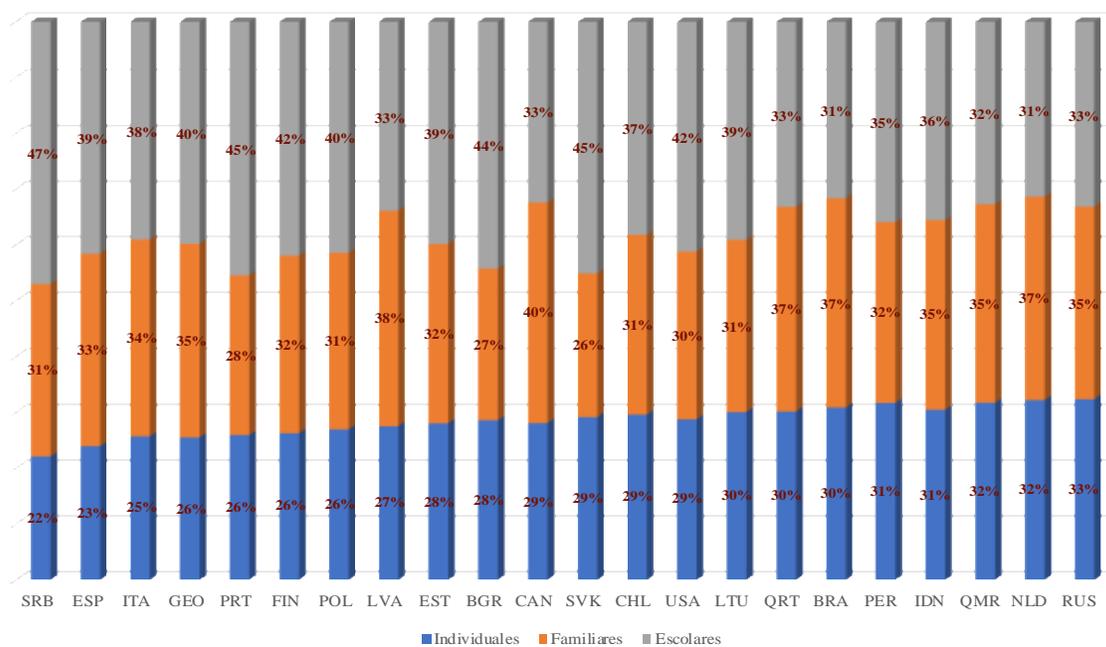
En general, los resultados obtenidos a través de Oaxaca-Blider (1973) arrojan para unos países desigualdades de género en conocimientos de temas relacionados con la economía y finanzas significativas, mientras que para otros no. En estos últimos, este hecho coincide con un mayor índice de brechas de género que calcula el WEF, menos Brasil, que indica una menor brecha entre hombres y mujeres [ver Anexo 1]. Para los primeros, hay países donde esta desigualdad está a favor de las mujeres y están asociadas a las diferencias en dotaciones, específicamente, a las diferencias en las características individuales [Bulgaria e Indonesia]. En otros, se evidencia que hay un mayor conocimiento de los conceptos financieros en los hombres, y obedecen a factores inobservables que no están asociados a las características del estudiante, su familia y el centro escolar [Canadá, Estados Unidos y Rusia], menos en Chile, donde se dan por factores inobservables de las características individuales. Además, los hombres tienen un mejor aprovechamiento de las diferencias no observadas en las características familiares [Estonia, Italia y Portugal] e individuales

[Polonia]. A continuación, se interpretan los resultados de la aplicación de la técnica de Shorrocks- Shapley.

4.3. Contribución relativa del género

El tercer y último paso para el logro de los objetivos propuestos en el presente trabajo, es cuantificar el peso relativo que tiene el género en la variabilidad de los resultados de PISA-Financiero 2018, para lo cual, inicialmente, en la Gráfica 1 se muestran los cálculos obtenidos de la aplicación de la descomposición de Shorrocks- Shapley, teniendo en cuenta las tres dimensiones asociadas al desarrollo de competencias que la Economía de la Educación ha establecido.

Gráfica 2: Peso relativo de las dimensiones asociadas al desarrollo de competencias sobre su heterogeneidad.



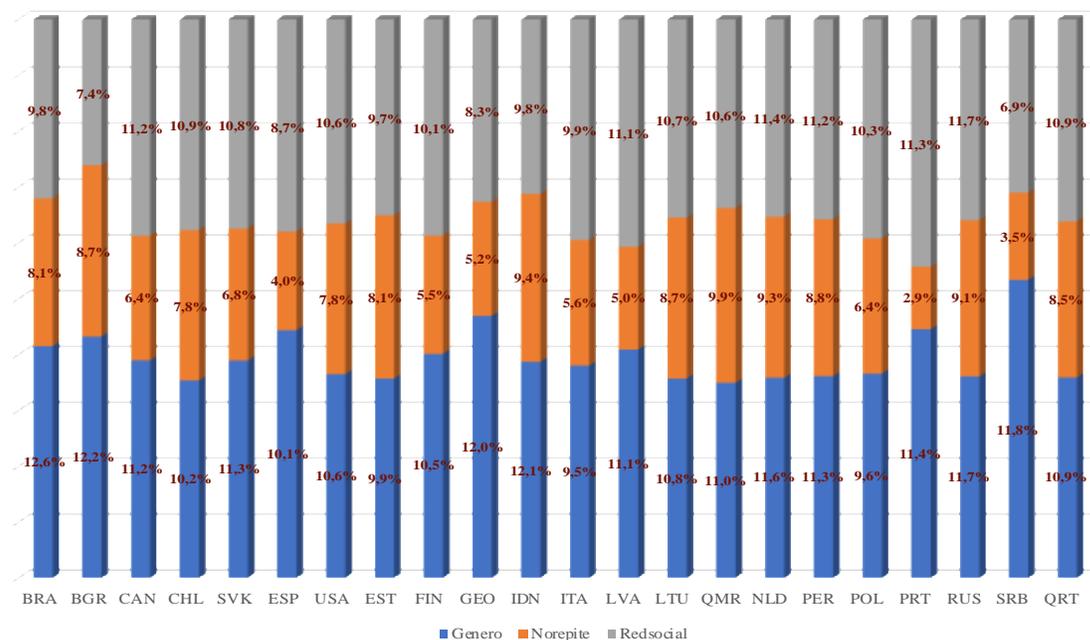
Nota: Los países y/o economías fueron ordenados de menor a mayor de acuerdo con el peso de las características individuales.
Fuente: Cálculos y elaboración propia con base en información OECD (2018a)

En la mayoría de las regiones estudiadas en el presente trabajo, la heterogeneidad en los resultados de PISA-Financiero 2018, se explican en una mayor proporción por las características del centro escolar que, en promedio, representan el 37,98%. Los casos

excepcionales son Brasil, Moscú, Países Bajos y Rusia, donde las características familiares son las que tienen un mayor peso a la hora de explicar esta variabilidad en las evaluaciones sobre conocimientos en temas relacionados con la economía y las finanzas. Lo que sí se cumple para todos los países y/o economías, es que las características individuales, donde se incluye el género, es la dimensión con la menor proporción en la contribución a la heterogeneidad del desarrollo de competencias financieras, las cuales representan el 28,27% en promedio.

No obstante lo anterior, y como la intención es determinar cuál es el peso que tiene el género en la variación que se presenta en los resultados de PISA-Financiero 2018, que mide el nivel de conocimientos en temas relacionados con la economía y las finanzas en los jóvenes de 15 años de edad, en la Gráfica 3 se muestra la contribución de cada *input* de las características individuales a dicha variación. Se estimó que la proporción que tiene el género es del 11,1%, en promedio, el peso del *input* Redsocial [participar en debates y foros en redes sociales] es del 10,1%, y el de no repetidor de curso es del 7,1%, así, es el género, dentro de las características individuales, el factor que explica en mayor medida la heterogeneidad en el desarrollo de estas competencias numéricas.

Gráfica 3: Peso relativo de los *inputs* individuales sobre la heterogeneidad del desarrollo de competencias financieras.



Fuente: Elaboración propia con base en información de estimaciones descritas en el Anexo 4.

5. Conclusiones

El WEF desde el año 2006 publica el *Global Gender Gap Report* que clasifica los países del mundo con base en las brechas de género, teniendo en cuenta la participación y oportunidades económicas, el logro educativo, la salud y la supervivencia y el empoderamiento político. En el informe del año 2020 se da a conocer que, para cerrar la brecha entre hombres y mujeres, el mundo requerirá 99,5 años. Además, si bien se reconoce que en los aspectos donde hay actualmente una mayor paridad de género son la salud y supervivencia y los logros educativos, en el empoderamiento político y las oportunidades económicas se encuentran las mayores desigualdades.

Los cuatro ámbitos con los cuales se clasifican los países son de gran importancia, pero es en la participación y las oportunidades económicas donde deben concentrarse los esfuerzos por cerrar las desigualdades de género, ya que éstas son las que dan la autonomía económica para mejorar el bienestar de los individuos, por lo tanto, se hace necesario que tanto hombres y mujeres participen activamente en el mercado laboral en actividades económicas con igualdad en ingresos y otros recursos económicos. Y aunque inclusión de las mujeres en el mercado laboral ha aumentado, su participación sigue estando muy por debajo de la de los hombres, incluso ha estado estancada en los últimos años, lo que consecuentemente se traduce en menores opciones de encontrar un trabajo.

Estas brechas de género en lo laboral y en lo educativo reducen la formación de capital humano presente y futuro, lo que impacta de forma negativa a la eficiencia y al crecimiento económico de los países. De acuerdo con la literatura encontrada aquí, son dos las vías desde las cuales se dan estas desigualdades entre hombres y mujeres: 1) desde lo laboral, al encontrarse con políticas empresariales discriminatorias y “sexistas”. No se contrata con base en las habilidades y destrezas, sino de acuerdo con el género, además, no se permite el desarrollo profesional de las mujeres en el interior de las organizaciones, porque no son reconocidas para desempeñar ciertas labores, 2) desde lo educativo, al identificarse diferencias en la dotación de capital humano, en particular, con las divergencias en el desarrollo de competencias cognitivas, por lo que se hace necesario estudiar el porqué de estas divergencias de género en el desarrollo de las competencias cognitivas en los

individuos, en particular las numéricas, ya que ellas están asociadas más a su proceso de formación y menos con su experiencias laboral.

En el ámbito de la Economía de la Educación se encuentra una amplia literatura que no solo ha identificado los principales factores que contribuyen al desarrollo cognitivo, también ha encontrado desigualdades de género. Así, cuando se trata de competencias analíticas como la lectura, las mujeres tienen un mejor desempeño que los hombres, en cambio, cuando se evalúan las competencias numéricas, como las matemáticas, son los hombres los que obtienen una mayor puntuación en relación con las mujeres. Además de ello, se ha establecido la necesidad de poder medir las competencias financieras ya que se ha puesto de manifiesto la falta de conocimientos en temas relacionados con la economía y las finanzas en la población en general. Este fenómeno ha hecho que se tomen decisiones mal fundamentadas, lo que ha afectado el crecimiento económico, e incluso, según varios autores, ha originado, en cierto grado, las crisis financieras de los últimos 15 años.

Por lo anterior, se han desarrollado trabajos que han medido el nivel de desigualdad de género en este contexto, y los resultados son ambiguos. Por un lado, se tienen investigaciones que apuntan a que las mujeres tienen una mejor habilidad en la toma de decisiones financieras, pero por el otro, hay estudios que muestran que son los hombres los que tienen un mayor conocimiento de los conceptos económicos y financieros. Ahora bien, no se encontraron en este tipo de literatura estudios que apuntaran a la identificación de los factores asociados a las brechas de género, por lo que el presente trabajo se orientó a la identificación de determinantes asociados a dichas brechas.

Para el logro de los objetivos planteados aquí, y empleando la información de PISA-Financiero 2018, se estimó a través de MC2E la FPE para todos los países y/o economías que participaron en esta evaluación de desempeño, ya que se identificó el problema de endogeneidad, excepto en Moscú. Para solventar este problema, se emplearon como instrumentos los *inputs* preescolar, clases de matemáticas y lectura y la asistencia al centro escolar. Dichas estimaciones se realizaron por grupos [hombres y mujeres] con el ánimo de cuantificar las desigualdades de género en las competencias financieras y, posteriormente, identificar sus determinantes, con base en la aplicación de la descomposición de Oaxaca-Blinder.

De acuerdo con los resultados obtenidos a partir de la estimación de la FPE, existen países y/o economías donde las desigualdades no son estadísticamente significativas, tal es el caso de Brasil, España, Finlandia, Georgia, Letonia, Lituania, Moscú, Países Bajos, Perú y Serbia. En cambio, en Bulgaria e Indonesia las brechas de género sí lo son, y están a favor de las mujeres, esto es, las mujeres tienen un mayor conocimiento en temas económicos y financieros, en relación con los hombres. Para estos países, las brechas son originadas por las diferencias en dotaciones, específicamente, a las diferencias observadas en las características individuales entre hombres y mujeres.

En países como Canadá, Estados Unidos y Rusia los hombres obtienen un mayor desempeño en PISA-Financiero 2018, respecto a las mujeres, y son explicadas en mayor proporción por el componente inobservado del modelo, y no son atribuibles a las características individuales, familiares o escolares del estudiante, es decir, ninguno de los *inputs* incluidos en la FPE explica las diferencias en desempeño financiero entre hombres y mujeres. En Chile, las brechas siguen a favor de los hombres, pero a diferencia de los anteriores países, se dan por factores inobservables de las características individuales.

Para Estonia, Italia, Polonia, Portugal y Tartaristán tanto el componente observado e inobservado de la FPE explican la mayor puntuación media obtenida por los hombres, comparada con el puntaje de las mujeres. Sin embargo, es el componente inobservado [efecto coeficientes] el que tiene un mayor peso a la hora de explicar esta diferencia. En el caso de Estonia, Italia y Portugal, dentro del efecto coeficientes, las características familiares que no son directamente medibles o que no se incluyeron explícitamente en la FPE, son las que originan las brechas entre hombres y mujeres, ya que resultaron estadísticamente significativas, mientras que en Polonia, además de las familiares, se encuentran las características individuales. Por último, en Tartaristán solo las diferencias inobservadas de las características individuales, entre hombres y mujeres, son las que explican las desigualdades de género en el conocimiento en temas relacionados con la economía y las finanzas.

Finalmente, se determinó el peso relativo que tienen las características individuales, familiares y escolares sobre la heterogeneidad en los resultados de PISA-Financiero 2018. Se encontró que para la mayor parte de los países que participaron en estas pruebas, las características del centro escolar contribuyen en mayor medida a la variabilidad en las puntuaciones medias [casos excepcionales Brasil, Moscú, Países Bajos y Rusia], y en todas

las regiones, las características individuales son las que en menor proporción explican la heterogeneidad, donde el género es el *input* con mayor peso dentro de ellas.

Bibliografía

- Ammermüller, A., Heijke, H., & Woessmann, L. (2005). Schooling Quality in Eastern Europe: Educational Production During Transition. *Economics of Education Review*, 24, 579–599.
- Atkinson, A., & Messy, F.-A. (2010). Measuring Financial Literacy: Results of the OECD, International Network on Financial Education (INFE) Pilot Study. Paris: Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions No. 15, OECD.
- Ayala, J., Marrugo, S., & Saray, B. (2011). Antecedentes familiares y rendimiento académico en los colegios oficiales de Cartagena. *Economía y Región*, 5(2), 43-85.
- Banco Mundial. (2005). Mexico determinants of learning policy note. Washington, D.C: Informe, 31842- MX, Banco Mundial.
- Barrera-Osorio, F., García-Moerno, V., Patrinos, H., & Porta, E. (2011). Using the Oaxaca-Blinder decomposition technique to analyze learning outcomes changes over time: An application to Indonesia. Wasintong D.C: World Bank, working paper No. 5584.
- Basman, R. L. (1960). On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. *Journal of the American Statistical Association*, 55, 650–659.
- Becker, G. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.
- Blackden, M., Canagarajah, S., Klasen, S., & Lawson, D. (2006). Gender and growth in Sub-Saharan Africa. Helsinki: Universidad de las Naciones Unidas – Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo, UNU-WIDER Research Paper No. 2006/37.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Brosio, M., Díaz, G., & Rapetti, M. (2018). Razones económicas para reducir las brechas de género en el mercado laboral. En C. Robino, & R. T. Salles (Eds.), *Policy in Focus* (Volumen 15, Ed. 1 ed., págs. 13-14). Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.
- 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), 33-66.
- Calero, J., & Escardibul, O. (2013). El rendimiento del alumnado de origen inmigrante en PISA 2012. En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación de los alumnos. Informe Español. Volumen II: Análisis secundario* (págs. 4-29). Madrid: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- Cannon, J. S., & Lipscomb, S. (2011). *Early Grade Retention and Student Success*. San Francisco, CA: Public Policy Institute of California.: Public Policy Institute of California.
- Cano, A. J. (2017). Género, nuevos riesgos sociales y desigualdades educativas. Brecha en el logro educativo de varones y mujeres. Barcelona: Universidad de Barcelona, Tesis Doctoral.
- Cárcamo, C., & Mola, J. (2012). Diferencias por sexo en el desempeño académico en Colombia: Un análisis regional. *Economía y Región*, 6(1), 133-169.

- Castro, G. (2016). 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. Zaragoza: Tesis Doctoral, Estructura e Historia Económica y Economía Pública, Universidad de Zaragoza.
- Castro, G., Castillo, M., & Mendoza, J. (2017). Factores asociados a la adquisición de competencias en América Latina. Universidad del Zulia. Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, XXIII (4), 33-52.
- Castro, G., Gimenez, G., & Perez, D. (2018). Estimation of the factors conditioning the acquisition of skills in Latin America in the presence of endogeneity. CEPAL Review, 124, 35-59.
- Castro, G., Giménez, G., & Ximénez de Embún, D. (2017). Educational Inequalities in Latin America, 2012 PISA: Causes of Differences in School Performance between Public and Private Schools. Revista de Educación, 376, 32-59.
- Cervini, R. (2012). El “efecto escuela” en países de América Latina: reanalizando los datos del SERCE. Archivos Analíticos de Políticas Educativas, 20(39), 1-28.
- Chacón, E., Chacón, M. A., Alcedo, Y., & Suárez, M. (2015). Capital cultural, contexto familiar y expectativas en la educación media. Acción Pedagógica, 24, 06-19.
- Chaudhury, N., Hammer, J., Kremer, M., Muralidharan, K., & Rogers, H. (2006). Missing in action: teacher and health worker absence in developing countries”. Journal of Economic Perspectives, 20(1), 91-116.
- Coleman, J., Hopkins, J., Campbell, E., Hobson, C., McPartland, J., Mood, A., & Weinfeld, F. y. (1966). Equality of Educational Opportunity. Washington: Department of Education.
- 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. Álvarez (Ed.), Investigaciones de Economía de la Educación (págs. 541-562). La Coruña: Asociación de Economía de la Educación.
- Daymont, T. N., & Andrisani, P. J. (1984). Job preferences, college major, and the gender gap in earnings. Journal of Human Resources, 19, 408-428.
- De Hoop, J., Premand, P., Rosati, F., & Vakis, R. (2017). Women’s Economic Capacity and Children’s Human Capital Accumulation. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, IZA Discussion Paper No. 10501.
- De la Cruz, C., & Adimen. (2016). Finanzas y Desigualdades de Género. País Vasco: SETEM Hego Haizea.
- De la Rica, S., & Rebollo-Sanz, Y. (2020). Brechas de género en competencias cognitivas y desempeño laboral: evidencia internacional a través de PIAAC. En Mujeres y Economía. La brecha de género en el ámbito económico y financiero (págs. 59-94). Madrid: Ministerio de Asuntos Económicos y Transformación Digital.
- Denison, E. (1962). The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives before Us (1a ed.). New York: Committee on Economic Development.
- 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), 260-301.
- Duflo, E. (2012). Women Empowerment and Economic Development. Journal of Economic Literature, 50(4), 1051-1079.
- Durbin, J. (1954). Errors in variables. Review of the International Statistical Institute, 22 (1/3), 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), 293-304.
- Escarbajal, A., Navarro, J., & Arnaiz, P. (2019). El rendimiento académico del alumnado autóctono y de origen inmigrante en la Región de Murcia. *Tendencias Pedagógicas*, 33, 5-17.
- Esteve-Volart, B. (2009). Gender discrimination and growth: Theory and evidence from India. Londres: Londres School of Economics and Political Science, Working Paper.
- Fernandes, D., Lynch, J. G., & Netemeyer, R. G. (2014). Financial Literacy, Financial Education, and Downstream Financial Behaviors. *Management Science*, 60(8), 1861-1883.
- Fernández de Guevara, J., Serrano, L., & Soler, Á. (2014). Esfuerzo y competencia financiera en España: Un análisis con datos PISA. En I. Instituto Nacional de Evaluación Educativa (Ed.), *PISA Financiero 2012, Análisis Secundario* (págs. 25-50). Madrid: Secretaría General Técnica, Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- Fertig, M., & Schmidt, C. M. (2002). The role of background factors for reading literacy: straight national scores in the PISA 2000 study. Bonn: Discussion Paper Series 545, IZA.
- Fortin, N. (2008). The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States: The Importance of Money versus People. *Journal of Human Resources*, 43, 1-33.
- Freeman, R. B., Machin, S. J., & Viarengo. (2011). Inequality of Educational Outcomes: International Evidence from PISA. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 11(3), 5-20.
- Frey, N. (2005). Retention, social promotion and academic redshirting: What do we know and need to know? *Remedial and Special Education*, 26(6), 332-3466.
- 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*, 31, 694-708.
- García, J. (2012). Nivel socioeconómico, tipo de escuela y resultados educativos en España: El caso de TIMSS PIRLS 2011. En I. N. Educativa (Ed.), *PIRLS-TIMSS 2011 Estudio Internacional de Progreso en comprensión lectora, matemáticas y ciencias IEA, Volumen II: Informe Español*. (págs. 67-108). Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- Gerardi, K., Goette, L., & Meier, S. (2011). Financial Literacy and Subprime Mortgage Delinquency: Evidence from a Survey Matched to Administrative Data. Atlanta: Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Series No. 2010-10.
- Gertel, H. R., Giuliodori, 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, e. En E. P. Vieira (Ed.), *Investigaciones de Economía de la Educación, Volumen 7* (págs. 563-582). Oporto, Portugal: Asociación de Economía de la Educación.
- Giménez, G., & Castro, G. (2017). ¿Por qué los estudiantes de colegios públicos y privados de Costa Rica obtienen distintos resultados académicos? *Perfiles Latinoamericanos*, 49, 195-222.
- 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), 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*, 31, 283-314.
- Hampf, F., Wiederhold, S., & Woessmann, L. (2017). Skills, Earnings, and Employment: Exploring Causality in the Estimation of Returns to Skills. *Large-scale Assessments in Education*, 5(12).
- Hanushek, E. A., & Luque, J. (2003). Efficiency and Equity in Schools Around the World. *Economics of Education Review*, 22(5), 481-502.
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2011). The Economics of International Differences in Educational Achievement. En E. A. Hanushek, S. Machin, & L. Woessmann (Eds.), *HandBooks in Economics of Education*, Vol. 3 (págs. 89-200). Amsterdam: North-Holland.
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2015). *The Knowledge Capital of Nations*. Cambridge (MA): MIT Press.
- Hanushek, E. A., SchWerd, G., Wiederhold, S., & Woessmann, L. (2014). Returns to Skills around the World: Evidence from PIAAC. *European Economic Review* (73), 103-130.
- Hanushek, E., & Luque, J. (2000). Smaller Classes, Lower Salaries? The Effects of Class Size on Teacher Labor Markets. En S. W. Laine, & J. G. Ward (Eds.), *Using What We Know: A Review of the Research on Implementing Class-Size Reduction Initiatives for State and Local Policymakers* (págs. 35-51). Illinois: North Central Regional Educational Laboratory.
- Hanushek, E., & Woessmann, L. (2007). *Education quality and economic growth*. Washington, D.C: World Bank Publications.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Henríquez, F., Lara, B., Mizala, A., & Repetto, A. (2012). Effective schools do exist: low-income children's academic performance in Chile. *Applied Economics Letters*, 19, 445-451.
- Hospido, L., V. E., & y Zamarro, G. (2014). Educación financiera y rendimiento educativo: caracterizando el sesgo de selección. En I. Instituto Nacional de Evaluación Educativa (Ed.), *PISA 2012 Competencia Financiera. Informe Español. Volumen II: Análisis Secundario* (págs. 51-76). Madrid: Secretaría General Técnica, Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479.
- Jiménez-Martín, S., & Vilaplana, C. (2014). Análisis de la relación entre educación financiera y matemáticas a partir del programa escuela 2.0. En I. Instituto Nacional de Evaluación Educativa (Ed.), *PISA 2012 Competencia Financiera. Informe Español. Volumen II: Análisis Secundario* (págs. 77-114). Madrid: Secretaría General Técnica, Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- Jiménez, P. J. (2017). La desigualdad de género en el mercado laboral. *Revista de Información Laboral*(6), 10.
- Jones, F. L., & Kelley, J. (1984). Decomposing differences between groups: A cautionary note on measuring discrimination. *Sociological Methods and Research*, 12, 323–343.

- Kabeer, N. (2018). Empoderamiento de la mujer en la empresa y el mundo laboral. En C. Robino, & R. T. Salles (Edits.), *Policy in Focus* (págs. 7-10). Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo.
- Lacuesta, A., Martínez, M., & Moral, E. (2014). Factores que mejoran el conocimiento financiero: el papel de la educación financiera escolar. En I. Instituto Nacional de Evaluación Educativa (Ed.), *PISA 2012 Competencia Financiera. Informe Español. Volumen II: Análisis Secundario* (págs. 115-136). Madrid: Secretaría General Técnica, Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- León, G., Manzi, J., & Paredes, R. (2004). *Calidad docente y rendimiento escolar en Chile: Evaluando la evaluación*. Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- 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.
- Lusardi, A. (2009). U.S. Household Savings Behavior: The Role of Financial Literacy, Information and Financial Education Programs. En C. Foote, L. Goette, & S. Meier (Edits.), *Polycymaking Insights from Behavioral Economics* (págs. 109-149). Boston: Federal Reserve Bank of Boston.
- Lusardi, A., & Lopez, A. (2016). Financial Literacy among High School Students in the United States: Evidence from the 2012 Programme for International Student Assessment (PISA). . European Investment Bank Institute Working Paper.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5-44.
- Mancebón, M. J., & Ximénez de Embún, D. P. (2014). Alfabetización financiera, competencias matemáticas y tipo de centro. En I. Instituto Nacional de Evaluación Educativa (Ed.), *PISA 2012 Competencia Financiera. Informe Español. Volumen II: Análisis Secundario* (págs. 137-164). Madrid: Secretaría General Técnica, Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- Mancebón, M. J., Ximénez-de-Embún, D. P., & Villar-Aldonza, A. (2019). Habilidades financieras y comportamiento económico de la población. Un análisis de impacto a partir de la encuesta de competencias financieras. Madrid: FUNCAS.
- Mancebón, M. J., Ximénez-de-Embún, D. P., Mediavilla, M., & Gómez-Sancho, J. M. (2019). Factors that influence the financial literacy of young Spanish consumers. *International Journal of Consumer Studies*, 43(2), 227-235.
- Mander, A., & Clayton, D. (2000). Impute missing values using the hotdeck method. *Stata Technical Bulletin*, 2000(51), 32-34.
- Marcenaro-Gutiérrez, Ó., & López-Agudo, L. A. (2014). El efecto del capital cultural sobre el rendimiento educativo diferencial por género. *Aportaciones a la Investigación sobre Mujeres y Género*, 1010-1034.
- Martin, A. (2011). Holding back and holding behind: grade retention and students' non academic and academic outcomes. *British Educational Research Journal*, 37(5), 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), 1016-1033.
- McKinsey Global Institute. (2015). *The Power of Parity: How Advancing Women's Equality can add \$12 Trillion to Global Growth*. Nueva York: McKinsey & Company.
- 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), 153-197.
- Ministerio de Asuntos Económicos y Transformación Digital. (2020). *Mujer y Economía. La brecha de género en el ámbito económico y financiero*. Madrid: Secretaría General Técnica.
- Molina-Marfil, J. A., Marcenaro-Gutiérrez, Ó. D., & Martín-Marcos, A. (2015). Educación financiera y sistemas educativos en la OCDE: un análisis comparativo con datos PISA 2012. *Revista de Educación*, 85-108, 85-108.
- Moreno-Herrero, D., Salas-Velasco, M., & Sánchez-Campillo, J. (2018a). Factors that influence the level of financial literacy among young people: The role of parental engagement and students' experiences with money matters. *Children and Youth Services Review*, 95, 334-351.
- Moreno-Herrero, D., Salas-Velasco, M., & Sánchez-Campillo, J. (2018b). The Knowledge and Skills That Are Essential to Make Financial Decisions: First Results From PISA 2012. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 74(3), 293-339.
- Mullis, I. V., 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*. Boston: Chesnut Hill, United States: TIMSS and PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.
- Oaxaca, R. L. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- OECD-INFE. (2009). *Financial Education and the Crisis: Policy Paper and Guidance*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing, International Network on Financial Education –INFE–.
- OECD–INFE. (2012). *High-level Principles on National Strategies for Financial Education*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing, International Network on Financial Education –INFE–.
- OECD. (2013). *PISA 2012 Assessment and Analytical Framework: Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing.
- OECD. (2014). *PISA 2012 Results: Students and Money: Financial Literacy Skills for the 21st Century (Volume VI)*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing.
- OECD. (2016). *OECD/INFE International Survey of Adult Financial Literacy Competencies*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing.
- OECD. (2017a). *G20/OECD INFE report on adult financial literacy in G20 countries*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing.
- OECD. (2017b). *PISA 2015 Results: Students' Financial Literacy, (Volume IV)*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, Publishing.
- OECD. (2018a). *PISA Programme for International Student Assessment*. Data. Recuperado el 14 de 7 de 2020, de <https://www.oecd.org/pisa/data/>
- OECD. (2018b). *PISA Programme for International Student Assessment. PISA 2018 Technical Report*. Recuperado el 3 de 8 de 2020, de <https://www.oecd.org/pisa/data/pisa2018technicalreport/>
- OECD. (2018c). *PISA for Development Assessment and Analytical Framework*. Paris: OECD Publishing.

- OIT. (2017). World Employment Social Outlook. Trends for Women. Ginebra: Oficina Internacional del Trabajo.
- Oreiro, C., & Valenzuela, J. P. (2013). Determinants of educational performance in Uruguay, 2003-2006. *Cepal Review*, 107, 63-86.
- Oreiro, C., & Valenzuela, J. P. (2013). Determinants of educational performance in Uruguay, 2003-2006. *Cepal Review*, 107, 63-86.
- Park, H. (2008). The Varied Educational Effects of Parent-Child Communication: A Comparative Study of Fourteen Countries. *Comparative Education Review*, 62(52), 219-243.
- Pinilla, S. (2018). Inclusión financiera con perspectiva de género: Avances en América Latina. Panamá: Banco de Desarrollo de América Latina.
- Ramos, R. D. (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*. En E. P. Vieira (Ed.), *Investigaciones de Economía de la Educación, Volumen 7* (págs. 775-796). Oporto, Portugal: Asociación de Economía de la Educación.
- Riitsalu, L., & Pöder, K. (2016). A glimpse of the complexity of factors that influence financial literacy. *International Journal of Consumer Studies*, 40(6), 722-731.
- Romero, Y. (2012). Capital Cultural y Rendimiento Académico: evidencias de la relación en alumnos de quinto semestre de bachillerato de una escuela privada del estado de Veracruz. Córdoba, Veracruz, México: Tecnológico de Monterrey.
- Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), 393-415.
- Schultz, M. M., & McDonald, D. (2013). United States catholic elementary and secondary schools 2012-2013. Washington D.C: National Catholic Educational Association.
- Schultz, T. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- Shapley, L. S. (1953). A value for n-person games. (H. W. Kuhn, & A. W. Tucker, Edits.) Virginia: Defense Technical Information Center.
- Shorrocks, A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components". *Econometrica*, 50, 193-212.
- Shorrocks, A. F. (1999). Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value. *The Journal of Economic Inequality*, 11, 99-126.
- 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), 2107-2125.
- Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras. (2017). Género en el Sistema Financiero. Chile: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.
- Suryadarma, D., Suryahadi, A., Sumarto, S., & Halsey, R. (2006). Improving student performance in public primary schools in developing countries: evidence from Indonesia. *Education Economics*, 14(4), 401-429.
- Thiemea, C., Priorb, D., & Tortosa-Ausinad, E. (2013). A multilevel decomposition of school performance using robust nonparametric frontier techniques. *Economics of Education Review*, 32, 104-121.

- Tian, M. (2006). A Quantile Regression Analysis of Family Background Factor Effects on Mathematical Achievement. *Journal of Data Science*, 4, 461-478.
- Vegas, E. (2006). Incentivos docentes y sus efectos en el aprendizaje del alumnado en Latinoamérica. *Revista de Educación* (340), 213-241.
- Vegas, E., & Petrow, J. (2007). Raising student achievement in Latin America: the challenge for the 21st century. Washington, D.C: World Bank Publications.
- Verdú, A., Neira, I., & García, A. (2014). Capital Cultural y Social: sus Efectos en el Conocimiento Financiero según PISA 2012. En C. y. Ministerio de Educación, & I. Instituto Nacional de Evaluación Educativa (Ed.), *PISA 2012 Competencia Financiera. Informe Español. Volumen II: Análisis Secundario* (págs. 5-24). Madrid: Secretaría General Técnica, Subdirección General de Documentación y Publicaciones.
- Woessmann, L. (2003b). Educational Production in East Asia: The Impact of Family Background and Schooling Policies on Student Performance. Kiel: Working Paper 1152, Institute for World Economics.
- Woessmann, L. (2010). Families, Schools and Primary-School Learning: Evidence for Argentina and Colombia in an International Perspective. *Applied Economics*, 42(21), 2645-2665.
- 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), 695-736.
- World Economic Forum. (2019). *Global Gender Gap Report 2020*. Geneva Switzerland: World Economic Forum.
- Wu, D. M. (1973). Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances: Finite sample results. *Econometrica*, 41(4), 733-750.
- Zamudio, F. J., Ayala, M. d., & Arana, R. I. (2014). Mujeres y hombres. Desigualdades de género en el contexto mexicano. *Estudios Sociales*, 22(44), 250-279.

Anexos

Anexo 1: Clasificación *Global Gender Gap* 2020

Rank	Country	Score	Rank change	Score change	
		0-1		2018	2018
1	Iceland	0.877	-	+0.018	+0.095
2	Norway	0.842	-	+0.007	+0.043
3	Finland	0.832	1	+0.012	+0.036
4	Sweden	0.820	-1	-0.002	+0.007
5	Nicaragua	0.804	-	-0.005	+0.147
6	New Zealand	0.799	1	-0.002	+0.048
7	Ireland	0.798	2	+0.002	+0.065
8	Spain	0.795	21	+0.049	+0.063
9	Rwanda	0.791	-3	-0.013	n/a
10	Germany	0.787	4	+0.011	+0.034
11	Latvia	0.785	6	+0.027	+0.076
12	Namibia	0.784	-2	-0.005	+0.098
13	Costa Rica	0.782	9	+0.033	+0.089
14	Denmark	0.782	-1	+0.004	+0.036
15	France	0.781	-3	+0.002	+0.129
16	Philippines	0.781	-8	-0.018	+0.029
17	South Africa	0.780	2	+0.025	+0.068
18	Switzerland	0.779	2	+0.024	+0.079
19	Canada	0.772	-3	+0.001	+0.055
20	Albania	0.769	14	+0.035	+0.108
21	United Kingdom	0.767	-6	-0.007	+0.031
22	Colombia	0.758	18	+0.029	+0.053
23	Moldova	0.757	12	+0.023	+0.044
24	Trinidad and Tobago*	0.756	n/a	n/a	+0.076
25	Mexico	0.754	25	+0.034	+0.108
26	Estonia	0.751	7	+0.017	+0.057
27	Belgium	0.750	5	+0.012	+0.042
28	Barbados	0.749	-7	-0.004	n/a
29	Belarus	0.746	-1	-	n/a
30	Argentina	0.746	6	+0.014	+0.063
31	Cuba	0.746	-8	-0.004	n/a
32	Burundi	0.745	-1	+0.004	n/a
33	Lithuania	0.745	-9	-0.005	+0.037
34	Austria	0.744	19	+0.026	+0.046
35	Portugal	0.744	2	+0.011	+0.052
36	Slovenia	0.743	-25	-0.041	+0.069
37	Uruguay	0.737	19	+0.023	+0.082
38	Netherlands	0.736	-11	-0.010	+0.012
39	Serbia	0.736	-1	+0.006	n/a
40	Poland	0.736	2	+0.008	+0.056
41	Jamaica	0.735	3	+0.012	+0.034
42	Bolivia	0.734	-17	-0.014	+0.011
43	Lao PDR	0.731	-17	-0.017	n/a
44	Australia	0.731	-5	+0.001	+0.015
45	Zambia*	0.731	n/a	n/a	+0.095
46	Panama	0.730	-1	+0.008	+0.037
47	Zimbabwe	0.730	-	+0.009	+0.084
48	Ecuador	0.729	-7	-	+0.085
49	Bulgaria	0.727	-31	-0.029	+0.040
50	Bangladesh	0.726	-2	+0.004	+0.099
51	Luxembourg	0.725	10	+0.013	+0.058
52	Cape Verde	0.725	20	+0.023	n/a
53	United States	0.724	-2	+0.004	+0.020
54	Singapore	0.724	13	+0.017	+0.069
55	Romania	0.724	8	+0.013	+0.044
56	Mozambique	0.723	-7	+0.003	n/a
57	Chile	0.723	-3	+0.006	+0.077
58	Honduras	0.722	10	+0.016	+0.074
59	Ukraine	0.721	6	+0.013	+0.042
60	Croatia	0.720	-1	+0.008	+0.006
61	Bahamas	0.720	-31	-0.021	n/a
62	Madagascar	0.719	22	+0.027	+0.080
63	Slovak Republic	0.718	20	+0.026	+0.043
64	Israel	0.718	-18	-0.004	+0.029
65	Uganda	0.717	-22	-0.008	+0.037
66	Peru	0.714	-14	-0.006	+0.052
67	Venezuela	0.713	-3	+0.005	+0.047
68	Tanzania	0.713	3	+0.008	+0.009
69	Bosnia Herzegovina	0.712	-7	-0.001	n/a
70	North Macedonia	0.711	-4	+0.003	+0.013
71	Montenegro	0.710	-2	+0.004	n/a
72	Kazakhstan	0.710	-12	-0.002	+0.018
73	Botswana	0.709	-18	-0.006	+0.020
74	Georgia	0.708	25	+0.030	+0.038
75	Thailand	0.708	-2	+0.006	+0.024
76	Italy	0.707	-6	+0.001	+0.061
77	Suriname	0.707	2	+0.012	n/a
78	Czech Republic	0.706	4	+0.014	+0.035
79	Mongolia	0.706	-21	-0.007	+0.024
80	El Salvador	0.706	7	+0.016	+0.022
81	Russian Federation	0.706	-6	+0.004	+0.029
82	Ethiopia	0.705	35	+0.049	+0.111
83	Eswatini	0.703	-3	+0.009	+0.043
84	Greece	0.701	-6	+0.004	+0.047
85	Indonesia	0.700	-	+0.010	+0.046
86	Dominican Republic	0.700	-12	-0.001	+0.036
87	Viet Nam	0.700	-10	+0.001	n/a
88	Lesotho	0.695	-7	+0.001	+0.014
89	Cambodia	0.694	4	+0.011	+0.065
90	Malta	0.693	1	+0.008	+0.042
91	Cyprus	0.692	1	+0.008	+0.049
92	Brazil	0.691	3	+0.010	+0.037
93	Kyrgyz Republic	0.689	-7	-0.002	+0.014
94	Azerbaijan	0.687	3	+0.007	n/a
95	Brunei Darussalam	0.686	-5	+0.001	n/a
96	Cameroon	0.686	-39	-0.028	+0.099
97	Liberia	0.685	-1	+0.004	n/a
98	Armenia	0.684	-	+0.006	n/a
99	Senegal	0.684	-5	+0.002	n/a
100	Paraguay	0.683	4	+0.011	+0.028
101	Nepal	0.680	4	+0.009	+0.132
102	Sri Lanka	0.680	-2	+0.004	-0.040
103	Fiji	0.678	3	+0.008	n/a
104	Malaysia	0.677	-3	+0.002	+0.027
105	Hungary	0.677	-3	+0.003	+0.007
106	China	0.676	-3	+0.003	+0.020
107	Ghana	0.673	-18	-0.016	+0.007
108	Korea, Rep.	0.672	7	+0.014	+0.056
109	Kenya	0.671	-33	-0.029	+0.023
110	Belize	0.671	1	+0.008	n/a
111	Sierra Leone	0.668	3	+0.007	n/a
112	India	0.668	-4	+0.003	+0.066
113	Guatemala	0.666	-6	-0.002	+0.059
114	Myanmar	0.665	-26	-0.024	n/a
115	Mauritius	0.665	-6	+0.002	+0.032
116	Malawi	0.664	-4	+0.002	+0.020
117	Timor-Leste	0.662	7	+0.025	n/a
118	Angola	0.660	7	+0.027	+0.056
119	Benin	0.658	-1	+0.003	+0.080
120	United Arab Emirates	0.655	1	+0.013	+0.063
121	Japan	0.652	-11	-0.010	+0.008
122	Kuwait	0.650	4	+0.020	+0.016
123	Maldives	0.646	-10	-0.016	n/a
124	Tunisia	0.644	-5	-0.004	+0.015
125	Guinea	0.642	-9	-0.014	n/a
126	Vanuatu*	0.638	n/a	n/a	n/a
127	Papua New Guinea*	0.635	n/a	n/a	n/a
128	Nigeria	0.635	5	+0.015	+0.025
129	Burkina Faso	0.635	-	+0.006	+0.049
130	Turkey	0.635	-	+0.007	+0.050
131	Bhutan	0.635	-9	-0.003	n/a
132	Algeria	0.634	-4	+0.005	+0.032
133	Bahrain	0.629	-1	+0.002	+0.040
134	Egypt	0.629	1	+0.015	+0.051
135	Qatar	0.629	-8	-	n/a
136	Gambia, The	0.628	-16	-0.015	-0.017
137	Tajikistan	0.626	-14	-0.012	n/a
138	Jordan	0.623	-	+0.018	+0.012
139	Mali	0.621	4	+0.039	+0.021
140	Togo	0.615	-6	-0.003	n/a
141	Mauritania	0.614	-5	+0.006	+0.030
142	Côte d'Ivoire	0.606	-11	-0.021	n/a
143	Morocco	0.605	-6	-0.002	+0.022
144	Oman	0.602	-5	-0.003	n/a
145	Lebanon	0.599	-5	+0.004	n/a
146	Saudi Arabia	0.599	-5	+0.010	+0.075
147	Chad	0.596	-2	+0.016	+0.071
148	Iran, Islamic Rep.	0.584	-6	-0.005	+0.004
149	Congo, Dem. Rep.	0.578	-5	-0.003	n/a
150	Syria	0.567	-4	-0.001	n/a
151	Pakistan	0.564	-3	+0.014	+0.020
152	Iraq	0.530	-5	-0.021	n/a
153	Yemen	0.494	-4	-0.006	+0.034

■ Eastern Europe and Central Asia ■ Middle East and North Africa ■ East Asia and the Pacific ■ Latin America and the Caribbean ■ North America ■ South Asia ■ Sub-Saharan Africa ■ Western Europe

Notes

*"–" indicates score or rank is unchanged from the previous year.

*"n/a" indicates that the country was not covered in previous editions.

* New countries in 2020

Fuente: Tomado de World Economic Forum (2019, pág. 9).

Anexo 2: Brechas de género en matemáticas y ciencias [TIMSS 1995-2011] y lectura PIRLS [2001-2011]

	Matemáticas		Ciencias		Lectura			Matemáticas		Ciencias		Lectura	
	1995	2011	1995	2011	2001	2011		1995	2011	1995	2011	2001	2011
Alemania		8		12	-13	-8	Inglaterra	5	3	7	-1	-22	-23
Arabia Saudí		-16		-48		-54	Irán	9	0	9	2	-27	-20
Argentina					-18		Irlanda, Rep.	-3	3	7	1		-16
Armenia		-3		-5			Irlanda del Norte		0		-1		
Australia	2	6	13	0		-17	Islandia	1		18		-19	
Austria	8	9	15	12		-8	Israel	9		11		-22	-6
Azerbaiyán		-7		-8		-14	Italia		9		7	-8	-3
Bahréin		-7		-23			Japón	8	3	14	5		
Bélgica		8		11		-5	Kazajistán		5		8		
Belice					-27		Kuwait		-35		-53	-48	
Bulgaria					-24	-15	Letonia	-9		-1		-22	
Canadá	3		8		-17	-12	Lituania		1		1	-17	-18
Chile		9		12			Macedonia					-21	
China Taipéi		-2		7		-15	Malta		7		6		-18
Chipre	8		10		-24		Moldavia					-25	
Colombia					-12	-1	Marruecos		-7		9	-20	-29
Corea	15	7	14	8			Noruega	5	7	8	4	-21	-14
Croacia		10		5		-14	Nueva Zelanda	-10	0	-8	1	-27	-20
Dinamarca		6		2		-12	Omán		-26		-34		-40
Emiratos Árabes		-8		-18		-27	Polonia		9		6		-14
Escocia	0		4		-17		Portugal	4	6	3	5		-14
Eslovaquia		8		-8	-16	-10	Qatar		-13		-26		-30
Eslovenia	-3	10	4	6	-22		República Checa	3	11	17	15	-12	-6
España		11		10		-5	Rumania		3		0	-14	-15
Estados Unidos	2	9	12	18	-18	-10	Rusia		1		-1	-12	-18
Finlandia		7		0		-21	Serbia		6		3		
Francia					-11	-5	Singapur	-10	-4	4	4	-24	-17
Georgia		-7		9		-22	Suecia		5		4	-22	-14
Grecia	-2		7		-21		Tailandia	-11	-14	-3	-10		
Holanda	15	8	26	10	-15	-7	Trinidad y Tobago						-31
Hong Kong	-1	6	14	6	-19	-16	Túnez		-7		-25		
Hungría	5	2	14	5	-14		Turquía		-2		-4	-19	
Indonesia						-18	Yemen		-12		-27		

Nota: En color azul favorable hombres, en verde favorable mujeres, se marcan las brechas estadísticamente significativas. Valores positivos marchan brecha a favor de los hombres, negativo a favor de las mujeres.

Fuente: Tomado de Cano (2017, pág. 30).

Anexo 3: Brechas de género en matemáticas y lectura [PISA 2003-2012] y ciencias [PISA 2006-2012].

	Matemáticas		Ciencias		Lectura	
	2003	2012	2006	2012	2003	2012
Australia	5	12	0	5	-39	-34
Austria	8	22	8	9	-47	-37
Bélgica	8	11	1	4	-37	-32
Canadá	5	10	4	3	-33	-35
República Checa	15	12	4,8	1	-31	-39
Dinamarca	17	14	8,9	10	-25	-31
Finlandia	7	-3	-3,1	-17	-44	-62
Francia	9	9	2,6	-2	-38	-44
Alemania	8	14	7,1	-1	-42	-44
Grecia	19	8	-11	-13	-37	-50
Hungría	8	9	6	3	-31	-40
Islandia	-15	-6	-6	-3	-58	-51
Irlanda	15	15	0	4	-29	-29
Italia	18	18	3	3	-39	-39
Japón	8	18	3,3	11	-23	-24
Corea	23	18	-2	4	-21	-23
Luxemburgo	17	25	9	15	-33	-30
Méjico	11	14	7	6	-21	-24
Holanda	5	10	7	3	-21	-26
Nueva Zelanda	15	15	-4	5	-28	-34
Noruega	6	2	-4	-4	-49	-46
Polonia	6	4	3	-3	-40	-42
Portugal	12	11	5	-2	-36	-39
Eslovaquia	19	9	6	7	-33	-39
España	9	16	4	8	-39	-29
Suecia	7	-3	1	-7	-37	-51
Suiza	17	13	6	6	-35	-36
Turquía	15	8	-12	-10	-33	-46
Reino Unido	7	12	10	13	-29	-25
Estados Unidos	6	5	1	-2	-32	-31
Brasil	16	17	9	1	-35	-32
Hong Kong	4	15	7	7	-32	-25
Indonesia	3	5	12	-3	-24	-28
Letonia	3	-4	-7	-15	-39	-55
Liechtenstein	29	23	-11	17	-17	-24
China-Macao	21	3	4	-1	-13	-36
Rusia	10	-2	3	-6	-29	-40
Tailandia	-4	-14	-17	-19	-43	-55
Túnez	12	15	-5	1	-25	-31
Uruguay	12	11	-3	-1	-39	-35

Nota: En color azul favorable hombres, en verde favorable mujeres, se marcan las brechas estadísticamente significativas. Valores positivos marchan brecha a favor de los hombres, negativo a favor de las mujeres.

Fuente: Tomado de Cano (2017, pág. 33).

**Anexo 4: Resultados estimación Shorrocks–Shapley, desigualdades de género
competencia financieras.**

País Eocnomía	Género	Norepite	Redsocial	Libros	Educma	Ocupa.	Materi.	AlumProfe	Publico	Escaso	Profecer
BRA	12,64%	8,06%	9,75%	12,57%	10,85%	5,56%	7,96%	9,08%	1,68%	8,02%	12,34%
BGR	12,21%	8,68%	7,37%	9,13%	6,88%	1,53%	9,25%	7,40%	12,18%	12,40%	11,66%
CAN	11,21%	6,42%	11,15%	11,51%	10,97%	7,44%	10,51%	N.A.	10,69%	11,29%	11,11%
CHL	10,24%	7,79%	10,91%	10,51%	7,84%	2,39%	10,69%	11,40%	7,23%	7,31%	11,31%
SVK	11,25%	6,83%	10,82%	10,31%	8,60%	1,82%	4,78%	11,30%	11,07%	11,35%	10,86%
ESP	10,10%	4,02%	8,65%	9,25%	8,38%	5,35%	9,74%	9,92%	9,49%	9,91%	10,08%
USA	10,61%	7,84%	10,63%	10,60%	8,77%	3,85%	7,11%	9,64%	10,60%	10,66%	10,66%
EST	9,85%	8,06%	9,67%	9,14%	9,39%	4,01%	9,02%	9,65%	9,85%	9,70%	9,89%
FIN	10,48%	5,54%	10,12%	8,70%	9,14%	3,51%	10,26%	10,29%	10,44%	10,41%	10,48%
GEO	11,96%	5,22%	8,32%	8,29%	9,65%	5,45%	11,23%	11,00%	8,15%	11,84%	8,70%
IDN	12,08%	9,40%	9,75%	12,76%	11,48%	4,84%	5,73%	13,05%	12,54%	0,59%	10,17%
ITA	9,51%	5,63%	9,88%	9,85%	10,26%	5,06%	9,04%	6,52%	10,58%	10,15%	10,62%
LVA	11,14%	5,02%	11,09%	10,77%	10,22%	6,89%	10,27%	11,16%	11,14%	11,13%	N.A.
LTU	10,79%	8,71%	10,73%	9,63%	8,98%	3,11%	9,29%	9,00%	9,00%	10,67%	10,56%
QMR	11,01%	9,87%	10,64%	10,66%	9,86%	6,75%	8,06%	11,06%	N.A.	10,36%	11,02%
NLD	11,58%	9,32%	11,41%	11,45%	9,61%	6,06%	9,43%	2,91%	11,11%	11,58%	5,80%
PER	11,27%	8,76%	11,16%	11,37%	8,40%	4,53%	7,54%	11,39%	5,73%	6,85%	11,28%
POL	9,63%	6,37%	10,32%	8,28%	7,82%	5,02%	9,72%	10,21%	9,54%	10,31%	10,29%
PRT	11,41%	2,87%	11,34%	10,62%	7,34%	-0,09%	10,34%	11,31%	11,47%	10,45%	11,53%
RUS	11,73%	9,10%	11,68%	9,26%	9,14%	5,93%	10,27%	11,57%	N.A.	9,57%	12,08%
SRB	11,80%	3,46%	6,86%	8,67%	10,38%	1,22%	10,64%	11,73%	11,91%	11,53%	11,77%
QRT	10,86%	8,46%	10,94%	9,82%	10,29%	6,16%	10,44%	11,11%	N.A.	10,94%	11,18%

N.A.: No aplica. La interpretación de los resultados se hace comparando las mujeres respecto a los hombres.

Fuente: Cálculos propios con base en información OCDE (2018)