

6

BRECHAS DE GÉNERO EN LOS RESULTADOS DE PISA:

EL IMPACTO DE LAS NORMAS SOCIALES Y LA TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LAS ACTITUDES DE GÉNERO

Sara de la Rica

Ainara González de San Román

1. INTRODUCCIÓN

El Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) realizado por la OCDE en los últimos diez años revela que las chicas de 15-16 años presentan un peor (mejor) desempeño que los chicos en matemáticas (lectura) en la mayoría de los países que participan en el programa de evaluación. Durante más de una década, investigadores de la materia han prestado atención a estas diferencias de género (Goldin 1994; Hausmann et al. 2008) como posibles indicadores de desigualdades de género en las etapas tempranas de la vida. Entender estas diferencias de género es importante desde una perspectiva económica y social, ya que en última instancia pueden afectar a sus futuras decisiones tanto en el terreno educativo como en el profesional. En particular, el peor rendimiento de las chicas con respecto a los chicos en matemáticas podría en cierto modo explicar por qué las mujeres en la mayoría de los países industrializados todavía están significativamente infra-representadas en carreras universitarias más técnicas como ingeniería o matemáticas (Peri 2012; Anelli, Cecci & Williams 2007). Además, estas discrepancias a la hora de elegir las materias de estudio afectan a la carrera profesional posterior y también pueden ayudar a explicar las diferencias de género observadas en el mercado de trabajo en términos de salarios, promoción, estabilidad laboral y status.

El estudio de los determinantes de las diferencias de género en aptitudes matemáticas ha constituido un foco importante de la investigación académica.

mica no sólo por parte de investigadores económicos y sociales, sino también por biólogos. Básicamente, existen dos escuelas de pensamiento: los que recalcan que principalmente son resultado de las diferencias biológicas (nature) y los que destacan la importancia de las desigualdades de género culturales y sociales (nurture). Los partidarios de la primera escuela argumentan que las diferencias innatas en la habilidad espacial (Lawton y Hatcher 2005), estrategia (Kucian et al. 2005), o el desarrollo del cerebro (Gallagher y Kaufman 2005) representan la mayor parte de la brecha en los logros. Contrariamente a estos estudios, otros autores no encuentran diferencias significativas en las aptitudes matemáticas entre chicos y chicas, sino diferencias de presión social (Spelke 2005). En estrecha relación con esta evidencia, la hipótesis de que “nurture” es el principal determinante de las diferencias de género en el rendimiento escolar se basa en la idea, primero propuesta por Baker et al. en 1993, de que esas diferencias son el resultado de la estratificación social de género. Esta hipótesis postula que las puntuaciones más altas obtenidas en las pruebas de matemáticas por los varones en comparación con las de las mujeres reflejan desigualdades de género en oportunidades educativas y económicas como consecuencia de normas o roles culturales. Esta proposición ha obtenido un gran apoyo desde el punto de vista empírico. Por ejemplo, Riegle-Crumb (2005), utilizando datos del TIMSS confirma esta hipótesis para los Estados Unidos. La relación entre las normas sociales y la brecha de género en las puntuaciones de las pruebas también se ha documentado para los países de la OCDE. Guiso, Monte, Sapienza y Zingales (2008) haciendo uso de la encuesta de PISA 2003, construyen varios indicadores del grado de igualdad de género de un país - por ejemplo, el Índice de Disparidad entre Géneros (World Economic Forum) y encuentran un mayor rendimiento en matemáticas de las chicas en países cuyas culturas de género son más igualitarias.

Junto al interés teórico y empírico del estudio de los determinantes de las diferencias de género en el rendimiento escolar, otro campo de investigación se centra en las consecuencias económicas y sociales de estas desigualdades. Varios autores destacan que las desigualdades en materia educativa pueden afectar negativamente a variables macroeconómicas como el crecimiento económico (Dollar y Gatti 1999; Klassen 2002) o la fertilidad (Basu 2002). Medidas políticas dirigidas a mejorar la educación de la mujer no sólo ayudan a fomentar los ingresos y el crecimiento, como consecuencia de

la ampliación de capital humano, sino que también causan transferencias intergeneracionales positivas a través de la influencia de las madres en la educación y la salud de sus hijos (Schultz 2002 ; Doepke y Tertilt 2009).

La transmisión de las actitudes hacia los roles de género a través de generaciones ha sido el centro de gran parte de las investigaciones recientes sobre el mercado de trabajo. Se demuestra que tener una madre trabajadora influye fuertemente no sólo en el comportamiento de los chicos, sino también en las actitudes hacia los roles de género de los adolescentes (ver Burt & Scott 2002). En la misma línea, Farré y Vella (2012) encuentran que las madres con puntos de vista menos tradicionales sobre el papel de la mujer en la sociedad son más propensas a tener hijas que trabajan. Un estudio relacionado de Fernández et al. (2004) resalta el creciente número de hombres que crecen en familias con madres que trabajan como un factor importante para explicar el aumento de la participación de las mujeres en la fuerza laboral. Por otra parte, los cambios a lo largo del tiempo en las actitudes hacia los roles de género parecen estar muy correlacionados con los cambios en la participación laboral de las mujeres en todos los países de la OCDE (Fortin 2005). Sin embargo, el papel de la cultura y sus implicaciones en el comportamiento intergeneracional está relativamente inexplorado en estudios empíricos sobre el rendimiento escolar. Y es este uno de los aspectos en los que pretendemos contribuir con este estudio.

Más concretamente, centrándose en el bajo rendimiento relativo de las chicas en matemáticas este artículo da apoyo empírico a la teoría de estratificación social de género y a su vez a la transmisión intergeneracional de roles de género. Con respecto a lo primero, se confirma y amplía la hipótesis de estratificación social de género mediante la actualización de los resultados previos a la última encuesta disponible de PISA (2009), añadiendo a su vez nuevas medidas de igualdad de género a las ya utilizadas en la literatura anterior. Además, se extiende el análisis para relacionar las normas sociales con las diferencias de género en las puntuaciones en matemáticas en todas las regiones de un mismo país, lo que constituye un marco institucional más homogéneo. Se hace uso de la variación regional en España por varias razones: en primer lugar, España es el único país participante en PISA 2009, donde la desagregación regional permite el análisis a nivel de región. En segundo lugar, el sistema educativo está descentralizado de forma que los go-

biernos regionales deciden sobre la gestión y organización de la educación. Por lo tanto, las diferencias regionales en la brecha de género pueden surgir como resultado de distintos puntos de vista sobre la estratificación social de género¹. Nuestros resultados indican que las chicas presentan un mejor desempeño en matemáticas en sociedades más igualitarias en términos de género - ya se trate de países o de regiones dentro de un país.

Por lo que respecta a la transmisión intergeneracional este artículo investiga si la actitud hacia los roles de género, medida como en estudios previos por la situación de las madres en el mercado laboral, puede ayudar a explicar al menos parte de las diferencias de género observadas en matemáticas. En particular, tomando como dada la fuerte evidencia de Farré y Vella (2012), comprobamos si las actitudes hacia los roles de género se transmiten de generación en generación, y medimos las consecuencias de esta transmisión cultural en términos del logro educativo de los chicos. Nuestros resultados a nivel internacional indican que el tener una madre que participa en el mercado de trabajo aumenta el rendimiento de la hija en matemáticas, un efecto que es especialmente agudo para las chicas en la parte inferior de la distribución de puntuaciones. Este efecto es de hecho más fuerte en los países con baja participación femenina en la fuerza laboral (debajo de la media), y por lo tanto en sociedades donde éstas madres “marcan la diferencia” en relación a sus homólogas. Curiosamente, la transmisión resulta ser aún más fuerte cuando restringimos el análisis a España, que pertenece al grupo de países con baja participación, y en este caso, el efecto proviene principalmente de las madres más educadas que participan en el mercado de trabajo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 describe las características más relevantes de los datos y proporciona un breve resumen de las diferencias de género en el rendimiento escolar en todos los países, tanto en matemáticas como en lectura. La Sección 3 muestra un análisis descriptivo y paramétrico de las normas culturales y sociales entre los países y analiza las implicaciones de las diferencias de género observadas

en los resultados en matemáticas. La Sección 4 investiga además el grado en que la actitud hacia los roles de género dentro de la familia, medida por la participación de los padres y madres en el mercado laboral, puede ser transmitida a través de generaciones. Asimismo, esta sección presenta evidencia sobre los mecanismos que podrían estar detrás de la transmisión intergeneracional, así como varias pruebas de robustez para validar los resultados. La Sección 5 se centra en un marco institucional más homogéneo al restringir el estudio a un solo país: España. Se lleva a cabo un análisis similar al de las dos secciones anteriores haciendo uso de la desagregación regional de España en PISA 2009. La Sección 6 concluye con un resumen de los resultados.

¹ Aunque la brecha de género entre regiones no se ha tenido explícitamente en cuenta antes, algunos artículos relacionados sí han tratado de explicar las diferencias regionales en los resultados de las pruebas. Haciendo uso de la encuesta de PISA 2006 Ciccone y García-Fontes (2009) comparan los sistemas educativos de Cataluña y el resto de España. Estudios para otros países europeos incluyen el artículo de Bratti et al. (2007), que analiza las diferencias en los resultados de PISA 2003 entre las tres macro áreas italianas

2. DATOS

PISA es un amplio conjunto de datos con información sobre los resultados obtenidos en varias pruebas realizadas a chicos y chicas de 15 años de edad, estudiantes de la OCDE y países asociados. La encuesta abarca los resultados en tres campos: matemáticas, lectura y ciencias. Además, los estudiantes y los directores de los colegios completan cuestionarios adicionales, lo que proporciona información detallada sobre las características de los chicos, sus familias y los colegios. La muestra de PISA está estratificada en dos etapas. En primer lugar, los colegios son seleccionados al azar, y en segundo lugar, los estudiantes de cada colegio son asignados al azar a realizar la prueba en las tres materias. Los resultados de los exámenes están escalados para que tengan una media de 500 y una desviación estándar de 100 en la población de estudiantes de la OCDE. PISA asigna una distribución de probabilidad para el patrón de respuesta en cada prueba. Estos valores se denominan valores plausibles porque representan estimaciones alternativas que se podrían haber obtenido de la habilidad de los estudiantes. Utilizamos valores plausibles en todos los análisis que involucran resultados de las pruebas. En particular, los procedimientos de estimación implican el cálculo de la estadística requerida cinco veces, una para cada conjunto de valores plausibles. La estimación final es la media aritmética de las cinco estimaciones¹. El conjunto de datos abarca 475.460 estudiantes de 17.093 colegios en 64 países, 34 de los cuales pertenecen a la OCDE. Liechtenstein se deja fuera ya que proporciona sólo 329 observaciones, lo que hace problemático cualquier cálculo en las colas de la distribución. Nuestra muestra final comprende 475.131 estudiantes de 17.081 colegios de 63 países³.

² En Esta estrategia sigue las recomendaciones específicas realizadas por la OCDE para el uso de los datos de PISA. Sin embargo, se lleva a cabo el mismo análisis utilizando el primer valor plausible para cualquier estimación en lugar de la media aritmética de los cinco. Aunque la magnitud del efecto varía ligeramente, los resultados son cualitativamente los mismos en todos los casos.

³ Por razones comparativas con los resultados de Guiso et al. (2008), utilizamos tanto la muestra total de países disponibles para el año 2009 como el conjunto de los países utilizados en dicho artículo (los 40 países que participaron en PISA 2003).

En general, la gama de actuaciones en cada país es muy amplia, lo que supone grandes diferencias en las competencias matemáticas y lectoras de los estudiantes. La media de puntuación en matemáticas es 465,35 para los 63 países de la muestra y 499,70 para los países de la OCDE. Los países asociados Shanghai-China y Singapur muestran puntuaciones medias en matemáticas que son mucho mayores que los de cualquier otro país participante en PISA 2009. Shanghai-China se sitúa muy por delante, obteniendo sus estudiantes puntuaciones 35 puntos por encima, en promedio, que los de cualquier otro país (alrededor de 100 puntos por encima de la media de la OCDE y más de 130 puntos por encima del promedio general). Corea es el país de mejor desempeño de la OCDE (46,3 puntos por encima de la media de la OCDE), seguido de cerca por Finlandia, que fue el ganador en PISA 2003. Australia, Bélgica, Canadá, China Taipéi, Dinamarca, Estonia, Alemania, Hong Kong, Islandia, Japón, Noruega, Nueva Zelanda, Eslovenia y Suiza presentan una puntuación significativamente por encima de la media de la OCDE en matemáticas. Por otro lado, los países con peores resultados (más de 100 puntos por debajo de la media de la OCDE) son: Albania, Argentina, Brasil, Colombia, Indonesia, Jordania, Kirguistán, Panamá, Perú, Qatar y Túnez. Dentro de la OCDE, Chile y México se sitúan relativamente mejor pero aún muestran una diferencia significativa de cerca de 70 puntos. Los estudiantes españoles puntúan en promedio 483,71, similar al promedio de los Estados Unidos y países vecinos como Italia o Portugal. Austria, República Checa, Francia, Noruega, Polonia, Suecia y el Reino Unido no muestran diferencias significativas respecto a la media de la OCDE.

La puntuación media en lectura es 457,16 para los 63 países y 489,81 para los países de la OCDE. Shanghai-China también muestra el rendimiento promedio más alto en lectura (65 y 100 puntos por encima de la OCDE y el promedio general, respectivamente), seguido de cerca por Corea y Finlandia. Australia, Canadá, Hong Kong, Japón, Nueva Zelanda y Singapur tienen una puntuación al menos 20 puntos mayor que la media de la OCDE. Bélgica, Estonia, Islandia, Países Bajos, Noruega, Polonia y Suiza también presentan unos resultados significativamente mejores que la media de la OCDE, pero con pequeñas diferencias. Los países con peores resultados en lectura son los mismos que los señalados en matemáticas, siendo Colombia el peor, con una diferencia de cerca de 100 puntos. España se sitúa alrededor de 10 puntos por debajo de la media, una diferencia significativa similar a la de Grecia e Italia.

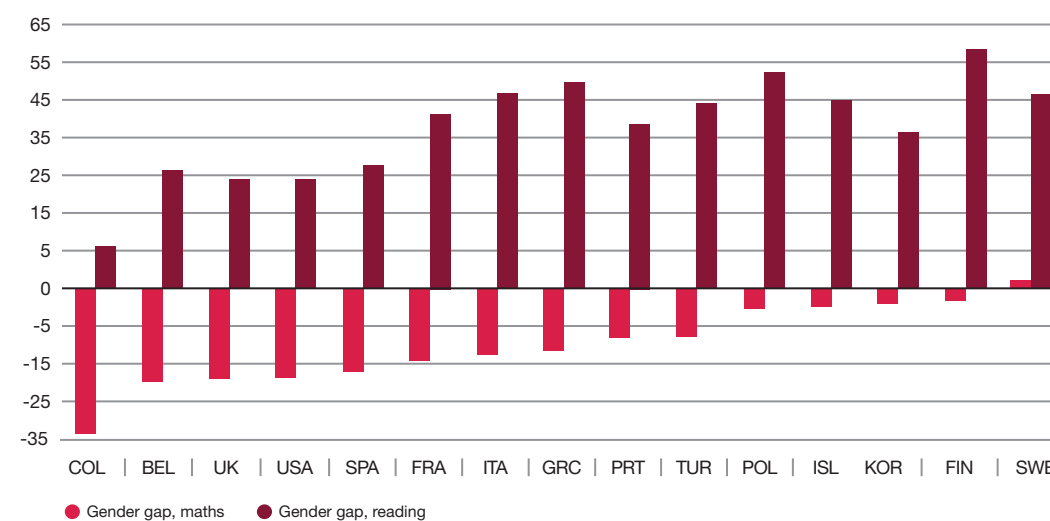
3. CULTURA Y DIFERENCIAS DE GÉNERO EN LOS RESULTADOS DE LAS PRUEBAS – COMPARATIVA ENTRE PAÍSES

Esta sección se centra en las diferencias de género que se observan entre países en cuanto a los resultados de las pruebas. A modo descriptivo y por razones comparativas con Guiso et al. (2008), las diferencias de género se documentan tanto en matemáticas como en lectura, lo que a su vez permite identificar los cambios que tuvieron lugar entre 2003 y 2009. Para ello se calculan las diferencias de género en las puntuaciones de las pruebas para cada país mediante una regresión del resultado en matemáticas y lectura por separado sobre una constante y un indicador de género (que toma el valor 1 si el estudiante es mujer), donde cada observación se pondera en función del peso final de cada estudiante. En la mayoría de los países los chicos tienen mejores resultados en matemáticas que las chicas, y las diferencias son estadísticamente significativas para 44 de los 63 países. En los demás países no hay diferencia significativa en aptitudes matemáticas entre chicos y chicas⁴. Hay casos aislados en los que las chicas superan a los chicos (por ejemplo, Albania, Lituania, Trinidad y Tobago, Qatar y Kirguistán). La Figura 1 muestra las diferencias de género en los resultados en matemáticas y lectura para un conjunto de países seleccionados. Los países están clasificados en orden ascendente por su brecha de género en las puntuaciones en matemáticas.

En matemáticas las chicas obtienen en promedio calificaciones 8,64 puntos más bajas que las de los varones (10,75 puntos inferior en la muestra de países de Guiso y 12 entre los países de la OCDE), pero los resultados varían considerablemente de un país a otro. La mayor diferencia se encuentra en Colombia (-33,32), mientras que las chicas superan a los chicos en Suecia (por 1,08). España es el séptimo de los 63 países en la brecha media en ma-

temáticas con -19,32 puntos. En los países vecinos como Italia, Francia y Portugal la diferencia en matemáticas entre chicos y chicas es menor que en España. La figura también muestra que la brecha de género se invierte en lectura⁵. Las chicas obtienen en promedio 40,54 puntos más que los chicos en lectura y la diferencia es positiva y estadísticamente significativa para todos los países, aunque existen diferencias cuantitativas importantes - por ejemplo, en Colombia la diferencia es de 9,46 y en Finlandia es 55,53. La ventaja en lectura de las españolas es inferior a la media (28,66) y similar a la distancia correspondiente para el Reino Unido y los Estados Unidos. La comparación de esta figura con una similar construida por Guiso et al. (2008) para la encuesta de PISA 2003 revela cambios importantes en las brechas de género en algunos países en este período de seis años. Por ejemplo, el Reino Unido ha pasado de una diferencia de género despreciable en matemáticas en 2003 a una de las brechas más grandes en 2009 (se encuentran patrones comunes para los Estados Unidos y Bélgica). Lo contrario ha sucedido en la economía emergente de Corea del Sur. En general, la brecha de género promedio en matemáticas se ha mantenido estable pero la brecha promedio en lectura ha aumentado⁶ (de 32,70 a 38,78).

Figura 1. Diferencias de género en el desempeño para un conjunto seleccionado de países

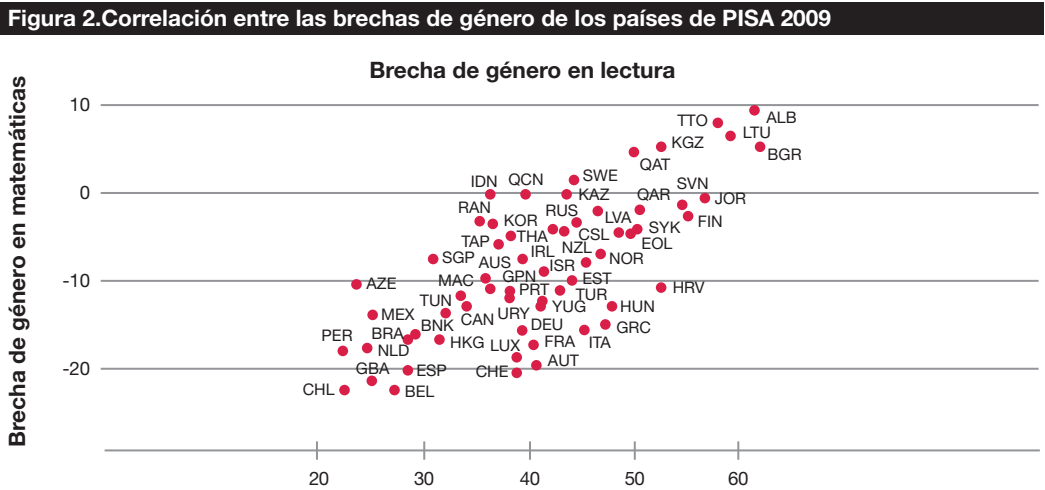


⁴ Aquí encontramos países de alto rendimiento entre los participantes de la OCDE como Shanghai-China o Finlandia, Corea y Suecia, pero también de bajo rendimiento tales nos Panamá, Jordania e Indonesia, lo que hace difícil establecer una relación entre el rendimiento medio y las diferencias de género en los resultados.

⁵ Esto es consistente con la literatura previa, tanto para los Estados Unidos (Baker y Jones, 1993; Fuchs y Woessmann, 2007; Fryer y Levitt 2009) como para la mayoría de los países participantes en PISA (Guiso et al. 2008).

⁶ En algunos países, la razón es que el rendimiento de las niñas en lectura ha mejorado considerablemente, pero en otros, como Francia y Suecia, la razón principal es la disminución del rendimiento de los chicos.

La Figura 2 muestra la correlación entre el promedio de las brechas de género en matemáticas y lectura en todos los países (con Colombia excluido como outlier), que es 0,7764. Esto significa que en aquellos países donde las chicas tienen una ventaja grande en lectura con respecto a los varones también tienden a tener una menor desventaja en matemáticas. La correlación es alrededor de 18 puntos porcentuales superior a la mostrada por Guiso et al. para el año 2003.



Por otra parte, las diferencias de género en las puntuaciones difieren significativamente en diferentes partes de la distribución de resultados. La Tabla 1 muestra la brecha de género entre los países en matemáticas y lectura para los diferentes percentiles de la distribución de resultados.

Tabla 1. La Brecha de Género Internacional en los Resultados de Matemáticas y Lectura

	Media	Desv.	5th	10th	25th	75th	90th	95th
Rdo Matemáticas								
Chicos	471,82	106,50	293,51	326,23	384,02	536,54	605,01	640,92
Chicas	463,18	101,72	286,50	318,05	373,74	517,77	582,58	620,59
Brecha	-8,64		-7,01	-8,18	-10,28	-18,77	-22,43	-20,33
Rdo Lectura								
Chicos	444,58	103,05	278,87	313,34	373,07	517,93	581,42	615,81
Chicas	484,90	98,08	319,76	351,50	409,41	544,78	604,60	637,65
Brecha	40,32		40,89	38,16	36,34	26,85	23,18	21,84

Entre los mejores estudiantes, las chicas lo hacen relativamente peor en matemáticas que los chicos y pierden mucha de la ventaja que exhibían

en lectura, lo que se traduce directamente en una mayor desigualdad de género en el extremo superior de la distribución. Como ya se ha demostrado en estudios relacionados (Klassen 2002) estas desigualdades de género, especialmente entre los mejores estudiantes, podrían afectar negativamente a los ingresos futuros de las chicas a través de sus elecciones de carrera profesional, lo cual daría como resultado una persistencia de la desigualdad a edades más avanzadas.

3.1. Medidas de Sociedades Igualitarias en términos de Género

Teniendo en cuenta que la principal cuestión empírica que nos planteamos en esta sección es si las chicas obtienen mejores resultados en asignaturas tradicionalmente “masculinas” en sociedades más igualitarias en términos de género, el análisis que sigue se restringe a la competencia matemática⁷. Por motivos de comparabilidad, en primer lugar se construyen para 2009 indicadores de igualdad de género similares a los ya utilizados en la literatura (Fortin 2005; Guiso et al 2008; Farré y Vella 2012) resumiendo las actitudes de los países hacia la mujer. El conjunto de países para los cuales se dispone de información varía en función del indicador. Valores más altos en cualquiera de las medidas que describimos a continuación indican una mejor posición de la mujer en la sociedad.

- (1) El índice de emancipación de la mujer (Gender Gap Index (GGI)) se toma del informe Global Gender Gap elaborado por el Foro Económico Mundial en 2009 y sintetiza la posición de la mujer en un determinado país, teniendo en cuenta las oportunidades económicas, la participación económica, el nivel educativo, la salud y el bienestar.
- (2) El índice de Participación Política (Political Empowerment Index), de la misma fuente, mide la participación política de la mujer y está basado en tres componentes: (i) la proporción de mujeres con escaños en el parlamento; (ii) la proporción de mujeres a nivel ministerial; (iii) el ratio entre el número de años con una mujer como Jefe de Estado con respecto a los años con un hombre.

⁷ Además, la alta correlación observada entre la brecha de género en matemáticas y lectura entre países hace innecesario desarrollar el análisis para las dos áreas de conocimiento. Los resultados encontrados para la competencia matemática se aplican también a las aptitudes para lectura.

(3) El Indicador Medio de la Encuesta Mundial de Valores (Average World Value Survey (WVS) Indicator), que se construye al promediar el nivel de desacuerdo con una serie de afirmaciones sobre el papel de la mujer en la sociedad, como por ejemplo “Cuando los empleos son escasos, los hombres deben tener más derecho a un trabajo que las mujeres”- tomadas de todas las olas de la Encuesta Mundial de Valores (World Value Survey).

Añadimos además otra serie de indicadores que están más relacionados con cómo los hombres y las mujeres usan su tiempo en casa y con respecto a la decisión de participar en el mercado laboral. De igual forma mbos pueden ser interpretados como proxies de la cultura de género de un país y valores más altos también indican una mejor posición de la mujer en la sociedad.

(4) Tasa de Participación Laboral Femenina (15 años o más) (Female Labor Force Participation Rate 15 o más (FLFP 15+), tomada de la página web International Labor Organization (ILO), representa la proporción de la población femenina de 15 años o más que estaba activa (ya sea trabajando o buscando un empleo) en el mercado de trabajo en 2009.

(5) Tasa de Participación Laboral Femenina 35-55 años (Female Labor Force Participation Rate 35-54 (FLFP 35-54): Al igual que la medida (4) está tomada de la ILO. Se define como la proporción de mujeres entre 35 y 54 años que participaron activamente en el mercado de trabajo en 2009. Utilizamos esta medida porque representa una cohorte concreta de mujeres, que coincide aproximadamente con el rango de edad de las madres de nuestros alumnos de PISA.

(6) El Ratio de Género del Trabajo en el Hogar, (Gender Housework Ratio) obtenido de la Encuesta Armonizada de Uso del Tiempo (2003) que se define como el ratio de tiempo dedicado a las tareas del hogar (hombres/mujeres)⁸.

⁸ El Gender Housework Ratio no está disponible para el año 2009. Sin embargo, la persistencia en el tiempo de las actitudes de las mujeres como amas de casa documentadas en estudios anteriores (Veáse Fortin 2005) justifica su inclusión para 2003

Estadísticas muestrales de todos los indicadores, tanto para el total de países disponibles como para el conjunto de países utilizados en Guiso et al. se presentan en la Tabla 2. Se observan pocas diferencias entre las estadísticas de las dos muestras. La muestra con el conjunto más pequeño de países, que contiene en su mayoría los más desarrollados, tiene promedios ligeramente más altos para las distintas medidas y desviaciones estándar similares

Tabla 2. Estadísticos Descriptivos de las diferentes Medidas de Igualdad de Género

	Todos los Países			Países en Guiso et al. (2008)		
	Media	Desv.	Obs.	Media	Desv.	Obs.
GGI	0,703	0,052	59	0,713	0,058	37
Political Empowerment	0,199	0,142	59	0,239	0,157	37
Avg WVS Indicator	2,715	0,186	32	2,715	0,186	32
FLFP 15+	0,519	0,095	62	0,527	0,096	40
FLFP 35-54	0,729	0,149	62	0,748	0,141	40
Gender Housework ratio	0,529	0,148	22	0,521	0,163	18

La relación entre los diferentes indicadores de igualdad de género se muestra en la Tabla 3, que presenta uno por uno los coeficientes de correlación para el conjunto de países disponibles en 2009 (no existen diferencias significativas si en su lugar se utiliza la muestra de Guiso). Varias características interesantes merecen nuestra atención. Primero, todas las correlaciones son positivas y significativas. Segundo, la estrecha correlación del Gender Housework Ratio con las otras medidas que ya se han usado en la literatura relacionada sugiere que ésta también se puede utilizar como proxy de igualdad de género; además, la alta correlación de este indicador con las medidas de participación sugiere que cuánto más colaboran los hombres en casa, más facil es para las mujeres incorporarse al mercado laboral. Por ultimo, la correlación positiva del indicador Average WVS con las medidas de participación está en la misma línea de estudios anteriores (Fortin 2005; Farré y Vella 2012) que encuentran una relación clara y positiva entre las actitudes hacia los roles de género y la participación laboral femenina.

Table 3. Correlación entre las medidas de igualdad de género de los países

	GGI	Political Emp.	Avg. WVS	FLFP 15+	FLFP 35-54	Housework ratio
GGI	1					
Political Emp.	0.8729	1				
Avg WVS Index	0.7454	0.6879	1			
FLFP 15+	0.7166	0.4977	0.6251	1		
FLFP 35-54	0.6885	0.3829	0.4120	0.7736	1	
Housework ratio	0.8457	0.7009	0.6993	0.8308	0.8528	1

3.2. Igualdad de Género y brecha de Género en los Resultados de Matemáticas

A continuación analizamos el grado en que estas medidas afectan a las diferencias de género observadas en las puntuaciones de matemáticas desde dos enfoques diferentes. En primer lugar, se realiza un análisis comparativo entre países donde la unidad de observación es el país. En segundo lugar, para evitar cualquier problema potencial de heterogeneidad inobservada, se estima el impacto de estas medidas directamente en la muestra de estudiantes de PISA.

A) Análisis agregado

Para evaluar la correlación entre las medidas de igualdad de género y la diferencia de género en las puntuaciones en matemáticas se llevan a cabo regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la variable dependiente – la brecha de género media en matemáticas – en cada medida de igualdad de género más una constante y el logaritmo del PIB per cápita⁹ de 2009. La ecuación de estimación de referencia del país *j* se define como:

$Brecha_j = a + \beta M_j + \tau \log PIB_j + u_j$

M = [GGI, Pol. Empowerment, Avg WVS Ind, FLFP 15+, FLFP 35-54, Housework Ratio] donde *j* = 1,..., *J*, *J* es el número total de países para los cuales cada componente de *M* está disponible y *u_j* el término estocástico de error. La variable de la derecha es un vector (*J* × 1) que contiene los promedios a nivel de país de la brecha de género en matemáticas. La ecuación [1] se estima separadamente para las seis medidas incluidas en *M*. son el conjunto de coeficientes a estimar. Por razones de comparación con Guiso et al. (2008) restringimos la muestra a los 40 países también disponibles en 2003¹⁰. Los resultados de la estimación – en particular, los coeficientes estimados – así como el número de países para los cuales está disponible cada indicador se muestran en la Tabla 4.

Encontramos una correlación positiva y significativa entre la brecha de gé-

⁹ En consonancia con la importancia de controlar por la renta en el análisis comparativo entre países ya señalada en otros estudios, tomamos el PIB real p.c. de 2009 deflactado con el índice de precios de Laspeyres de la Penn World Table 7.0.

¹⁰ Cuando se lleva a cabo el análisis comparativo entre países con la muestra completa de países disponibles, las correlaciones siguen siendo positivas, pero más bajas y en algunos casos no estadísticamente significativas.

Tabla 4. Estimación MCO – Variable Dep.: Brecha de Género en la Puntuación Media en Matemáticas

GGI	90,13***					
	(19,54)					
Political Empowerment		24,03***				
		(6,74)				
Avg. WVS indicator			17,13**			
			(7,01)			
FLFP 15+				42,32***		
				(7,98)		
FLFP 35-54					25,24***	
					(5,48)	
Housework ratio						33,41***
						(10,71)
Log PIB p.cap, 2009	-9,30***	-7,91***	-5,19*	-6,77***	-6,73***	-13,36***
	(1,84)	(1,79)	(2,59)	(1,53)	(1,72)	(3,57)
Países	37	37	32	40	40	18
R ²	0,462	0,325	0,189	0,379	0,311	0,279

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Cada columna presenta los coeficientes de una regresión separada. Se han usado en las estimaciones los pesos de cada país.

nero en matemáticas y cada una de las medidas de igualdad de género. Además, se observan resultados similares a partir de las nuevas medidas que hemos incorporado, es decir, el Gender Housework Ratio y la FLFP 35-54. Por lo tanto, en países donde las mujeres tienen una mejor posición relativa (sociedades más igualitarias en términos de género, tales como las de los países nórdicos) las chicas son mejores en matemáticas y así reducen la brecha de género. Esto confirma los resultados encontrados por Guiso et al. (2008) para la ola de PISA 2003. La magnitud de los coeficientes varía considerablemente entre las medidas de la Tabla 4, pero la escala es diferente en cada caso, por lo que no son directamente comparables. Por ejemplo, nuestro modelo estadístico sugiere que si España tuviera el mismo grado de participación laboral femenina de Suecia (un país top en la igualdad de género) la media del rendimiento en matemáticas de las chicas se incrementaría en 5,3 puntos, lo que eliminaría un tercio de la brecha de género española en matemáticas¹¹. Si España tuviera el Gender Housework Ratio o el GGI de Suecia, la brecha se reduciría en 6,09 y 7,02 puntos respectivamente.

B) Análisis a nivel de estudiante: Todos los países

El análisis comparativo entre países tiene claras desventajas desde el punto

¹¹ Para calcular esta estadística de contraste se utiliza la ecuación de la FLFP que proviene de la estimación en la Tabla 4 como sigue: 5,3 = Coeficiente Estimado * (FLFP Suecia - FLFP España) = 42,32 (0,616-0,491). Podríamos seguir el mismo procedimiento para calcular estadísticos similares y realizar comparativas entre dos países cualesquiera.

de vista estadístico. En primer lugar, la heterogeneidad inobservada puede conducir a correlaciones espurias entre las brechas de género y las medidas de igualdad de género presentadas. Además, con 40 observaciones no es posible llegar a ningún resultado robusto - sirven principalmente como motivación. Por lo tanto, en este apartado aprovechamos la naturaleza de los datos de PISA utilizando variables a nivel individual (alumno) para tratar de evitar correlaciones espurias entre los factores inobservables y las medidas de igualdad de género. Estimamos los resultados individuales en matemáticas que denotamos por T_i para todos los estudiantes en la muestra de PISA 2009 sobre un conjunto de variables demográficas, familiares y de colegio, X_i^{12} , así como un indicador de Mujer y las interacciones entre las medidas de igualdad de género a nivel de país y Mujer. También se incluyen efectos fijos de país (α_j) y un término de interacción entre Mujer y el logaritmo del PIB per cápita de 2009 para asegurar que cualquier mejora de las puntuaciones en matemáticas está relacionada no sólo con el desarrollo económico, sino con la mejora del papel de la mujer en la sociedad. La especificación viene dada por la siguiente ecuación:

$$T_{ij} = a + bMujer_i + \gamma X_i + \beta Mujer_i * M_j + \mu Mujer_i * \log PIB_j + \eta_j + \varepsilon_i$$

donde $i = 1, \dots, N$, N es el número total de estudiantes y ε_i es el término estocástico de error. La variable de la derecha es un vector ($N \times 1$) que contiene la calificación de la prueba en matemáticas de cada estudiante i . La ecuación [2] se calcula por separado para cada una de las seis medidas. Un coeficiente positivo y significativo para el término de interacción entre Mujer y la medida de la igualdad de género correspondiente (es decir, β) indica que cuánto más igualitaria es la sociedad en términos de género, mayor es la puntuación de las chicas en matemáticas.

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación para el conjunto de países de PISA 2009. Las estimaciones se llevan a cabo para la media y también para los cuantiles 25 y 75 para así poder ver si los indicadores de igualdad de género afectan de manera diferente a los estudiantes en diferentes puntos

¹² Controles a nivel individual incluyen variables ficticias para los alumnos que se encuentran en un grado diferente del modal en el país, la situación migratoria del niño, un indicador para las familias estructuradas (es decir, que viven con ambos padres), el nivel de educación de los padres (universidad), la categoría profesional de ambos y las posesiones culturales en casa. Controles a nivel de la escuela incluyen el tipo de escuela (privada), el porcentaje de niñas y el ratio estudiante-profesor. La inclusión o eliminación de controles no cambia ni el signo ni la significatividad de los coeficientes estimados de interés.

de la distribución de resultados. Cada celda de la tabla presenta el coeficiente de la interacción entre Mujer y la medida de igualdad de género correspondiente a partir de una estimación diferente.

Tabla 5. Cultura – El impacto de las medidas de Igualdad de Género

	Media	25th	75th
Mujer*GGI	53,45*** (12,72)	48,45*** (13,79)	57,38*** (13,22)
Mujer*Political empowerment	14,78*** (5,53)	14,15** (7,54)	25,57*** (6,21)
Mujer*Avg WVS indicator	-1,16 (4,85)	-8,74 (5,77)	7,07 (5,77)
Mujer*FLFP15+	38,13*** (5,14)	36,98*** (6,54)	35,26*** (6,31)
Mujer*FLFP 35-54	35,41*** (3,65)	34,38*** (4,60)	32,73*** (4,26)
Mujer*Housework ratio	32,92*** (2,94)	27,49*** (3,87)	37,65*** (3,72)

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos de país. Islandia se toma como país de referencia. También se incluye un término de interacción entre Mujer y el log PIB per capita de 2009. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones. Las observaciones (R^2) van de 174.755 (0,29) to 361.083 (0,45) dependiendo de la medida.

A primera vista, lo primero que destaca de la Tabla 5 es que la mayoría de las interacciones entre Mujer y las medidas de igualdad de género son positivas y significativas, en la media y también en las colas de la distribución, con excepción del Average WVS¹³. Esto confirma que las chicas presentan un mejor desempeño en matemáticas en sociedades más igualitarias en términos de género. También es coherente con las correlaciones positivas ya reveladas por el análisis comparativo entre países realizado previamente, lo que indica que aquellas correlaciones no venían dadas sólo por la heterogeneidad inobservada. Centrándonos en los resultados en las colas de la distribución se observa que los impactos de algunos de los indicadores (GGI, Political Empowerment and Gender Housework Ratio) son más fuertes para las chicas de alto rendimiento. Teniendo en cuenta que la brecha es mayor precisamente en la cola derecha - como se puede observar en la Tabla 1, este hecho ayuda a cerrar la brecha a lo largo de la distribución del resultado en matemáticas. Por el contrario, no encontramos diferencias estadísticamente significativas a lo largo de la distribución en la reducción de la brecha en matemáticas asociada a las medidas relacionadas con la participación de

¹³ Resultados cualitativamente similares para el conjunto de los 40 países participantes en 2003 están disponibles bajo petición. Una comparación de estos resultados con los de Guiso et al. (2008) para la muestra de PISA 2003 muestran que las nuestras son más altas, excepto para la FLFP 15 +, que es algo menor en nuestra estimación.

las mujeres en el mercado laboral, lo que sugiere diferencias en términos de interpretación entre estos dos grupos de indicadores.

En resumen, el análisis internacional de esta sección revela que en aproximadamente el 70% de los países participantes de PISA 2009 las chicas obtienen peores resultados que los chicos en matemáticas. Las diferencias se ven agravadas en perjuicio de las chicas entre los estudiantes de alto rendimiento. Mediante la construcción de una serie de medidas de igualdad de género a nivel de país, encontramos una correlación positiva y significativa entre estos indicadores y la brecha de género en matemáticas, un efecto que es aún más fuerte en el extremo superior de la distribución.

4. TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LAS ACTITUDES DE GÉNERO

Hasta ahora nos hemos centrado en el impacto de los roles sociales de género en el rendimiento promedio de los chicos y chicas en las calificaciones en matemáticas de PISA. Sin embargo, uno podría tratar de ir mucho más allá y ver si esos roles de género se transmiten de generación en generación dentro de la familia. El conjunto de datos de PISA 2009 proporciona información sobre la situación laboral de los progenitores de los alumnos. Construimos Madre Participa como una variable ficticia que toma valor 1 si el estudiante dice tener una madre que está trabajando o buscando trabajo y 0 en caso contrario. Con el fin de comprobar si las madres que participan en la muestra son representativas de la participación femenina en la fuerza laboral en su conjunto tomamos el promedio de esta variable ficticia entre países (para mayor claridad de exposición nos referiremos a esta variable como Participación de la Madre) para la comparación con las medidas de participación ya construidas. Es muy interesante notar que la correlación de nuestra variable Participación de la Madre de la muestra de PISA con la FLFP 15+ es bastante alta (0,721), y la correlación entre Participación de la Madre y FLFP 35-54 es aún mayor y de hecho casi perfecta (0,9624).

Esto confirma que las madres de los alumnos de nuestra base de datos constituyen una muestra bastante representativa de las mujeres en ese grupo de edad¹⁴ y, más importante aún, nos permite interpretar la variable ficticia Madre Participa como una medida de igualdad de género dentro del contexto familiar, que en realidad es bastante consistente con la literatura relacionada. Por tanto, en lugar de utilizar las medidas de igualdad de género como medias a nivel de país e interaccionarlas con el indicador de Mujer,

¹⁴ Otros estadísticos descriptivos también confirman la similitud de estas dos variables. Las medias de Participación de la Madre y FLFP 35-54 son 0,713 y 0,729, respectivamente, y la desviación estándar es ligeramente superior para la primera.

directamente podemos analizar si las puntuaciones individuales en matemáticas se ven afectadas por la situación laboral de la madre del estudiante (participante o no), y si este impacto varía según el género.

4.1. La Situación Laboral de los Padres y las puntuaciones en Matemáticas

Realizamos este análisis regresando por MCO la puntuación en matemáticas sobre un conjunto de variables demográficas, de la familia y del colegio, como antes, así como los indicadores de Mujer, Madre Participa y la interacción entre las dos. Hacemos lo mismo con respecto a la situación laboral del padre para aprender más acerca de la transmisión de los roles de género, por lo que también incluimos un indicador de que el padre es un trabajador a tiempo completo, con respecto a parcial, y su interacción con Mujer¹⁵. La ecuación estimada de referencia es la siguiente:

$$T_{ij} = a + bMujer_i + \beta_1 Madre\ participa_i + \beta_2 Mujer_i * Madre\ participa_i + \alpha_1 Padre\ TCompleto_i + \alpha_2 Mujer_i * Padre\ TCompleto_i + \gamma X_i + \eta_j + \epsilon_i$$

La significatividad de los coeficientes de los términos de interacción, β_2 , reflejan si existe alguna transmisión de actitudes de roles dentro de la familia que se diferencia por género y el signo indica su dirección. Por ejemplo, un coeficiente positivo y significativo β_2 indica que tener una madre que participa activamente en el mercado laboral afecta el desempeño de las hijas más que el de los hijos, apuntando a la transmisión intergeneracional de actitudes de roles de género de madres a hijas.

Cuando la ecuación [3] se estima para los 63 países participantes en PISA 2009 encontramos un impacto positivo de Madre Participa en las hijas, pero el efecto es sólo marginalmente significativo. Sin embargo, dado que utilizamos la variable Participación de la Madre como indicador de las normas sociales, es razonable restringir la muestra a aquellos países en los que la participación femenina en el mercado laboral se puede considerar un hecho diferencial en términos de actitudes de género. En otras palabras, en las sociedades donde la participación femenina es muy alta, como los países

¹⁵ En este caso utilizamos Padre Tiempo Completo en vez de Padre Participa porque la mayoría de los padres participan en el mercado laboral (91,50%) y el porcentaje de padres que trabajan a tiempo completo (75,40) es más similar al de las madres que participan (70,03%), lo que proporciona un mejor indicador de un padre altamente ligado al mercado laboral.

nórdicos, la participación de la madre probablemente no es un indicador adecuado de los roles de género. Por lo tanto, restringimos la muestra a aquellos países¹⁶ cuyos niveles de FLFP 15 + están por debajo de la media. La Tabla 6 presenta los resultados para esa muestra seleccionada de países de PISA 2009. Para mayor claridad de exposición, la sexta fila de la Tabla recoge el Efecto Neto en los resultados de las chicas de Madre Participa, que se calcula como β_2 . Esta cifra, ceteris paribus, nos da una idea cuantitativa de lo que las chicas pueden mejorar en matemáticas debido a tener una madre que participa.

Table 6. Roles de Género – Impacto de la Situación Laboral de los Padres en las puntuaciones en Matemáticas

	Media	25th	75th
1. Mujer	-29,26*** (1,443)	-29,29*** (1,840)	-29,08*** (1,788)
2. Madre Participa	-0,690 (1,072)	-2,339 (1,392)	0,770 (1,230)
3. Mujer* Madre Participa	4,695*** (1,378)	7,153*** (1,703)	1,906 (1,621)
4. Padre Trabaja Tiempo Completo	10,276*** (1,105)	8,883*** (1,396)	10,530*** (1,319)
5. Mujer* Padre Tiempo Completo	1,468 (1,477)	2,205 (1,885)	-0,245 (1,784)
6. Efecto Neto en chicas: [2]+[3]	4,005*** (0,984)	4,814*** (1,235)	2,675* (1,192)
Estudiantes	177.099	177.099	177.099
Países	28	28	28
R ²	0,407	0,230	0,251

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos de país. Israel se toma como país de referencia. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones.

La Tabla 6 arroja varios resultados interesantes. En primer lugar, el coeficiente positivo y significativo de la interacción de Mujer con Madre Participa en la primera columna revela que en media las puntuaciones de las hijas son mayores en familias en las que la madre participa en el mercado laboral¹⁷. Más específicamente, para esas chicas la reducción de la brecha en matemáticas está alrededor del 16 por ciento - calculando el ratio entre 4,69 y 29,26. En segundo lugar, el coeficiente no significativo del indicador

¹⁶ Esta muestra corresponde a 177.099 estudiantes en 28 países: Albania, Bélgica, Bulgaria, Chile, República Checa, Colombia, Croacia, Grecia, Hungría, Italia, Jordania, México, Polonia, Rumania, Dubái, Túnez, Turquía, Serbia y Montenegro, Francia, Israel, Japón, Corea, Lituania, Luxemburgo, Panamá, Qatar, República Eslovaca y España.

¹⁷ Se encuentran resultados muy similares si incluimos Madre Tiempo Completo en vez de Madre Participa (trabajadoras a tiempo completo representan el 45,40% de la muestra total de madres y 65,61% de todas las madres trabajadoras).

de Madre Participa a lo largo de la segunda fila refleja que los chicos tienen en promedio la misma puntuación, independientemente de si sus madres participan en el mercado laboral o no. Por tanto, la mejora neta en las puntuaciones de las chicas es bastante similar a la reducción de la brecha, que representa exactamente el efecto cuantitativo medio de la transmisión de roles de madres a hijas.

En cuanto a los efectos distribucionales, encontramos una mayor reducción en la brecha para las chicas de bajo rendimiento, alrededor del 24 por ciento - ratio entre 7,16 y 29,29, diferencia que aparece como no significativa para las chicas en el extremo superior. Un último comentario sobre la Tabla 6 merece ser destacado: el hecho de que la interacción de Mujer con Padre Tiempo Completo no sea significativamente distinta de cero, junto con el coeficiente positivo y significativo de Padre Tiempo Completo (a lo largo de la cuarta y quinta fila), pone de manifiesto que en familias donde el padre trabaja a tiempo completo sus hijos obtienen mejores resultados, pero no se observan diferencias de género en esta mejora.

4.2. Pruebas de Robustez y Extensiones de los Resultados

Terminamos esta sección con una breve descripción de algunas de las pruebas de robustez y extensiones llevadas a cabo para asegurar que los resultados son robustos a diferentes especificaciones. Se podría argumentar que los resultados pueden estar sujetos a la selección particular de países o a la especificación utilizada en la estimación. Como prueba de robustez, repetimos todo el análisis para diferentes submuestras seleccionadas de países, en particular para aquellos en los que los niveles de participación femenina están por debajo de los cuantiles 25 y 10 de la distribución de FLFP 15 +. El primer grupo limita nuestro análisis a 15 países de los 28 anteriores, mientras que en el grupo más restringido abarcaría sólo 6 países: Chile, Colombia, Italia, Jordania, Túnez y Turquía. Contamos con 112.714 y 47.098 estudiantes en cada grupo respectivamente. Los resultados indican que el efecto de la transmisión es de hecho mayor cuando se restringe a los países con niveles de participación especialmente bajos. Este es un resultado esperado, ya que la participación de las madres en estos países en realidad puede constituir un indicador más fuerte de los roles de género.

En segundo lugar, se estiman dos especificaciones diferentes para las tres submuestras: en el primero reemplazamos los efectos fijos de país por el nivel FLFP 15 + de cada país, que hasta cierto punto resume el grado de igualdad de género, y en la segunda se añade el logaritmo del PIB per cápita de 2009 y su interacción con Mujer. Como se esperaba, los efectos netos de la participación de las madres en las puntuaciones de las hijas son mayores cuando se utiliza la primera especificación, ya que de esta manera estamos comparando sociedades con el mismo nivel medio de participación femenina. De hecho, el impacto es más grande no sólo para las tres submuestras seleccionadas descritas anteriormente, sino también si se utiliza en su lugar la totalidad de la muestra de 63 países. Sin embargo, el porcentaje de varianza explicada por este modelo es mucho más bajo que al utilizar nuestra especificación preferida - que incluye efectos fijos por país. Por otro lado, los efectos de la segunda especificación son menores aunque positivos y significativos en todos los casos. Además, en ningún caso encontramos significativa la interacción entre Mujer y Padre Tiempo Completo, lo que refuerza el hecho de que no hay transmisión diferencial por sexo por el lado del padre.

También cabría preguntarse si la transmisión está en realidad impulsada por la situación laboral de los padres en sí misma o por otros factores determinantes que podrían estar correlacionados con ella. Un candidato obvio sería el logro educativo de los padres. Con el fin de asegurar que nuestros resultados sobre transmisión intergeneracional no son impulsados por la educación de los padres, sino por la condición de la madre en el mercado de trabajo, llevamos a cabo las mismas regresiones de antes para todas las muestras y para las diferentes especificaciones, pero sustituyendo las interacciones de Mujer con Madre Participa y Padre Tiempo Completo por las de la educación de ambos padres (Universidad o no). Ninguna de las interacciones es significativa en ninguna de las estimaciones. Por último, con el fin de aprender más sobre el mecanismo de transmisión miramos si el impacto de Madre Participa en las puntuaciones de hijas e hijos difiere según el nivel educativo de las madres. Para ello añadimos a la especificación de referencia de la Tabla 6 una interacción entre Madre Universidad y Madre Participa y otra interacción entre Mujer y la anterior. Un coeficiente positivo y significativo de esta última interacción indicaría que la transmisión es impulsada por las madres más educadas. Sin embargo, no encontramos

ningún efecto diferencial en la transmisión debido a la educación, lo que nos lleva a la conclusión de que los roles de género se transmiten de manera similar por todas las madres participantes, y no sólo por los más educadas. En resumen, encontramos que las actitudes hacia los roles de género dentro de la familia, medidos por la participación laboral de las madres, mejora el resultado de las chicas, lo que sugiere cierta transmisión intergeneracional de las identidades de género o roles de género de madres a hijas. Además, el efecto es más fuerte para las chicas en el extremo inferior de la distribución, con una reducción en la brecha en matemáticas con relación a los chicos de alrededor de un 24 por ciento. Además, cuanto menor es el nivel medio de participación de las mujeres del país, donde tener una madre que participa constituye una característica claramente distintiva, más fuerte es la transmisión. Por otra parte, no encontramos efectos diferenciales significativos por sexo de tener un padre que trabaja a tiempo completo, lo que indica que no hay tal transmisión de padres a hijos. Los resultados son robustos a diferentes especificaciones y submuestras.

5. ANÁLISIS INTER-REGIONAL DENTRO DE UN MISMO PAÍS: ESPAÑA

Una de las desventajas del análisis internacional de los apartados anteriores es la gran variabilidad que existe en la historia evolutiva de las distintas poblaciones en todos los países, siendo las diferencias biológicas uno de los factores potencialmente responsables de los resultados. Para tener en cuenta esto, Guiso et al. (2008) dividen la muestra en dos grupos de países en función de la distancia genética¹⁸, y encuentran que los resultados son sustancialmente los mismos para ambos grupos, lo que confirma que éstas no son impulsadas por las diferencias biológicas entre los países. En esta sección pretendemos validar estos resultados en un escenario más comparable, en particular mediante la comparación de regiones dentro de un país. Esto, además de proporcionar una evolución histórica similar, permite centrarse en un marco institucional más homogéneo. Escogemos España como país de análisis, ya que es el único país participante en PISA 2009 que ofrece una desagregación regional suficientemente amplia. Por otra parte, las enormes diferencias en términos de logros entre los estudiantes de las diferentes regiones españolas destacadas en la literatura reciente (Ver Ciccone y Fontes 2009; De la Rica y González de San Román 2012), junto con la gran brecha de género de la media española ya documentada en el presente documento proporcionan suficiente variabilidad para el análisis.

Por lo tanto, podemos investigar si las chicas tienen un mejor desempeño en las regiones de mayor igualdad de género en España, y determinar el grado en que la transmisión intergeneracional de roles de género de madres a hijas está presente también entre las familias españolas una vez queda explicada la variabilidad regional.

¹⁸ Esta medida genética se basa en la frecuencia de cada alelo a través de polimorfismos de ADN tomadas de History and Geography of Human Genes por Cavalli-Sforza et al. (1996).

5.1. Descripción de los Datos

La ola de PISA 2009 proporciona datos desagregados para las 15 regiones españolas. Después de excluir Ceuta y Melilla contamos con una muestra de 23.708 estudiantes de 839 colegios. La mayoría de las regiones tienen muestras de cerca de 1.500 estudiantes y 50 colegios, con excepción de la muestra vasca que incluye cerca de 4.800 estudiantes de 180 colegios. La muestra consta de 12.068 chicos y 11.640 chicas. La Tabla 7 presenta los promedios de las calificaciones en matemáticas y lectura, así como las brechas de género para cada región en 2009. Para efectos comparativos, también se aporta la información de la OCDE y la media española, junto con las muestras de los alumnos y los colegios para las cuales se dispone de información para cada región.

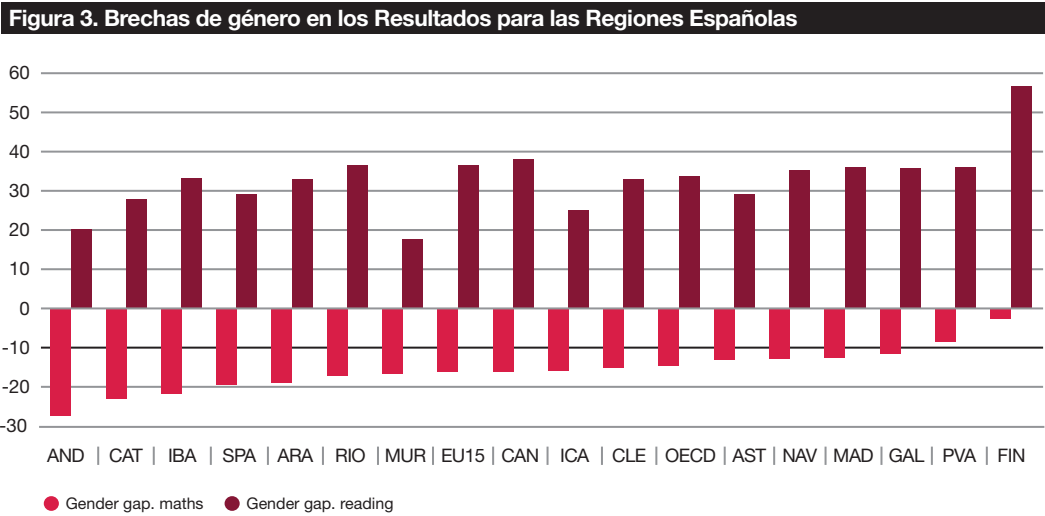
	Resultado Medio		Brecha de Género	
	Estudiantes	Colegios	Matemáticas	Lectura
Castilla-León	1.515	51	515,13	503,41
Navarra	1.504	49	510,98	497,15
País Vasco	4.768	177	509,17	494,19
Aragón	1.514	52	505,03	494,38
La Rioja	1.288	46	502,73	497,89
Promedio OECD			499,70	489,81
Madrid	1.453	51	496,43	504,10
Cantabria	1.516	51	495,48	488,12
Cataluña	1.381	50	494,89	497,29
Asturias	1.536	54	493,95	490,21
Galicia	1.585	54	488,38	484,52
Promedio España	23.708	839	483,99	483,30
Murcia	1.321	51	479,03	480,49
Baleares	1.463	52	464,15	458,20
Andalucía	1.416	51	462,73	460,53
Canarias	1.448	50	433,95	448,13

Notas: Las regiones se presentan en orden ascendente por su resultado medio en matemáticas. Se utilizan los pesos finales de cada estudiante.

Un vistazo a la tabla indica notables diferencias en ambas calificaciones entre las regiones, por lo que los malos resultados obtenidos por España en media no se pueden extrapolar a todas las regiones que participan en el programa de evaluación. Hay regiones cuyos resultados están por encima de la OCDE y del promedio nacional, como Castilla y León, Navarra y el

¹⁹ El único requisito de PISA para la desagregación regional es que la selección de colegios y alumnos dentro de cada colegio debe ser aleatoria, pero se deja elegir a cada región el tamaño de la muestra que desea proporcionar. La muestra vasca fue también la más grande de las cinco regiones que participaron en la ola de PISA 2003.

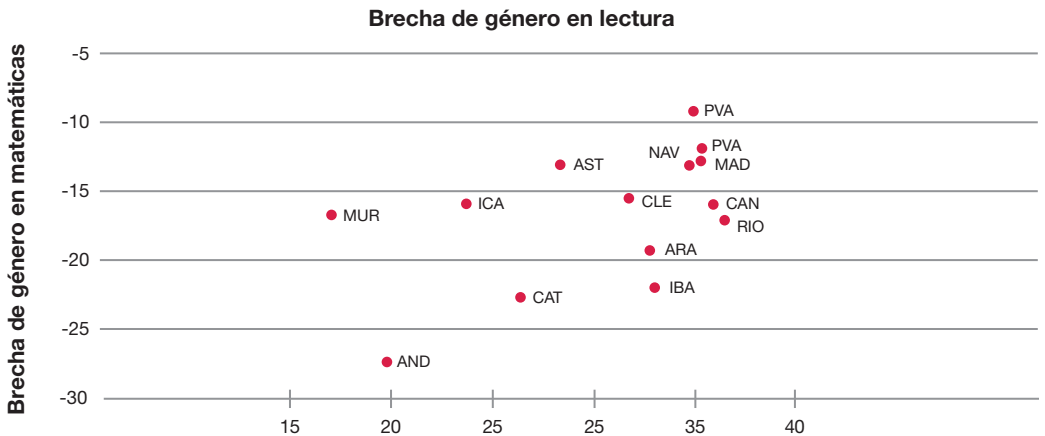
País Vasco, mientras que Andalucía, Murcia y las Islas están claramente por debajo de la media nacional y muy lejos de la media de la OCDE. Con respecto a las brechas de género, en matemáticas las chicas obtienen en media 19,32 puntos menos que los chicos (3,72% menos que la puntuación media de los chicos), pero, sin embargo, en lectura las chicas obtienen en media 28,66 puntos más (6,07% superior a la puntuación media de los chicos). En la Figura 3 las regiones se clasifican de mayor a menor brecha de género en sus calificaciones en matemáticas. La figura también muestra la brecha de género en los dos resultados de las pruebas de Finlandia y de la OCDE y la media de la UE-15.



Aunque los chicos superan a las chicas en matemáticas en todas las regiones, mientras que las chicas puntúan relativamente más que los chicos en lectura, la magnitud de la brecha es muy diferente. Curiosamente, el hecho de que la menor brecha de género en matemáticas sea la de Finlandia (país europeo de mayor rendimiento en las puntuaciones PISA), mientras que las más altas son las de Andalucía y las Islas (las regiones españolas con peores resultados) sugiere una relación negativa entre la desigualdad de género en las puntuaciones de las pruebas y el rendimiento medio, evidencia que no estaba tan clara en el análisis internacional en la Sección 3. Por otra parte, la brecha de género de la calificación en matemáticas de Castilla y León es muy similar a la media de la OCDE, mientras que otras regiones como Asturias, Navarra, Madrid, Galicia y País Vasco presentan menores brechas de género en matemáticas.

Finalmente, la Figura 4 muestra que la correlación inter-regional entre las brechas de género medias en matemáticas y lectura es inferior a la exhibida entre países - en media asciende a 0,503.

Figura 4. Correlación Inter-Regional entre las Brechas de Género



La Tabla 8 analiza las brechas de género en las colas de la distribución y muestra que la brecha de género en matemáticas es ligeramente mayor (en términos absolutos) en los percentiles superiores, mientras que la brecha de género en lectura sufre un acusado descenso a lo largo de la distribución de resultados.

Tabla 8. Brechas de Género en España a lo largo de la Distribución de Resultados

	Media	Desv.	5th	10th	25th	75th	90th	95th
Rdo Matemáticas								
Chicos	493,54	90,37	339,47	372,18	433,72	558,35	608,12	635,91
Chicas	474,16	88,98	320,77	355,83	415,8	535,84	584,44	613,58
Brecha	-19,32		-18,7	-16,35	-17,92	-22,51	-23,68	-22,33
Rdo Lectura								
Chicos	467,13	88,81	310,54	348,94	408,26	529,39	578,3	604,27
Chicas	495,82	83,47	348,8	384,47	444,21	553,12	597,21	621,44
Brecha	28,66		38,26	35,53	35,95	23,73	18,91	17,17

Esto es consistente con el patrón internacional observado en la Tabla 1. Sin embargo, la variabilidad de la brecha de género en matemáticas a lo largo de la distribución es menor para el caso de España. Esto puede comprobarse fácilmente mediante el cálculo de la diferencia entre los percentiles 90 y 10 en ambos casos. Para España, la cifra es de -7,33, mientras que para el caso internacional, es casi el doble: -14,25.

5.2. Igualdad de Género Regional y Brecha de Género en los Resultados

A partir de ahora nos centraremos en la disparidad de género en matemáticas, al igual que hicimos en el caso internacional. Construimos una serie de medidas regionales relacionadas con los roles de género y las normas sociales para explicar la brecha de género en las puntuaciones en matemáticas en todas las regiones españolas. Al igual que en las secciones anteriores, se relacionan las diferencias de género en el desempeño de la prueba en todas las regiones de España con características regionales de carácter socioeconómico. Clasificamos las regiones de acuerdo con cinco medidas de igualdad de género en la misma línea a las utilizadas en el análisis internacional. Excepto por el índice de emancipación de la mujer, que no está disponible a nivel regional, la mayoría de los indicadores utilizados aquí son similares a los de la sección anterior.

- (1) **La Participación política** de la mujer en los Parlamentos regionales, del INE 2009: similar al political empowerment index en el análisis internacional.
- (2) **El Índice ESS Medio:** se construye un índice regional de las actitudes culturales hacia la mujer basado en el nivel medio de desacuerdo con la siguiente afirmación: “Cuando los trabajos son escasos, el hombre debe tener más derecho a un empleo que la mujer”. Está tomado de la Encuesta Social Europea 2008²⁰.
- (3) **La Participación Laboral (regional) de la mujer 15+** en la fuerza laboral: del Instituto Nacional de Estadística español (INE) para 2009.
- (4) **La Participación Laboral (regional) de la mujer 25-54:** a partir de la misma fuente.
- (5) **El ratio de género en el trabajo doméstico (regional)** (Hombres/Mujeres) del tiempo dedicado a las tareas domésticas: tomado de la última ola disponible de la Encuesta del Uso del Tiempo en España (2009).

La Tabla 9 muestra que las correlaciones entre cada una de estas medidas son generalmente más bajas entre regiones que entre países - Véase la Tabla 3 para la comparación.

²⁰ Este indicador es similar al Average World Value Survey Indicator del apartado anterior, excepto por el hecho de que incluye las respuestas a una sola de las cuestiones incluidas en su homólogo internacional (el resto de preguntas no están disponibles a nivel regional español).

Tabla 9. Correlación entre las medidas regionales de Igualdad de Género en España

	Particip. Política	ESS Medio	FLFP 15+	FLFP 25-45	Ratio Tareas Domésticas
Participación política	1				
Índice ESS Medio	0.1509	1			
FLFP 15+	0.0468	0.1779	1		
FLFP 25-54	0.2241	0.3449	0.6518	1	
Ratio Tareas Domésticas	0.3231	0.4098	0.4132	0.5403	1

En particular, parece que hay una alta correlación entre el ratio de género en tiempo dedicado a las tareas domésticas y la participación femenina en la fuerza laboral (para todas las mujeres y para la cohorte de 25-54). El resto de las correlaciones son claramente más débiles. Una mirada a las estadísticas de la muestra para las medidas regionales españolas revela que las que muestran correlaciones más bajas están asociadas con desviaciones estándar por encima de 0,20 y por lo tanto mucho mayores que cualquiera de las desviaciones correspondientes que se muestran en las estadísticas de la muestra para el caso internacional - Véase la Tabla 2. Por otro lado, las desviaciones del ratio de género en tiempo dedicado a las tareas domésticas y de las medidas de participación en la fuerza laboral femenina son mucho más similares - en torno a 0,05.

Teniendo en cuenta que sólo tenemos 14 regiones, lo que hace que el análisis inter-regional sea altamente impreciso, para el ejercicio de estimación efectuamos el análisis directamente a nivel de estudiante, con la muestra que incluye todas las regiones españolas. Seguimos el mismo método seguido en la sección anterior, regresando las calificaciones de los estudiantes en matemáticas sobre un conjunto de variables individuales, familiares y de colegio, así como un indicador de Mujer y las interacciones entre Mujer y cada uno de los promedios de las medidas regionales de igualdad de género - equivalente a la ecuación [2] de la Sección 3. La interacción de Mujer con el logaritmo del PIB per cápita de 2009 y los efectos fijos regionales también están incluidos. La Tabla 10 presenta los resultados.

En resumen, el Índice ESS medio y el Ratio de Tareas Domésticas aparecen como las medidas de igualdad de género más determinantes para mejorar las calificaciones en matemáticas de las chicas en España. En contraste con el análisis internacional, el resto de interacciones aquí no son estadísticamente significativas. Por lo tanto, regiones más igualitarias en términos

Tabla 10. El Impacto de las Medidas Regionales de Igualdad de Género en los Rdos

	Media	25th	75th
Mujer*Participación Política	-14,01 (36,07)	-32,40 (51,60)	-11,89 (43,85)
Mujer*Índice ESS Medio	21,57*** (5,44)	21,61*** (7,65)	22,73*** (8,11)
Mujer*FLFP15+	4,55 (37,28)	-32,61 (54,55)	-23,81 (48,08)
Mujer*FLFP 35-54	66,93* (39,53)	36,17 (57,40)	47,88 (49,45)
Mujer*Ratio tareas domésticas	61,98** (31,46)	72,24* (41,49)	14,27 (43,59)

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos regionales. Castilla-León se toma como región de referencia. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones. Observaciones: 19.695.

de género - representados por un aumento en el índice de ESS medio o un aumento en el tiempo que dedican los hombres a las tareas domésticas en relación con las mujeres - se asocian con una mejoría de las chicas en matemáticas, reduciendo así la brecha negativa. Sin embargo, la significatividad del coeficiente de la interacción de Mujer con el Ratio de Tareas Domésticas desaparece en el cuantil superior de la distribución. Estos resultados implican que la evidencia es más débil entre regiones españolas que entre países. Esto podría explicarse simplemente por la menor variabilidad de las medidas de igualdad a nivel regional.

5.3. La Transmisión de Roles de Género en España

A continuación, en lugar de utilizar promedios regionales de las medidas de igualdad de género e interaccionarlas con un indicador de género, analizamos si las puntuaciones de las pruebas individuales para los estudiantes españoles se ven afectadas por la situación de las madres en el mercado laboral (como participantes o no) y si este impacto es diferente según el género²¹. Para ello ejecutamos regresiones MCO de la calificación de la prueba en matemáticas en un conjunto de variables demográficas, familiares y de colegio, además de efectos fijos regionales, así como indicadores de Mujer, Madre Participa, y las interacciones entre las dos. También incluimos, como

²¹ Aunque la brecha de género entre regiones no se ha tenido explícitamente en cuenta antes, algunos artículos relacionados sí han tratado de explicar las diferencias regionales en los resultados de las pruebas. Haciendo uso de la encuesta de PISA 2006 Ciccone y García-Fontes (2009) comparan los sistemas educativos de Cataluña y el resto de España. Estudios para otros países europeos incluyen el artículo de Bratti et al. (2007), que analiza las diferencias en los resultados de PISA 2003 entre las tres macro áreas italianas.

antes, Padre Tiempo Completo y su interacción con Mujer, para ver si existe alguna transmisión intergeneracional desde el lado del padre en España. Esto corresponde a la ecuación [3] de la Sección 3. La Tabla 11 presenta los resultados.

Tabla 11. El Impacto de la Situación Laboral de los Padres en los Resultados en España			
	Media	25th	75th
1. Mujer	-42,54*** (4,05)	-47,44*** (4,75)	-43,18*** (4,93)
2. Madre Participa	1,54 (2,51)	-1,07 (2,92)	3,34 (2,98)
3. Mujer*Madre Participa	8,37*** (3,49)	10,06*** (4,13)	7,95** (3,92)
4. Padre trabaja TCompleto	0,69 (2,62)	-3,36 (3,01)	2,54 (3,15)
5. Mujer*Padre TCompleto	4,94 (3,68)	5,32 (4,26)	3,78 (4,33)
6. Efecto Neto en chicas : [2]+[3]	9,91*** (2,46)	8,99*** (3,12)	11,29*** (2,89)
R ²	0,402	0,237	0,226

Notas: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se incluyen controles individuales, variables de colegio y efectos fijos regionales. Castilla-León se toma como región de referencia. Se usan los pesos finales de los estudiantes en las estimaciones. Observaciones: 19.695.

Varios aspectos deben ser resaltados. En primer lugar, se encuentra un coeficiente positivo y significativo de la interacción de Mujer con Madre Participa tanto en la media como en los diferentes cuantiles de la distribución. Más importante aún, estos coeficientes son mucho mayores que los correspondientes a la estimación internacional en todos los casos – Véase Tabla 6. Esto sugiere que la transmisión intergeneracional de roles de género de madres a hijas es más fuerte entre las familias españolas. Sin embargo, la reducción de la brecha es muy similar – va del 20 al 23 por ciento, según la estimación; esto se debe a que en España la brecha de género en matemáticas es más alta. En segundo lugar, el coeficiente de Madre Participa que refleja el impacto de esta variable sobre los chicos (dado que la interacción con Mujer ya está incluida) no es significativa, lo que refleja que los resultados de los chicos españoles no se ven afectados por la situación laboral de sus madres. Como encontrábamos en la sección anterior, el hecho de que la interacción de Padre Tiempo Completo con Mujer no sea significativa indica que no existe una transmisión específica de padres a hijas. Por último, las estimaciones por cuantiles no revelan diferencias significativas en el impacto de las actitudes hacia los roles de género a través de la distribución de resultados para el caso español.

Finalmente, nos centramos en el mecanismo de transmisión, como antes, tratando de examinar si existe un efecto diferencial de Madre Participa en el desempeño de las chicas en función del nivel educativo de las madres. Se incluye un indicador de educación universitaria/no universitaria de la madre, así como su situación con respecto a la participación laboral. En contraste con los resultados de la sección anterior, la transmisión de roles de género en España la llevan a cabo fundamentalmente las madres con educación superior, ya que las chicas cuyas madres participan en el mercado laboral y, además, tienen educación universitaria obtienen 8,41 puntos más en la prueba de matemáticas, lo que equivale a un 23 por ciento de reducción de la brecha de género.

6. CONCLUSIONES

Durante más de una década, los investigadores han prestado atención a las diferencias de género en las primeras etapas de la vida (Goldin, 1994; Hausmann et al. 2008) como posibles indicadores de las desigualdades de género en etapas más tardías de la vida, más específicamente, en el mercado de trabajo. Dos ejemplos de estas desigualdades de género en fase inicial son: (i) el bajo rendimiento de las chicas con respecto a los chicos en matemáticas en las pruebas de PISA, que los estudiantes realizan cuando tienen alrededor de 15 años de edad, y (ii) la escasa representación de las mujeres en carreras técnicas como ingeniería y matemáticas. Ambos hechos han sido comúnmente observados en los países más industrializados, y de hecho tienden a estar correlacionados. Por otra parte, estas diferencias de género afectan claramente a las carreras profesionales posteriores y pueden ayudar a explicar las diferencias de género observadas en el mercado de trabajo en términos de salarios, promoción, estabilidad laboral y status. Algunos sostienen que la naturaleza (nature) es el principal determinante de esas diferencias de género tempranas. Sin embargo, otra línea de investigación - la hipótesis de estratificación social - sostiene que normas sociales de género podrían estar detrás de estas diferencias. En este trabajo se sigue esta última línea de investigación y se analiza en qué medida el rendimiento de las chicas en matemáticas mejora en sociedades más igualitarias en términos de género, entendiendo por sociedades bien países o incluso regiones dentro de un mismo país. Por otra parte, la transmisión intergeneracional de las actitudes hacia los roles de género ha sido un foco de interés de parte de las investigaciones recientes sobre el mercado de trabajo. Tener una madre que trabaja influye fuertemente no sólo en el comportamiento de los hijos/hijas, sino también en sus concepciones sobre los roles de género. Sin embargo, el papel de la cultura y sus implicaciones en el comportamiento intergeneracional está relativamente inexplorado en

estudios empíricos sobre el rendimiento escolar. Y es este uno de los aspectos con los que contribuimos en este estudio.

Hacemos uso de la última ola disponible de la encuesta de PISA (2009), que proporciona información sobre el rendimiento de los estudiantes de ambos sexos pertenecientes a 63 países de la OCDE y asociados. Con este conjunto de datos, damos soporte empírico a la hipótesis de estratificación social de género a nivel internacional y ampliamos el análisis para relacionar las normas sociales con las diferencias de género en las puntuaciones en matemáticas en todas las regiones de un mismo país, lo que constituye un marco institucional más homogéneo. Hacemos uso de la variación regional en España, ya que es el único país de PISA 2009, donde la desagregación regional permite realizar el análisis regional. Por otra parte, se investiga si las actitudes hacia los roles de género dentro de la familia se transmiten de generación en generación, y se miden las consecuencias de dicha transmisión cultural en términos de logro académico de los chicos.

A modo descriptivo, encontramos que en la mayoría los países participantes de PISA 2009 y en todas las regiones de España hay una diferencia de género significativa tanto en matemáticas como en lectura. En particular, las chicas obtienen peores resultados que los chicos en matemáticas y mejores en la lectura. Estas brechas se ven agravadas en perjuicio de las chicas entre los estudiantes con las mejores puntuaciones. Los ejercicios de estimación se centran en las diferencias de género en matemáticas dada la naturaleza de las cuestiones de análisis y la alta correlación observada entre las dos competencias.

Con el fin de probar la hipótesis de estratificación social de género se construyen una serie de medidas de igualdad de género, tanto a nivel de país como de región, algunas de las cuales ya han sido utilizadas en la literatura previa, lo que ayuda a validar las nuevas medidas introducidas. Encontramos una correlación positiva y significativa entre los indicadores y la brecha de género en matemáticas, lo que sugiere que en sociedades más igualitarias de género - ya se trate de países o de regiones dentro de un país - las chicas reducen la brecha en matemáticas. Esta relación es más evidente entre los países que entre las regiones españolas.

En segundo lugar, encontramos que la actitud hacia los roles de género den-

tro de la familia, medida por el grado de participación laboral de las madres, afecta de manera positiva al rendimiento de las chicas en matemáticas, lo que sugiere cierta transmisión intergeneracional de las identidades de género de madres a hijas, un efecto que es más fuerte para las chicas en el extremo inferior de la distribución de resultados. Este efecto es más fuerte en los países con una baja participación laboral femenina (por debajo de la media), y por lo tanto en sociedades donde estas madres “marcan la diferencia” en cuanto a los roles de género en relación con sus homólogas. Curiosamente, tal transmisión es aún más fuerte cuando restringimos el análisis a España, que pertenece al grupo de países participantes con baja participación laboral de la mujer. Además, un resultado muy interesante que se desprende del trabajo es que en España la transmisión la realizan fundamentalmente las madres universitarias que participan en el mercado laboral. Sin embargo, no encontramos efectos diferenciales significativos por sexo de tener un padre que trabaja a tiempo completo, ni a nivel de países ni de regiones en España, lo que indica que no hay transmisión diferencial desde el lado del padre.

Una interpretación posible de la transmisión intergeneracional encontrada, que ha ganado popularidad en los últimos diez años (Bertrand, 2010) se basa en la noción de que las decisiones de los agentes son impulsadas por una identidad de género que indica lo que es apropiado que hagan los hombres y las mujeres. Por lo tanto, las madres que participan en el mercado laboral rompen de alguna manera con la visión tradicional de que los hombres trabajan fuera y las mujeres se quedan en casa - con mucha más intensidad en sociedades donde la participación de las mujeres no es algo tan común. Con esta actitud las madres transmiten a sus hijas cierta ruptura con los roles de género más tradicionales, lo que hace que sus hijas sientan que ellas también pueden competir en esos temas a priori más dirigidos o pensados para los varones. En última instancia, conduce a las chicas el desarrollo de mejores habilidades matemáticas reduciendo, por tanto, la brecha con los chicos en matemáticas. Otra de las posibles interpretaciones vendría dada por las diferencias en el esfuerzo en el colegio entre las chicas cuyas madres tienen diferentes niveles de participación en el mercado de trabajo, pero lamentablemente no podemos probar esta hipótesis debido a la falta de información adecuada sobre el esfuerzo y teniendo en cuenta el problema de endogeneidad potencial asociado a las características no observables de las madres y las hijas.

7. REFERENCIAS

- [1] Basu A. (2002). “Why Does Education Lead to Low Fertility? A Critical Review of Some of the Possibilities”. *World Development*, 30, 1779-1790
- [2] Baker, D. P. & Jones, D. P. (1993). “Creating gender equality: Cross national gender stratification and mathematical performance”. *Sociology of Education*, (66) 91-103.
- [3] Bertrand, M. (2010). “New Perspectives on Gender” Chapter 17 *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b.
- [4] Bratti, M., Checchi, D. & Filippin, A. (2007). “Geographical differences in Italian students’ mathematical competencies: evidence from PISA 2003”, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia* (66) 3: 299-333.
- [5] Burt, K.B. & Scott, J. (2002). “Parent and Adolescent Gender Role Attitudes in 1990s in Great Britain”, *Sex Roles*, 46, 239-45.
- [6] Cecci, S. and W. Williams (2007), “Why Aren’t More Women in Science?”, *American Psychological Association*, Washington, US.
- [7] Ciccone, A. & Garcia-Fontes, W. (2009). “The quality of the Catalan and Spanish education systems: A perspective from PISA”, *IESE Research Papers D/810*, IESE Business School.
- [8] De la Rica, S. & A. Glez de San Román (2012). “Determinantes de las diferencias regionales en el rendimiento académico en España”. *Monografía Fundación BBVA*
- [9] Doepke, M. & Tertilt, M. (2009). “Women’s Liberation: What Was in It for Men?” *Working paper*.
- [10] Dollar, D. & Gatti, R. (1999). “Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women?”, *Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series No. 1*, World Bank, Washington.
- [11] Farré, L. & Vella, F. (2012). “The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and Its Implications for Female Labor Force Participation”. *Forthcoming Economica*

- [12] Fernandez, R. Flogi, A. & C.Olivetti (2004). "Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics". *Quarterly Journal of Economics*, 119, 1249-99.
- [13] Fortin, N. (2005). "Gender Role Attitudes and the Labour-Market outcomes of Women across OECD countries". *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 21 nº 3.
- [14] Fryer, R. & Levitt, S. (2009). "An Empirical Analysis of the Gender Gap in Mathematics." *American Economic Journal: Applied Economics*.
- [15] Fuchs, T. & Woessmann, L. (2007). "What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data", *Empirical Economics*, No. 32 (2), pp. 433-464.
- [16] Gallager, A.M. & J.C. Kaufman. (2005). "Gender differences in mathematics: An integrative psychological approach". NY: Cambridge University Press, pp.316-332.
- [17] Goldin, C. (1994). "The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History." In T. P. Schultz, ed., *Investment in Women's Human Capital and Economic Development*. Chicago, IL. University of Chicago Press, pp. 61-90
- [18] Guiso, L., Monte, F., Sapienza, P. & Zingales, L. (2008). "Culture, Gender and Math". *Science*, 320(5880): 1164-1165.
- [19] Hausmann, R., Tyson, L. & Zahidi, S. (2008). "The Global Gender Gap Report 2009". Geneva, Switzerland: World Economic Forum.
- [20] Klassen, S. (2002). "Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development". *World Bank Economic Review*, 16, 345-373.
- [21] Kucian, K., T. Loenneker, T. Dietrich, E. Martin & M. Von Aster. (2005). "Gender differences in brain activation patterns during mental rotation and number related cognitive tasks". *Psychology Science*, Vol. 47, pp. 112-131.
- [22] Lawton, C.A. & Hatcher, D.W. (2005). "Gender differences in integration of images in visuospatial memory", *Sex Roles*, 53(9-10), pp. 717-725.
- [23] Peri, G. & M. Anneli (2012). "Non-Academic Skills, Choice of Partner and Peer/Teacher effects as determinant of the Gender Gap in the choice of College Major" In Boeri, T. (Ed), *Gender Gap in the Labor Market among Highly Educated: The role of Discrimination, Family and College Major*, Forthcoming, 2013
- [24] Riegle-Crumb, C. (2005). "The cross-national context of the gender

gap in math and science". In L. Hedges & B. Schneider (Eds.), *The social organization of schooling* pp. 227-243.

- [25] Singer, J. M. & J. E. Stake (1986). "Mathematics and self-esteem: Implications for women's career choice". *Psychology of Women Quarterly* 10:339-352.
- [26] Spelke, E.S (2005). "Sex differences in intrinsic aptitude for mathematics and science? A critical review". *American Psychologist* 60(9), 950-958.
- [27] Schultz, T.P. (2002). "Why Governments Should Invest More to Educate Girls". *World Development*, 30, 207-225.