



# **Formación de Normas de Género y sus Efectos en el Mercado Laboral.**

Un Enfoque de Ciclo de Vida con Evidencia para Uruguay.

Martina Querejeta Rabosto

Tesis Doctoral

Doctorado en Economía

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de La Plata

Directora de Tesis: Dra. María Inés Berniell

Directora de Tesis Asociada: Dra. Marisa Bucheli

La Plata, Febrero de 2025



# Índice general

<b>Agradecimientos</b>	<b>1</b>
<b>Introducción</b>	<b>3</b>
<b>Capítulo 1 Transmisión intergeneracional de comportamientos laborales</b>	<b>11</b>
1.1 Introducción . . . . .	12
1.2 Efecto de pares e identidad sobre roles de género . . . . .	16
1.3 Evidencia correlacional sobre la transmisión intergeneracional . . . . .	18
1.4 Estrategia empírica para la identificación causal . . . . .	21
1.4.1 Fuentes de información . . . . .	21
1.4.2 Estrategia de identificación . . . . .	23
1.5 Efecto de la exposición a madres trabajadoras en el empleo femenino . . . . .	26
1.5.1 Principales resultados . . . . .	26
1.5.2 Análisis de robustez . . . . .	28
1.5.3 Mecanismos . . . . .	30
1.6 Reflexiones finales . . . . .	33
1.7 Anexo . . . . .	41
<b>Capítulo 2 Exposición a mujeres y percepciones sobre normas de género</b>	<b>49</b>
2.1 Introducción . . . . .	50
2.2 Marco conceptual . . . . .	53
2.3 Contexto institucional y datos . . . . .	55
2.3.1 El sistema educativo Uruguayo . . . . .	55

2.3.2	Datos y selección de la muestra . . . . .	56
2.3.3	Principales variables y estadísticas descriptivas . . . . .	57
2.4	Estrategia empírica . . . . .	60
2.4.1	Modelo . . . . .	60
2.4.2	Validez de la estrategia de identificación . . . . .	61
2.5	Efecto de pares en normas de género . . . . .	63
2.5.1	Principales resultados . . . . .	63
2.5.2	Efectos heterogéneos . . . . .	65
2.5.3	Análisis de robustez . . . . .	66
2.6	Efecto de pares en comportamientos de género . . . . .	68
2.7	Reflexiones finales . . . . .	70
2.8	Anexo . . . . .	78
<b>Capítulo 3 Efecto del primer hijo en la trayectoria laboral de las parejas</b>		<b>83</b>
3.1	Introducción . . . . .	84
3.2	Trayectorias laborales de las parejas en Uruguay . . . . .	89
3.3	Marco teórico . . . . .	92
3.4	Estrategia empírica . . . . .	94
3.4.1	Datos y estadísticas descriptivas . . . . .	94
3.4.2	Medidas de productividad relativa . . . . .	96
3.4.3	Metodología . . . . .	98
3.5	Resultados . . . . .	100
3.5.1	Efectos en las trayectorias laborales de la pareja . . . . .	100
3.5.2	Efectos heterogéneos según productividad relativa . . . . .	103
3.5.3	Ganancias de eficiencia para parejas con doble ingreso . . . . .	109
3.6	Reflexiones finales . . . . .	111
3.7	Anexo . . . . .	120
<b>Comentarios finales</b>		<b>125</b>

# Agradecimientos

Quiero agradecer a mis directoras de tesis, Inés y Marisa, por su enorme generosidad intelectual y personal a lo largo de este viaje llamado Doctorado. Espero me vuelvan a guiar en futuras aventuras. La evidencia apunta en ese sentido, Marisa ya ha tropezado tres veces con esta misma piedra. Al Comité Académico del Doctorado y a mis compañeros y compañeras, por discusiones virtuales y presenciales sobre avances, idas y vueltas. También quiero agradecer a todas las profesoras, profesores y colegas de ambos lados del charco con los que tuve el privilegio de estudiar, trabajar, o simplemente conversar sobre cómo encarar este proyecto.

A mis compañeros del MIDES, por apoyarme en los inicios durante mi licencia por estudio. Al IECON, por ser casa intermitente durante varios años y alojarme de manera permanente en las etapas finales de esta tesis. Espero eventualmente devolver, al menos en parte, esa generosidad. Agradezco también a la Agencia Nacional de Investigación e Innovación-ANII, por el apoyo financiero a través de la Beca para estudios de doctorado en el exterior.

A mi enorme familia, en el amplio sentido que una le puede dar a la palabra enorme. A mis abuelas y abuelos, ellos saben que fueron y serán siempre mi guía. A mi madre y padre, por ser mi ejemplo vívido de transmisión intergeneracional de preferencias por trabajar y estudiar, sin perder de vista lo importante; por ser fundadores (y únicos socios) de mi club de fans. A las otras madres y padres que me dio la vida, por acompañarme desde casi siempre. A mis hermanas y hermano, por inspirarme. A tías, tíos, y la primada, ellos saben lo que significan para mi. A todas las mujeres de mi familia y mi entorno cercano que, con su callado ejemplo, me inspiran día a día (ver Capítulo 1).

A mis amigas-colegas con las que comparto aventuras y agendas de investigación inagotables. A Shari, Eli y Malurra por estar desde que nos encontramos en Matemática I allá en el 2007. A Ceci por sembrar la idea de un Doctorado en La Plata y a Noma por también cumplir con las tareas propias de una gurú. A Melgar, Leti, Gaby, Kari, Mai, Tati, Martu y Mari por ser parte de esa red. A Vale y Cami, por estar desde hace tantos años atrás de esos mates con cosas ricas que siempre hacen bien. Con todas ellas aprendí el poder transformador de la exposición a pares mujeres (ver Capítulo 2).

A San, por su amor y paciencia, y por acompañarme en la aventura más hermosa llamada Guadalupe. A él y a toda nuestra red de cuidados por luchar conmigo contra la trampa de maternidad (ver Capítulo 3) con mucho amor. Gracias a esa red, esta tesis fue posible.

A Guadis, porque sin saberlo llegó a resignificarlo todo y a todos.



# Introducción

El rol de las mujeres en nuestras sociedades ha cambiado drásticamente en las últimas décadas, destacando el importante aumento de su participación laboral (Chioda and Verdú; 2016). Sin embargo, aún persisten importantes brechas en los resultados del mercado laboral entre varones y mujeres. Los estudios pioneros en la literatura económica centraron sus explicaciones sobre la existencia de desigualdades laborales de género en teorías de capital humano o discriminación. Desde el trabajo seminal de Mincer and Polachek (1974), se ha explorado mucho sobre qué sucedería si las mujeres tuvieran una acumulación de capital humano similar a la de varones. Décadas después, a la luz de la reducción de las brechas de género en experiencia laboral y la reversión de las brechas educativas (Goldin; 2006; Blau and Kahn; 2017), estos factores han perdido poder explicativo. En este contexto, la literatura emergente pone foco en las normas de género como otro posible factor explicativo detrás de las persistentes desigualdades de género (Bertrand; 2020).

El análisis de la importancia de las normas de género en los resultados del mercado laboral ha recibido mucha atención de la literatura académica. Las normas de género comprenden expectativas sociales sobre los comportamientos apropiados para varones y mujeres en una sociedad (Bittman et al.; 2003), así como expectativas sobre las relaciones apropiadas entre los géneros (Seguino; 2007). Como tales, residen en el individuo pero reflejan contextos culturales y sociales (Alesina et al.; 2013; Pearse and Connell; 2016). Asimismo, dichas normas están profundamente arraigadas en las instituciones y se transmiten desde una temprana edad mediante la socialización. Las normas sociales sobre los roles de género pueden tener efectos en varios niveles, estructurando identidades e interacciones sociales. Asimismo, al moldear actitudes y preferencias, e influir en la formación de habilidades de niños y niñas, estas normas pueden tener efectos duraderos en logros y oportunidades económicas futuras (Fortin; 2005;

---

Bertrand; 2020). La literatura económica se ha basado en el artículo seminal de Akerlof and Kranton (2000) que toma elementos de la psicología social para explorar cómo la identidad puede influir los comportamientos. Esta teoría sostiene que los individuos maximizan su utilidad cuando actúan conforme con su identidad grupal, generando así una presión para comportarse de acuerdo a la norma.

No obstante, cómo se forman las normas de género y qué explica sus cambios a lo largo del tiempo son todavía preguntas abiertas. El proceso de formación de normas involucra a múltiples actores que varían a lo largo del ciclo de vida. Mientras la familia y otros adultos referentes son clave en las etapas iniciales (Bisin and Verdier; 2001), la escuela y los pares adquieren relevancia con la edad (Alan et al.; 2018). Los grupos de pares juegan un papel crítico en la formación de la identidad (Newman and Newman; 1976). La pertenencia al grupo es también una necesidad y motivación fundamental que influye en pensamientos, emociones y comportamientos (Baumeister and Leary; 1995). Por lo tanto, las percepciones sobre las normas de género son una función de las propias creencias y del aprendizaje a partir de la interacción con el entorno cercano.

El objetivo general de esta tesis es aportar evidencia empírica sobre el proceso de formación de las normas sociales vinculadas a roles de género y sobre sus efectos en el mercado laboral. Para ello, la tesis se estructura en tres capítulos que abordan preguntas de investigación complementarias sobre diferentes etapas de la vida: niñez, adolescencia y adultez.

El capítulo 1, aborda el papel de la socialización durante etapas iniciales del ciclo de vida como determinante de la oferta laboral femenina en la adultez. A partir de datos de encuestas longitudinales combinados con registros administrativos de historias laborales, este trabajo proporciona evidencia cuasi-experimental sobre la transmisión intergeneracional del comportamiento laboral de las mujeres en Uruguay. Siguiendo un enfoque similar al de Olivetti et al. (2020), la estrategia empírica explota la variación en la proporción de pares con madres trabajadoras entre grupos de primer año dentro de escuelas primarias para la identificación de los efectos de pares. La infancia es un periodo crucial para moldear los comportamientos de género, los estereotipos comienzan a formarse a los dos años Kuhn et al. (1978) y, tan temprano como a los seis, niños y niñas comienzan a alinear sus comportamientos conforme a las normas culturales. Los resultados de este capítulo evidencian que la



---

exposición a mujeres trabajadoras en las primeras etapas del ciclo de vida tiene efectos positivos, robustos, y de importante magnitud sobre los resultados laborales de las mujeres en la adultez temprana. Un aumento de un desvío estándar en la proporción de pares con madres trabajadoras conlleva a un incremento del 6.25% en la probabilidad de haber tenido algún empleo formal a los 24 años para las mujeres en nuestra muestra. El análisis diferenciado según el sexo de los pares muestra que el efecto principal está completamente explicado por el comportamiento de las madres de pares mujeres. Es decir, los efectos son específicos de género, solo influenciados por pares del mismo sexo. A su vez, este trabajo brinda evidencia sobre diversos canales de transmisión del comportamiento laboral. Primero, la exposición a madres trabajadoras aumenta la importancia que las mujeres asignan a la adquisición de capital humano y la probabilidad de asistir a la universidad. Segundo, reduce el acuerdo con actitudes de género tradicionales respecto al balance trabajo-familia. Finalmente, se brinda evidencia sobre efectos de pares menos robustos y de menor magnitud entre los varones. De este modo, la exposición temprana a madres trabajadoras afecta significativamente los comportamientos y actitudes de las mujeres durante la adultez y, el patrón diferencial por sexo, sostiene la hipótesis de la identidad de género como determinante de las decisiones y comportamientos de los individuos. Estos resultados sugieren la importancia de factores no tradicionales, como las normas e identidades de género, en la explicación del comportamiento laboral de las mujeres.

El capítulo 2, investiga el rol de los contextos educativos en la formación de percepciones sobre normas de género. Se utiliza una encuesta representativa a nivel nacional de estudiantes de 9° grado en Uruguay ( $\approx 15$  años de edad) para analizar los efectos de la composición por sexo de los pares en las percepciones sobre normas de género. Para la identificación causal, se explota la variación casi aleatoria en la proporción de compañeras mujeres entre grupos dentro de las escuelas secundarias. Los resultados muestran que una mayor exposición a compañeras mujeres tiene efectos significativos y robustos que conducen a percepciones de género más igualitarias. El análisis separado de cada una de las afirmaciones sobre normas de género revela importantes heterogeneidades. Mientras que la exposición a compañeras mujeres influye positivamente en las percepciones sobre trabajo doméstico, participación política, cuidados y empleo, los efectos son negativos, aunque menos significativos, para la igualdad

---

salarial y la práctica de deportes. Además, estos efectos son explicados principalmente por los estudiantes varones. El análisis por subgrupos poblacionales muestra que los efectos de pares son más fuertes entre estudiantes con experiencia de repetición educativa previa, de menor nivel socioeconómico y residiendo fuera de la capital del país (Montevideo). Los resultados también evidencian que una mayor exposición a compañeras afecta el comportamiento de las estudiantes mujeres al reducir el tiempo dedicado al trabajo doméstico y mejorar su rendimiento en matemática, sin efectos similares para los estudiantes varones. Por tanto, la exposición a mujeres no solo reduce las percepciones tradicionales de género, sino que también cambia el comportamiento relacionado con el uso del tiempo y el desempeño académico de las estudiantes. Estos resultados sugieren que las interacciones entre pares en el contexto educativo pueden tener efectos sustanciales en la reducción de estereotipos de género y en el cambio de comportamientos de género entre los estudiantes.

Finalmente, el capítulo 3 investiga el efecto del nacimiento del primer hijo o hija en las trayectorias laborales de las parejas en Uruguay. Se combinan registros administrativos de nacimientos con registros mensuales de empleo formal de madres y padres, y se proporciona evidencia causal basada en el enfoque cuasi-experimental de estudio de eventos. Los resultados muestran una reducción significativa y persistente del 10% en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso tras el nacimiento del primer hijo, explicada por la transición hacia el modelo tradicional de hombre proveedor. La probabilidad de ser una pareja en donde el padre provee la totalidad de ingresos permanece un 21% por encima del nivel previo al nacimiento incluso cinco años después del evento. De manera consistente, casi no se registran efectos sobre el ingreso total laboral de la pareja, pero sí una disminución en la participación de la madre en dicho ingreso. Para analizar los resultados a la luz de la teoría de la especialización basada en las ventajas comparativas se utilizan dos medidas de productividad relativa dentro de la pareja: educación e ingresos relativos previos al nacimiento del primer hijo. Cuatro resultados principales emergen del análisis. Primero, la existencia de una trampa de maternidad. Los efectos negativos sobre la probabilidad de pareja con doble ingreso y la transición al modelo de hombre proveedor son evidentes para todo tipo de parejas con independencia de la productividad relativa y persisten por al menos cinco años después del evento. Segundo, la productividad relativa de la pareja explica efectos heterogéneos. La probabilidad de

---

transición al modelo de hombre proveedor es mayor si el padre tiene mayor nivel educativo o ganaba más que la madre antes del nacimiento. Sin embargo, disminuye el modelo de mujer proveedora incluso si la madre era más productiva. Tercero, la comparación de ambas medidas de productividad relativa muestra una correspondencia alta, pero no perfecta. La mayor disminución en la probabilidad de ser una pareja de doble ingreso se evidencia cuando el padre tiene mayor nivel educativo, incluso cuando las madres ganaban más. Finalmente, y en consecuencia, existen importantes ganancias de eficiencia si las parejas se comportaran según sus ventajas comparativas. Por ejemplo, en parejas donde la madre ganaba más, el ingreso habría sido un 54% mayor si se hubiera transitado hacia un modelo de mujer proveedora en lugar de hombre proveedor. Esta ineficiente transición al modelo de hombre proveedor en parejas donde la madre ganaba es un buen predictor de mayor fecundidad futura. Este resultado da pistas sobre el proceso de toma de decisiones de la pareja respecto al balance trabajo-familia y sobre las razones detrás de los efectos de largo plazo de la maternidad. La evidencia proporcionada en este capítulo cuestiona la teoría de la especialización basada en ventajas comparativas como única explicación de los efectos negativos de la maternidad.

En conjunto, esta tesis busca contribuir a la literatura aplicada sobre normas de género y desigualdades en el mercado laboral. Explorando diversas fuentes de información y estrategias empíricas, se abordan tres preguntas de investigación complementarias con una mirada a través del ciclo de vida. A continuación se desarrollan cada uno de los tres capítulos.

---

## Bibliografía

- Akerlof, G. A. and Kranton, R. E. (2000). Economics and identity, *The quarterly journal of economics* **115**(3): 715–753.
- Alan, S., Ertac, S. and Mumcu, I. (2018). Gender stereotypes in the classroom and effects on achievement, *The Review of Economics and Statistics* **100**(5): 876–890.  
**URL:** [https://doi.org/10.1162/rest\\_a00756](https://doi.org/10.1162/rest_a00756)
- Alesina, A., Giuliano, P. and Nunn, N. (2013). On the origins of gender roles: Women and the plough, *Quarterly Journal of Economics* **128**(2): 469–530.
- Baumeister, R. F. and Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation, *Psychological Bulletin* **117**(3): 497 – 529.
- Bertrand, M. (2020). Gender in the twenty-first century, *AEA Papers and Proceedings* **110**: 1–24.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pandp.20201126>
- Bisin, A. and Verdier, T. (2001). The economics of cultural transmission and the dynamics of preferences, *Journal of Economic Theory* **97**(2): 298–319.  
**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022053100926784>
- Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N. and Matheson, G. (2003). When does gender trump money? bargaining and time in household work, *American Journal of sociology* **109**(1): 186–214.
- Blau, F. D. and Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations, *Journal of Economic Literature* **55**(3): 789–865.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.20160995>
- Chioda, L. and Verdú, R. G. (2016). *Work and family: Latin American and Caribbean women in search of a new balance*, World Bank Publications.

- 
- Fortin, N. M. (2005). Gender Role Attitudes and the Labour-market Outcomes of Women across OECD Countries, *Oxford Review of Economic Policy* **21**(3): 416–438.  
**URL:** <https://doi.org/10.1093/oxrep/gri024>
- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women’s employment, education, and family, *NBER Working Papers 11953*, National Bureau of Economic Research, Inc.  
**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:11953>
- Kuhn, D., Nash, S. C. and Brucken, L. (1978). Sex role concepts of two-and three-year-olds, *Child Development* pp. 445–451.
- Mincer, J. and Polachek, S. (1974). Family investment in human capital: Earnings of women, *Journal of Political Economy* **82**(2): S76–S108.  
**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jpolec:v:82:y:1974:i:2:p:s76-s108>
- Newman, P. R. and Newman, B. M. (1976). Early adolescence and its conflict: Group identity versus alienation, *Adolescence* **11**(42): 261 – 274.
- Olivetti, C., Patacchini, E. and Zenou, Y. (2020). Mothers, peers, and gender-role identity, *Journal of the European Economic Association* **18**(1): 266–301.
- Pearse, R. and Connell, R. (2016). Gender Norms and the Economy: Insights from Social Research, *Feminist Economics* **22**(1): 30–53.
- Seguino, S. (2007). Plus a change? evidence on global trends in gender norms and stereotypes, *Feminist Economics* **13**(2): 1–28.  
**URL:** <https://doi.org/10.1080/13545700601184880>



# Capítulo 1

## Transmisión intergeneracional de comportamientos laborales: ¿Preferencias o roles de género?<sup>1</sup>.

**Resumen:** La asociación positiva del empleo entre generaciones está bien documentada en la literatura. Sin embargo, los mecanismos que impulsan esta transmisión intergeneracional siguen siendo poco claros. Este trabajo presenta evidencia que respalda la hipótesis de la identidad sobre roles de género como un factor clave que influye en la transmisión del comportamiento laboral entre mujeres a través de generaciones. A partir de datos de encuestas longitudinales combinados con registros administrativos de historias laborales, se ofrece evidencia cuasi-experimental sobre la transmisión intergeneracional del comportamiento laboral de las mujeres en Uruguay. La estrategia de identificación explota la variación en la proporción de pares con madres trabajadoras en escuelas primarias para investigar en qué medida la exposición a mujeres trabajadoras en etapas iniciales del ciclo de vida determina la oferta laboral femenina en la adultez temprana. Los resultados muestran que una mayor exposición a madres trabajadoras tiene efectos positivos sobre el empleo formal de las mujeres. La magnitud del efecto es considerable, y un aumento en la variable de pares en un desvío estándar resulta en un aumento del 6.25% en la probabilidad de que las mujeres hayan tenido algún empleo formal a los 24 años. Estos resultados son robustos a diferentes especificaciones, muestras, y variables consideradas. Más aún, el efecto es completamente explicado por pares del mismo sexo. Finalmente, se brinda evidencia sobre diversos mecanismos. La exposición a madres trabajadoras aumenta la importancia asignada a la adquisición de capital humano y reduce el acuerdo con actitudes de género tradicionales, sin tener efectos similares en los varones. Los resultados sugieren la importancia de factores no tradicionales, como la identidad sobre roles de género, en la transmisión intergeneracional del comportamiento laboral de las mujeres.

**JEL:** D10, J16, J22, O54, Z13.

**Palabras clave:** Normas de género, empleo femenino, efecto de pares, Uruguay.

---

<sup>1</sup>Este capítulo fue elaborado en coautoría con Cecilia Parada bajo el título ‘Intergenerational Transmission of Working Behaviour: Preferences or Gender Role Identity?’. Fue presentado en la 32nd IAFFE Annual Conference (Roma, Italia), 5th Meeting of the Society of Family and Gender Economics-GeFam (San Pablo, Brasil), el IEA-WB webinar ‘Gender Norms and the Law’ (online), la 29th LACEA LAMES 2024 Annual Meeting (Montevideo, Uruguay), y las XV Jornadas NIP (Montevideo, Uruguay) 2024.

## 1.1. Introducción

El papel que ocupan las mujeres en la sociedad ha cambiado drásticamente en las últimas décadas, destacando el importante aumento de su participación laboral (Chioda and Verdú; 2016). Las causas de este fenómeno en el mercado laboral pueden atribuirse a factores tanto del lado de la oferta como del lado de la demanda. Por el lado de la oferta, los principales factores explicativos son la convergencia en los niveles educativos entre varones y mujeres, la difusión de tecnologías que ahorran tiempo dedicado al trabajo doméstico, la disponibilidad y el uso de métodos anticonceptivos, y la expansión de los sistemas de cuidado (Blau and Kahn; 2017; Fernandez; 2007; Goldin; 1990). Entre los principales factores que afectaron la demanda de trabajo en favor del empleo femenino se destaca el aumento de la participación del sector servicios (Olivetti and Petrongolo; 2016; Fernandez; 2007). La literatura emergente pone foco en el papel de la evolución cultural y las normas de género detrás de los cambios en el comportamiento laboral de las mujeres (Bertrand et al.; 2015; Fernández and Fogli; 2009; Fernandez; 2007).

Las normas de género son expectativas sociales sobre los comportamientos apropiados para varones y mujeres en una sociedad (Bittman et al.; 2003). También refieren a las expectativas sobre las relaciones apropiadas entre los géneros (Seguino; 2007). Estas normas están profundamente arraigadas en las instituciones y se transmiten desde una temprana edad mediante la socialización. Las normas sociales sobre los roles de género pueden tener efectos en varios niveles, estructurando identidades e interacciones sociales. En particular, estas normas moldean las actitudes de niños y niñas hacia el riesgo, la confianza, así como sus preferencias, con efectos duraderos en otros resultados económicos durante la adultez (Bertrand; 2020; Fortin; 2015; Dohmen et al.; 2012). En la literatura económica, la evidencia empírica se ha basado en el artículo seminal de Akerlof and Kranton (2000) que toma elementos de la psicología social para explorar cómo la identidad puede influir en los comportamientos. Esta teoría sostiene que los individuos maximizan su utilidad cuando actúan conforme con su identidad grupal. Diversos factores pueden influir en la identidad sobre roles de género. Las normas sociales prevalentes, los valores y las prescripciones del grupo de referencia, moldean identidades y, en consecuencia, afectan las decisiones y comportamientos de los individuos.



Este trabajo proporciona evidencia cuasi-experimental sobre la transmisión intergeneracional del comportamiento laboral de las mujeres en Uruguay. Siguiendo un enfoque similar al de Olivetti et al. (2020), investiga el papel de la socialización durante etapas tempranas del ciclo de vida en la oferta laboral femenina. Utilizando datos longitudinales de encuesta combinados con registros administrativos de empleo formal, se explota la variación en la proporción de pares con madres trabajadoras entre las clases dentro de las escuelas primarias para cuantificar la importancia de la transmisión intergeneracional del comportamiento laboral en el empleo femenino.

Nuestros resultados muestran que una mayor exposición a madres trabajadoras en las primeras etapas del ciclo de vida (primer año de enseñanza primaria) tiene efectos positivos y robustos sobre los resultados laborales de las mujeres en la adultez. La magnitud del efecto es considerable. Un aumento en la proporción de pares con madres trabajadoras en un desvío estándar está asociado con un incremento del 6.25% en la probabilidad de haber tenido algún empleo formal a los 24 años. Estos resultados son similares, aunque menores, en comparación con la evidencia previa para países con mayor nivel de desarrollo (Rodríguez-Planas and Tanaka; 2022; Olivetti et al.; 2020; Fernandez; 2007). El análisis de los efectos separados por sexo de los pares muestra que los resultados están completamente explicados por pares del mismo sexo. Es decir, el efecto de pares en el empleo femenino se explica por la exposición a las madres de las compañeras de clase mujeres. Si bien se considera el efecto de pares sobre el empleo únicamente hasta los 24 años, estos resultados son relevantes ya que la evidencia disponible destaca la importancia del primer empleo en las trayectorias laborales futuras (Carrasco; 2012).

El principal desafío consiste en dilucidar los mecanismos detrás del efecto de pares. Con este fin, proporcionamos evidencia sobre tres potenciales canales de transmisión del comportamiento laboral. Primero, exploramos si la exposición a madres trabajadoras en etapas iniciales del ciclo de vida resulta en cambios en las actitudes y comportamientos hacia la acumulación de capital humano. Los resultados sugieren que la exposición a madres trabajadoras aumenta la importancia que las mujeres asignan a la adquisición de capital humano y la probabilidad de asistir a la universidad. En segundo lugar, analizamos las actitudes de género respecto al balance trabajo-familia y encontramos una reducción en el acuerdo con la

afirmación ‘Si fuera posible, dejaría de trabajar para dedicarme por completo a mi familia’ y una disminución en el embarazo adolescente, aunque no significativa a niveles convencionales. Finalmente, exploramos si los efectos de pares también son evidentes entre estudiantes varones. Los resultados dan cuenta de efectos menos robustos, con solo una de tres variables mostrando un efecto significativo al 90%. Además, la magnitud del efecto es la mitad de la observada para las mujeres. Este análisis proporciona evidencia de que la exposición temprana a madres trabajadoras afecta significativamente los comportamientos y actitudes de las mujeres durante la adultez y, el patrón diferencial por sexo, sostiene la hipótesis de la identidad de género como determinante de las decisiones y comportamientos de los individuos.

Este trabajo contribuye a dos áreas de la literatura. Primero, a la creciente literatura sobre normas de género. Aunque existe una amplia evidencia sobre el papel de la cultura y las normas de género como determinantes de los resultados económicos (Fernández and Fogli; 2009; Fernandez; 2007; Fortin; 2005), esta evidencia se basa en el enfoque epidemiológico que utiliza datos agregados a nivel de país como *proxy* de la cultura. En contraste, este trabajo utiliza datos longitudinales de encuestas y registros administrativos a nivel individual. Además, la evidencia sobre el proceso de formación de las normas de género sigue siendo escasa, con algunos estudios que destacan la importancia de los entornos económicos y culturales (Jayachandran; 2015; Alesina et al.; 2013), los contextos educativos (Querejeta; 2024; Dhar et al.; 2022; Carlana; 2019; Alan et al.; 2018), y la transmisión intergeneracional (Dhar et al.; 2019; Farré and Vella; 2013; Fernández et al.; 2004). Este trabajo se relaciona al último grupo contribuyendo con nueva evidencia sobre el efecto de la exposición a madres trabajadoras en la participación laboral femenina para un país en desarrollo. Más aún, aporta evidencia sobre diversos mecanismos detrás de dicha transmisión intergeneracional. En contraste a estudios previos que sugieren que niños y niñas imitan el comportamiento de sus madres Galassi et al. (2024), aportamos evidencia de patrones diferenciales de transmisión abonando la hipótesis de transmisión de roles de género. La evidencia para países con mayores niveles de desarrollo sugiere una asociación positiva entre la participación laboral de madres e hijas (Olivetti et al.; 2020; McGinn et al.; 2019; Farré and Vella; 2013; Morrill and Morrill; 2013), y de suegra a esposa (Campos-Vazquez and Velez-Grajales; 2014; Bütikofer; 2013; Kawaguchi and Miyazaki; 2009; Fernández et al.; 2004). En contraste, tan solo unos pocos estudios provienen de contex-

tos de países en desarrollo. Campos-Vazquez and Velez-Grajales (2014) utilizan una encuesta representativa de México y encuentran que la participación laboral de la madre aumenta la probabilidad de que el hijo tenga una esposa también trabajadora. Uruguay emerge como un caso de estudio interesante debido a las realidades contrastantes de ser uno de los países de la región con alta participación laboral femenina (Marchionni et al.; 2019) y visiones de género más igualitarias (Galván et al.; 2023), pero con importantes brechas de género en el mercado laboral que persisten después de controlar por las características típicas de capital humano (Colacce et al.; 2020).

En segundo lugar, este trabajo contribuye a la literatura sobre efectos de pares. Si bien existe extensa evidencia sobre los efectos de pares a corto y largo plazo en los resultados educativos (Bifulco et al.; 2014), la evidencia sobre la persistencia de la influencia de los pares en los resultados laborales a largo plazo es más escasa (Olivetti et al.; 2020; Bifulco et al.; 2014; Black et al.; 2013). Esto se debe principalmente a los requerimientos de datos sobre la información de pares en etapas tempranas combinados con los resultados a largo plazo a nivel individual. Este trabajo utiliza datos novedosos en el contexto de países en desarrollo al combinar datos longitudinales de encuesta con registros administrativos de trayectorias laborales formales. Más aún, es escasa la literatura que aborda los efectos de pares sobre normas de género (Querejeta; 2024; Garcia-Brazales; 2021; Olivetti et al.; 2020). Recientemente, Meluzzi (2024) encuentra que el entorno social juega un papel crucial en las decisiones de las mujeres al inicio de su carrera laboral. La autora encuentra que la exposición en el contexto universitario a pares provenientes de regiones con normas de género más igualitarias aumenta la oferta laboral femenina. La teoría y evidencia sobre el desarrollo de género muestran que los estereotipos de roles de género se desarrollan tempranamente (Kuhn et al.; 1978) y a los seis años, niñas y niños ya logran auto-percibirse según su género y comportarse de acuerdo con las normas culturales. Por lo tanto, la escuela primaria juega un papel fundamental en el proceso de socialización de las normas de género. De hecho, los resultados de este trabajo muestran que las interacciones de pares durante etapas iniciales del ciclo de vida (mientras cursan el primer año de primaria) contribuyen a modificar los roles de género e incrementan la participación laboral femenina en la adultez temprana.

Finalmente, desde una perspectiva de política pública, este trabajo aporta a comprender

cómo se transmiten las normas de género de una generación a otra y cuáles son sus consecuencias en las trayectorias laborales de las mujeres. Los resultados resaltan la importancia de diseñar políticas que promuevan la participación laboral femenina. Dado que la exposición temprana a mujeres trabajadoras afecta positiva y significativamente las decisiones laborales de las mujeres, tales políticas tendrían efectos dinámicos y a largo plazo sobre las siguientes generaciones. Esto es especialmente importante para los países en desarrollo que continúan rezagados en el cierre de brechas de género en el mercado laboral.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 1.2 describe la literatura relacionada sobre los efectos de pares y la identidad sobre roles de género. En la Sección 1.3 se presenta evidencia correlacional del vínculo entre la exposición a mujeres trabajadoras en la infancia y el comportamiento laboral de las mujeres en la adultez. La Sección 1.4 describe los datos, la muestra de estimación y las variables utilizadas en el análisis. En la Sección 1.5 se muestra la evidencia causal del efecto de la exposición a madres trabajadoras en etapas iniciales del ciclo de vida sobre el empleo femenino, así como los resultados del análisis de robustez y mecanismos. Finalmente, la Sección 1.6 concluye.

## **1.2. Efecto de pares e identidad sobre roles de género**

La literatura señala diversos mecanismos a través de los cuales el empleo femenino puede ser transmitido de una generación a la otra. Primero, el mayor empleo femenino en una generación puede moldear actitudes o preferencias relacionadas con el trabajo, así como el acceso a oportunidades para la siguiente generación. Es decir, una mayor exposición a mujeres trabajadoras puede resultar en una transmisión de preferencias hacia el trabajo que niños y niñas adquieren de su grupo de referencia adulto (Galassi et al.; 2024). Asumiendo que el empleo de los padres es alto, familias con una madre también trabajadora estarían en una mejor situación socioeconómica, lo que afectaría positivamente la inversión en capital humano para sus hijos e hijas y, por lo tanto, su situación laboral durante la adultez. Sin embargo, estos mecanismos no logran explicar los patrones diferenciales de transmisión hacia hijos e hijas.

Las normas culturales y las expectativas sobre la participación laboral de varones y mu-

eres también pueden moldear la transmisión de los comportamientos laborales entre generaciones. Las teorías del aprendizaje social (Bandura; 1977) y la teoría de la identidad (Akerlof and Kranton; 2000) ayudan a explicar la transmisión intergeneracional de los comportamientos laborales diferencial según género. La teoría desarrollada por Akerlof and Kranton (2000) postula que existe un costo en la utilidad por desviarse de la norma social. En lo referido a roles de género, el costo surgiría por no conformar con la norma que asigna a los varones el rol de proveedores de recursos al hogar y a las mujeres el de cuidadoras. Esto genera presión para comportarse de acuerdo con las expectativas sociales. Dado que las normas sociales están influenciadas por las identidades de género, se espera que este canal afecte de manera diferencial a varones y mujeres. Así, la exposición temprana a mujeres trabajadoras se espera que tenga un impacto positivo en el empleo de la siguiente generación de mujeres, pero no en el de varones.

La evidencia empírica disponible sugiere que la influencia de pares es un importante determinante de las decisiones económicas de las mujeres en la adultez. Parte de esta literatura se ha centrado en el efecto de pares en las elecciones educativas y ha observado que la exposición a pares cuyos padres alcanzaron educación universitaria influye en las decisiones de educación universitaria futuras (Chung; 2020). En cuanto a las decisiones laborales, Olivetti et al. (2020) y Rodríguez-Planas and Tanaka (2022) exploran el papel de la socialización durante la adolescencia en la oferta laboral de las mujeres en su adultez, observando que las mujeres expuestas a una mayor proporción de individuos con normas de género no tradicionales son menos propensas a sentir que el trabajo interfiere con las responsabilidades familiares. En la misma línea, Kleven et al. (2024) encuentran que una mayor exposición a madres trabajadoras durante la adolescencia reduce sustancialmente la penalización por maternidad en el empleo en etapas posteriores de la vida. Por su parte, Meluzzi (2024) encuentra que las normas de género de los pares en la universidad influyen en las decisiones de las mujeres al inicio de su carrera laboral.

Este trabajo se centra en un grupo de referencia específico durante las primeras etapas del ciclo de vida: los compañeros de clase de primer grado de enseñanza primaria. Este es un período crucial para moldear los comportamientos de género ya que las actitudes hacia el rol de la mujer en la sociedad se desarrollan desde una temprana edad. Los estereotipos de

género comienzan a formarse a los dos años (Kuhn et al.; 1978) y, tan temprano como a los seis años, niños y niñas comienzan a alinear sus comportamientos con las normas culturales. Así, la escuela primaria juega un papel fundamental en la socialización de género.

Con base en lo anterior, se espera que la exposición temprana a mujeres trabajadoras de una generación afecte positivamente el empleo femenino de la siguiente generación.

### 1.3. Evidencia correlacional sobre la transmisión intergeneracional

Esta sección proporciona evidencia preliminar y no causal sobre si la exposición a mujeres trabajadoras durante las primeras etapas del ciclo de vida afecta el empleo femenino. Siguiendo a Fernández et al. (2004), exploramos la correlación entre una medida de madres trabajadoras en una generación y el empleo femenino en la siguiente generación. Cuantificamos la exposición a mujeres trabajadoras utilizando el promedio de la tasa de fecundidad de mujeres trabajadoras en relación con mujeres no trabajadoras, y explotamos la variación entre localidades geográficas en Uruguay para estudiar la transmisión intergeneracional de normas de género relacionadas con el empleo. De este modo, cuanto mayor sea el ratio, mayor será la proporción de varones y mujeres cuyas madres trabajaron. Así, en presencia de transmisión intergeneracional de normas de género, se espera que las mujeres nacidas en localidades con un mayor ratio de fecundidad exhiban tasas de empleo más altas durante su adultez. De igual manera, se espera que los varones expuestos a mujeres trabajadoras muestren una mayor preferencia por una esposa también trabajadora.

**Datos.** Utilizamos los Censos de Población del Instituto Nacional de Estadística. Consideramos individuos en los Censos de 1996 y 2011, y asignamos variables a nivel de localidad según su lugar de nacimiento utilizando datos de los Censos de 1975 y 1985 respectivamente.<sup>2</sup> Por lo tanto, exploramos la correlación entre una medida de madres trabajadoras en la localidad de origen y el empleo femenino 21-26 años después.

**Muestra de estimación.** La muestra consiste en individuos de entre 25 y 35 años de

---

<sup>2</sup>No utilizamos los Censos de 1963 y 2004 ya que no es posible computar las variables requeridas para el análisis.

edad, nacidos en localidades urbanas de Uruguay. Consideramos las localidades que existen tanto en el Censo de 1996 como en 2011. La muestra final de estimación la conforman alrededor de 846,000 individuos.<sup>3</sup>

**Principales variables y estadísticas descriptivas.** Las mujeres representan poco más de la mitad de la muestra de estimación. La edad promedio es de 30 años, aproximadamente el 20% alcanzó educación terciaria y más del 60% está en una relación. En cuanto a las variables de resultado, las tasas de empleo aumentaron del 73% al 80% entre 1996 y 2011. La principal variable independiente es el ratio de fecundidad en la localidad de origen. Esta se computa como la relación entre el número promedio de hijos e hijas de mujeres trabajadoras y el de mujeres no trabajadoras, considerando mujeres de entre 30 y 45 años.<sup>4</sup> El ratio de fecundidad promedio se encuentra por encima de 0.70 durante el período analizado.

**Metodología.** Para probar la hipótesis de transmisión intergeneracional de normas de género relacionadas con el empleo femenino, se estima la siguiente ecuación:

$$Y_{isdt} = X'_{isdt}\alpha_0 + \alpha_1 L_{sdt-20} + \alpha_2 (f_w/f_n)_{sdt-20} + \gamma_t + \delta_d + \epsilon_{isdt} \quad (1.1)$$

Donde  $Y_{isdt}$  es la variable de resultado para el individuo  $i$  de la localidad  $s$  en la región  $d$  para el año  $t$ . Estimamos dos modelos separados. Para las mujeres, estimamos la probabilidad de estar empleadas, donde  $Y_{isdt}$  es una variable binaria que toma valor 1 si la mujer está empleada. Para los varones, estimamos la probabilidad de estar en pareja con una mujer trabajadora, donde  $Y_{isdt}$  es una variable binaria que toma valor 1 si su pareja está empleada.  $X_{isdt}$  es un set de variables de control incluyendo: edad, estado civil, nivel educativo, una variable binaria que toma valor 1 si la localidad de residencia es la misma que la de origen, el número de menores de 12 en el hogar, y el acceso al saneamiento como *proxy* de nivel socioeconómico. Además, se incluyen dos variables a nivel de localidad:  $L_{sdt-20}$  es la tasa de empleo de las mujeres de entre 30 y 45 años, y  $(f_w/f_n)_{sdt-20}$  el ratio de fecundidad promedio

---

<sup>3</sup>No exploramos los efectos para grupos mayores de edad debido a su distancia con el tratamiento. Para cada persona, la exposición a mujeres trabajadoras se mide utilizando la tasa de fecundidad en la localidad de origen, considerando la información de esa localidad 21-26 años atrás. Por lo tanto, cuanto mayor sea la persona, mayor la probabilidad de que la medida de exposición no se corresponda con la de su localidad de origen.

<sup>4</sup>La Figura A1.1 en el Anexo muestra el histograma del número promedio de hijos de mujeres trabajadoras y no trabajadoras para ambos Censos, y la Figura A1.2 el histograma del ratio de fecundidad.

de mujeres trabajadoras en relación a las no trabajadoras.<sup>5</sup> La inclusión de rezagos de la tasa de empleo y el ratio de fecundidad permite controlar por factores que simultáneamente afectan el empleo femenino y la fecundidad en cada localidad. Así,  $\alpha_2$  es el coeficiente de interés y da cuenta del efecto promedio de la exposición a mujeres trabajadoras de una generación en el empleo femenino de la siguiente generación. A su vez, se incluyen efectos fijos por año calendario ( $\gamma_t$ ) y región ( $\delta_d$ ).  $\epsilon_{isdt}$  son errores estándar individuales agrupados a nivel de localidad.

La estrategia empírica explota la variación en el ratio de fecundidad a nivel de localidad y a lo largo del tiempo. El ratio ha aumentado en el tiempo, pasando de 0.72 a 0.79. A su vez, la Figura A1.2 en el Anexo brinda evidencia sobre la variación en la intensidad del tratamiento por localidad geográfica para ambos Censos.

**Resultados.** La Tabla 1.1 presenta los resultados de la exposición a mujeres trabajadoras en la probabilidad de empleo femenino según el estado civil, y en la probabilidad de que los varones estén en pareja con una mujer trabajadora. Las estimaciones indican la presencia de transmisión intergeneracional de normas de género, ya que la correlación entre el ratio de fecundidad de una generación y el empleo femenino en la siguiente generación es positiva y significativa.<sup>6</sup> La magnitud del efecto es considerable, un aumento de un desvío estándar en el ratio de fecundidad en la localidad de origen lleva a un aumento de 1.5 puntos porcentuales (pp) en el empleo femenino de la siguiente generación (un aumento del 2.3% con relación a la tasa promedio del 65%). Además, los resultados sugieren mayores efectos en el empleo entre mujeres solteras en comparación con mujeres en pareja, aunque la diferencia no es significativa.<sup>7</sup> La última columna muestra los resultados para los varones sobre la probabilidad de estar en pareja con una mujer trabajadora. Las estimaciones indican la importancia de este mecanismo, mostrando una correlación positiva y significativa con el ratio de fecundidad.

---

<sup>5</sup> $f_w$  y  $f_n$  representan el número promedio de hijos e hijas de las mujeres trabajadoras y no trabajadoras respectivamente.

<sup>6</sup>Las estimaciones para la submuestra de varones muestran efectos positivos y significativos, pero de menor magnitud que para las mujeres, lo que sugiere un mayor efecto de la exposición a mujeres trabajadoras en el empleo femenino. T-test Prob > chi2 = 0.0028.

<sup>7</sup>T-test Prob > chi2 = 0.3189.



Cuadro 1.1: Asociación entre la exposición a mujeres trabajadoras y el empleo femenino

	Empleo de las mujeres			Varones en pareja con mujer trabajadora
	Total	En pareja	Soltera	
Ratio de Fecundidad	0.088*** (0.024)	0.086*** (0.025)	0.115*** (0.034)	0.052** (0.024)
Obs.	424,438	289,512	92,173	221,815
R2	0.152	0.165	0.082	0.137

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar la probabilidad de empleo según estado civil para las mujeres y la probabilidad de estar en pareja con una mujer trabajadora para los varones, en una medida de mujeres trabajadoras a edades iniciales y otras variables de control. Errores estándar agrupados a nivel de localidad entre paréntesis. \*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ . Elaboración propia con base en Censos de Población. La muestra se compone de individuos de entre 25 y 35 años de edad.

## 1.4. Estrategia empírica para la identificación causal

### 1.4.1. Fuentes de información

Este trabajo utiliza dos fuentes de información. Por un lado, los datos del Estudio Longitudinal de Bienestar en Uruguay (ELBU).<sup>8</sup> La Ola I del ELBU se aplicó a estudiantes de primer año de primaria, partiendo de una muestra representativa a nivel nacional de todos los estudiantes matriculados en escuelas primarias públicas en el año 2004.<sup>9</sup> La encuesta se realizó durante 2004, con un total de 3,188 estudiantes entrevistados en la Ola I. El diseño de la muestra proporciona información sobre todos los estudiantes de la escuela si había hasta dos clases de primer año, o únicamente dos fueron seleccionadas aleatoriamente si había más de dos clases en la misma escuela. Se dispone de información para más de una clase en el 82% de las escuelas, lo que es crucial para la estrategia de identificación utilizada en este trabajo. Entre 2016 y 2017, un total de 1,368 estudiantes fueron entrevistados nuevamente en la Ola IV. Los datos incluyen información demográfica y socioeconómica de los estudiantes, y también el estado laboral de madres y padres en la Ola I. Por otro lado, se utilizan datos

<sup>8</sup>Los datos y toda la documentación relacionada están disponibles a través de este link.

<sup>9</sup>El ELBU sigue la cohorte de niños y niñas de primer año de escuelas primarias públicas en 2004. Las escuelas públicas cubrían al 90% de niños y niñas que asistían a las escuelas ese año, pero probablemente sub-representa a los provenientes de los estratos socioeconómicos más altos. Es representativa de las capitales departamentales. La muestra fue diseñada por el Instituto de Estadística (FCEA-UDELAR) considerando como marco muestral el Censo de Talla Escolar de 2002 realizado por la Administración Nacional de Educación Pública (ANEP). Participaron en el estudio 60 escuelas de Montevideo y el área metropolitana, y 50 escuelas de cinco capitales departamentales del interior del país (Artigas, Canelones, Colonia, Florida, Montevideo, Paysandú y Rivera).

administrativos de trabajadores formales registrados en el Instituto de Seguridad Social de Uruguay hasta diciembre de 2022. Los datos longitudinales del ELBU se combinan con los registros administrativos, recuperando las trayectorias laborales de los estudiantes de la Ola I hasta aproximadamente sus 24 años de edad. La naturaleza longitudinal de los datos es crucial para este tipo de análisis, proporcionando información sobre las trayectorias de los individuos durante la infancia y la adultez temprana.

**Muestra de estimación.** La base de datos para el análisis se compone de estudiantes matriculados en primer año de escuela primaria pública en el año 2004. Para estimar el efecto de la exposición temprana a madres trabajadoras sobre el comportamiento laboral futuro, restringimos la muestra a individuos con información completa en las principales variables para el análisis (en la Ola I), en clases con más de 3 estudiantes y en escuelas con dos o más clases. La muestra final de estimación consiste en 1,871 estudiantes -948 varones y 923 mujeres-, distribuidos en 126 clases de 56 escuelas.

**Variabes principales.** La Tabla 1.2 presenta las estadísticas descriptivas para las principales variables por sexo del estudiante. Entre las estudiantes mujeres, la edad promedio en la Ola I es de 6.39 años, consistente con que se trata de estudiantes de primer año de educación primaria. El 27% no tenía hermanos, el 68% vivía con ambos padres, el 46% residían en la capital del país (Montevideo) y el 20% vivía en hogares de bajo nivel socioeconómico<sup>10</sup>. El 68% de sus madres tenía al menos algún estudio secundario, y el 56% trabajaba al momento de la Ola I, mientras que el empleo ascendía al 81% para los padres. En cuanto a las variables de resultado, utilizamos los registros administrativos de trayectorias laborales formales hasta los 24 años y calculamos tres variables binarias: una que toma valor 1 si la alguna vez tuvo un empleo ('Alguna vez empleada'), otra que toma valor 1 si alguna vez tuvo un empleo por al menos 3 meses consecutivos ('Al menos 3 meses'), y otra si alguna vez tuvo un empleo por al menos 6 meses consecutivos ('Al menos 6 meses'). Debido a la naturaleza de los datos, todos los resultados laborales se refieren únicamente al empleo formal. El 77% de las mujeres en nuestra muestra de estimación han tenido empleo alguna vez, el 72% tuvo un empleo de al menos tres meses consecutivos, y el 65% un empleo de al menos seis meses. Finalmente, la

---

<sup>10</sup>Aproximado a través de una variable binaria que toma valor 1 si no son propietarios ni inquilinos de la vivienda que habitan.

principal variable independiente de pares se computa como la proporción de compañeros de clase con madres trabajadoras, excluyendo al estudiante en cuestión (distribución *leave-one-out*). Esta variable se computa utilizando toda la información de la Ola I antes de excluir cualquier observación de la muestra de estimación de modo de considerar la composición real de la clase. La proporción de pares con madres trabajadoras en la Ola I es del 54%, con una desviación estándar de 0.16.

Cuadro 1.2: Estadísticas descriptivas

	Varones			Mujeres		
	Media	SD	Obs.	Media	SD	Obs.
<b><i>Características en Ola I</i></b>						
Edad	6.41	0.60	948	6.39	0.56	923
Hijo/a única	0.28	0.45	948	0.27	0.45	923
Vivía con ambos padres	0.68	0.47	948	0.68	0.47	923
Montevideo	0.44	0.50	948	0.46	0.50	923
Nivel socioeconómico bajo	0.22	0.41	948	0.20	0.40	923
Madre al menos educ. secundaria	0.67	0.47	948	0.68	0.47	923
Madre trabajaba	0.59	0.49	948	0.56	0.50	923
Padre trabajaba	0.81	0.39	948	0.81	0.39	923
Vivía cerca de la escuela	0.79	0.40	948	0.81	0.39	923
<b><i>Variables de resultado</i></b>						
Alguna vez empleada	0.80	0.40	948	0.77	0.42	923
Al menos 3 meses	0.74	0.44	948	0.72	0.45	923
Al menos 6 meses	0.67	0.47	948	0.65	0.48	923
<b><i>Variable de pares (Ola I)</i></b>						
Pares con madres trabajadoras	0.54	0.15	948	0.54	0.16	923

**Notas:** La Tabla muestra la media y el desvío estándar de las características de los estudiantes en la Ola I del ELBU, las variables de resultado hasta los 24 años de edad con base en registros administrativos, y la principal variable independiente computada en la Ola I, separadamente para estudiantes varones y mujeres. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

### 1.4.2. Estrategia de identificación

Para identificar el efecto de la exposición a madres trabajadoras en el comportamiento laboral de las mujeres, estimamos la siguiente ecuación:

$$y_{ics2022} = \alpha + \beta_1 AE_{(-i)cs2004}^m + \beta_2 E_{ics2004}^m + \beta_3 X_{ics2004} + \lambda_s + \epsilon_{ics} \quad (1.2)$$

donde  $y_{ics2022}$  es la variable de resultado medida hasta el 2022 para el individuo  $i$  que asistía

a la clase  $c$  y la escuela  $s$  en el año 2004.  $AE_{(-i)cs2004}^m$  mide la proporción de compañeros de clase con madres trabajadoras (*leave-one-out*), sin considerar al estudiante  $i$ . Así, el coeficiente de interés,  $\beta_1$ , cuantifica el efecto promedio de la exposición a madres trabajadoras.  $E_{ics2004}^m$  es una variable binaria que toma valor 1 si la propia madre del estudiante estaba trabajando en 2004.  $X_{ics2004}$  es un set de variables de control individuales medidas en 2004, incluyendo la composición del hogar, nivel educativo de la madre, empleo del padre, nivel socioeconómico del hogar, región de residencia y distancia a la escuela.  $\lambda_s$  son efectos fijos de escuela para controlar por potencial sesgo de selección de estudiantes a las escuelas, y  $\epsilon_{ics}$  son errores estándar individuales agrupados a nivel de clase. No se incluyen variables de control contemporáneas (como por ejemplo el nivel educativo alcanzado, tener hijos, entre otras disponibles en la Ola IV) ya que es altamente probable que sean endógenas en tanto también podrían haber sido afectadas por la exposición a madres trabajadoras durante etapas iniciales del ciclo de vida. Más aún, excluir estas variables permite trabajar con una muestra de estimación más grande y potencialmente menos sesgada a la pérdida no aleatoria de casos del panel.

Nuestra estrategia empírica explota la variación cuasi-aleatoria en la proporción de pares con madres trabajadoras entre clases dentro de una misma escuela. Siguiendo a Olivetti et al. (2020) y Lavy and Schlosser (2011), realizamos dos análisis complementarios para investigar la validez de nuestra estrategia de identificación.

En primer lugar, proporcionamos evidencia de la variabilidad en nuestra medida de exposición a madres trabajadoras. La Tabla A1.1 en el Anexo muestra estadísticas descriptivas para la proporción y el número de pares con madres trabajadoras, así como la variación residual luego de incorporar efectos fijos por escuela. Los resultados para las estudiantes mujeres muestran que, en promedio, el 54.0% de los pares tenía madres empleadas al momento de la Ola I (13 estudiantes), con un desvío estándar del 15.6% (7.5 estudiantes). La proporción de pares con madres trabajadoras varía del 6.2 al 100%. La variación residual después de incluir los efectos fijos por escuela y los controles individuales se reduce al 9.4% (4.7 estudiantes), lo que representa el 60% de la variación original en la muestra de mujeres. Los resultados para la muestra de varones son similares. Es decir, a pesar de la reducción de la variación en la proporción de pares con madres trabajadoras después de considerar efectos fijos por

escuela, el desvío sigue siendo considerable como fuente de variación para la identificación de efectos causales. Alternativamente, la Figura A1.3 en el Anexo también respalda la suficiente variabilidad en la proporción de pares con madres trabajadoras después de incorporar los efectos fijos por escuela y otros controles.

En segundo lugar, proporcionamos evidencia de que la asignación de estudiantes a clases dentro de una misma escuela sigue un proceso casi-aleatorio mediante la realización de dos ejercicios complementarios. La Tabla A1.3 en el Anexo muestra los resultados de comparar la distribución observada de los estudiantes en las clases dentro de las escuelas con la que resultaría de una asignación aleatoria. Además, realizamos una prueba de balance para explorar si clases con diferente proporción de pares con madres trabajadoras están equilibradas en otras características. La Tabla A1.4 en el Anexo muestra los resultados de regresar las características predeterminadas de los estudiantes sobre la proporción de pares con madres trabajadoras y los efectos fijos por escuela. Solo una de las 9 variables resultó significativa al nivel del 10%, lo que proporciona evidencia que respalda la ausencia de sesgo sistemático.<sup>11</sup> En cualquier caso, todas las variables se incluyen como controles en la especificación principal del modelo.

Otro potencial desafío para la identificación surge del hecho que estamos evaluando la exposición temprana a madres trabajadoras únicamente a través de los pares de primer año de primaria y no observamos la composición de pares en etapas posteriores. Con base en datos del propio ELBU, argumentamos que los pares de primer año de educación primaria son un grupo de referencia clave. En la Ola III (aproximadamente a los 14 años), se le pidió a los estudiantes que nombraran hasta 5 de sus amigos más cercanos. También se relevó información sobre el lugar y momento en el que se conocieron por primera vez. El 30% de los individuos en nuestra muestra de estimación declara tener amigos de primer año. Estos porcentajes son ligeramente más altos entre las estudiantes mujeres.<sup>12</sup>

En resumen, proporcionamos evidencia de suficiente variabilidad en la proporción de pares con madres trabajadoras entre las clases dentro de las escuelas y de ausencia de sesgo

---

<sup>11</sup>Querejeta (2024) proporciona más evidencia a favor de que los estudiantes son asignados a las clases siguiendo un proceso casi-aleatorio.

<sup>12</sup>La proporción de estudiantes en nuestra muestra de estimación que declara, a los 14 años, que todavía son amigos de sus compañeros de primer grado es ligeramente inferior entre los individuos de contextos socioeconómicos más bajos (26%). Este patrón se explica principalmente por los estudiantes varones.

de selección de estudiantes a las clases. En conjunto, estos resultados respaldan nuestra estrategia de identificación causal.

## 1.5. Efecto de la exposición a madres trabajadoras en el empleo femenino

### 1.5.1. Principales resultados

La Tabla 1.3 presenta las estimaciones del efecto de pares para las tres variables de resultado referidas al comportamiento laboral de las mujeres. Todas las estimaciones se realizan para la submuestra de estudiantes mujeres, y las especificaciones incluyen variables de control individuales y efectos fijos por escuela, y los errores estándar están agrupados a nivel de clase.

En línea con la literatura, el coeficiente asociado con el empleo de la madre es positivo y significativo. Encontramos que haber tenido una madre trabajadora está asociado con un aumento de 6.6 pp en la probabilidad de haber tenido algún empleo formal a los 24 años, lo que representa un aumento del 8.6% considerando el promedio de la variable de resultado en nuestra muestra. Es decir, las niñas cuyas madres trabajaron remuneradamente tienen más probabilidades de trabajar remuneradamente cuando son adultas jóvenes. La evidencia para países con mayor nivel de desarrollo muestra asociaciones más fuertes entre la participación en la fuerza laboral de madres e hijas, de alrededor del 10%–12% (Olivetti et al.; 2020; Morrill and Morrill; 2013).

Los modelos de socialización y transmisión del empleo femenino operan de manera similar y los coeficientes de la variable de pares son positivos y estadísticamente significativos para las tres variables de resultado consideradas. Esto indica que, entre las mujeres, una mayor exposición a madres trabajadoras durante primer año de educación primaria conduce a mejores resultados laborales durante la adultez temprana. Los resultados indican que un aumento en la proporción de pares con madres trabajadoras en un desvío estándar (0.16 pp, como se muestra en la Tabla 1.2) está asociado con un aumento de 4.8 pp en la probabilidad de haber tenido algún empleo formal a los 24 años,<sup>13</sup> lo que representa un aumento del 6.25%

---

<sup>13</sup>Obtenido de calcular:  $\beta_1 * AE_{SD}^m = 0.301 * 0.16 = 0.04816$ .

considerando el promedio de la variable de resultado en nuestra muestra de estimación.<sup>14</sup> Nuestros resultados de efectos de pares son similares, aunque más pequeños, en comparación con evidencia previa sobre la relación entre normas de género y la oferta laboral femenina en los EE.UU. Olivetti et al. (2020) reporta efectos de pares del 7%–9% en la probabilidad de que las mujeres trabajen a los 26–32 años, y Fernandez (2007) encuentra que un aumento de un desvío estándar en la participación laboral femenina del país de ascendencia –*proxy* de cultura– resulta en un aumento del 8% en las horas trabajadas por las mujeres. Sin embargo, nuestros resultados son más altos que los reportados por Rodríguez-Planas and Tanaka (2022), que encuentran que un aumento de un desvío estándar en la proporción de individuos con creencias no tradicionales aumenta en 0.016 pp el empleo femenino en Japón.

En conjunto, nuestros resultados muestran que la exposición temprana a madres trabajadoras es un importante factor determinante del empleo femenino durante la adultez temprana. Los modelos de rol observados por las niñas durante las primeras etapas del ciclo de vida complementan el modelo de su propia madre.

Cuadro 1.3: Efecto de pares con madres trabajadoras en el empleo femenino

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres trabajadoras	0.301** (0.040)	0.294** (0.048)	0.284* (0.076)
Madre trabajadora	0.066** (0.030)	0.077** (0.015)	0.064* (0.062)
Media	0.77	0.72	0.65
Obs.	923	923	923
R2 ajustado	0.093	0.102	0.094

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

La Tabla 1.4 muestra los resultados de estimar la misma ecuación pero diferenciando según el sexo de los pares. Es decir, estimando por separado el efecto de la exposición a pares mujeres con madres trabajadoras y a pares varones con madres trabajadoras.<sup>15</sup> Este

<sup>14</sup>Obtenido de calcular:  $\frac{\beta_1 * AE_{SD}^m}{y_{avg}} = \frac{0,301 * 0,16}{0,77} = 0.0625$ .

<sup>15</sup>La Tabla A1.2 en el Anexo muestra las estadísticas descriptivas de la proporción de compañeras y compañeros con madres trabajadoras, y la variación residual después de eliminar los efectos fijos de escuela. Los resultados respaldan la existencia de suficiente variación para identificar los efectos según el sexo de los pares.

enfoque proporciona una definición alternativa y más acotada del grupo de pares. Mientras que la especificación principal considera a todos los compañeros de clase como pares, el supuesto bajo esta especificación alternativa es que los estudiantes son más cercanos a sus pares del mismo sexo. Considerando la misma información de la Ola III que en la Sección 1.4.2, observamos que entre aquellos que a los 14 años declaran seguir siendo amigos de los compañeros de primer año de primaria, el 94% son amigos del mismo sexo. En efecto, los resultados sugieren que el efecto principal está impulsado por el comportamiento de las madres de las compañeras mujeres. Es decir, los efectos de pares se explican completamente por spillovers del comportamiento de las madres de pares del mismo sexo. Esto se alinea con la evidencia previa que muestra que los efectos de pares son específicos de género, sin influencia de pares del sexo opuesto. Meluzzi (2024) encuentra este mismo patrón de género en la transmisión cultural entre pares universitarios.

Cuadro 1.4: Efecto de pares con madres trabajadoras en el empleo femenino, según sexo de los pares

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares mujeres con madres trabajadoras	0.349*** (0.000)	0.298*** (0.006)	0.230** (0.040)
Pares varones con madres trabajadoras	-0.085 (0.406)	-0.056 (0.570)	0.005 (0.959)
Madre trabajadora	0.075** (0.016)	0.084*** (0.009)	0.068* (0.051)
Media	0.77	0.72	0.65
Obs.	923	923	923
R2 ajustado	0.101	0.106	0.094

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras según el sexo de los pares, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

### 1.5.2. Análisis de robustez

En esta subsección, presentamos los resultados del análisis de robustez que respaldan los resultados principales. Todas las estimaciones se reportan en el Anexo.

**Madre trabajadora.** Nuestros efectos de pares son el resultado de una regresión que incluye tanto la proporción de pares con madres trabajadoras como una variable indicadora



del estado laboral de la propia madre del estudiante. Podría argumentarse que controlar por ambas variables es problemático ya que éstas tienden a estar negativamente correlacionadas. Para verificar si esto está influyendo nuestros resultados, estimamos el modelo principal excluyendo la situación laboral de la madre del set de variables de control. La Tabla A1.5 en el Anexo muestra que nuestros principales resultados se mantienen, con la excepción de ‘Al menos 6 meses’, que se vuelve no significativo ( $p\text{-val}=0.117$ ).

**Incluyendo controles de Ola IV.** La especificación principal excluye las variables de control de la Ola IV del ELBU que también podrían haberse visto afectadas por la exposición temprana a madres trabajadoras. Por ejemplo, el nivel educativo alcanzado o haber tenido un embarazo adolescente podría eliminar la influencia de la exposición a madres trabajadoras sobre el comportamiento laboral femenino. Además, excluir estas variables también permite contar con una muestra de estimación de mayor tamaño y potencialmente menos sesgada si hay pérdida de casos del panel no aleatoria. Para testear este potencial sesgo, estimamos la especificación principal incluyendo el mismo set de variables de control medidas en la Ola IV (y excluyendo a los casos que se pierden entre olas). La Tabla A1.6 en el Anexo muestra que los resultados principales se mantienen con esta especificación alternativa.

**Incluyendo otras características de pares.** Al igual que en Olivetti et al. (2020), investigamos en qué medida nuestros resultados podrían estar influenciados por otras variables contextuales no incluidas en la especificación principal. Por esto, testeamos si los resultados se mantienen cuando se incluyen a la especificación otras características contextuales como la proporción de pares con madres educadas y la proporción de pares de nivel socioeconómico bajo. La Tabla A1.7 en el Anexo muestra que nuestro efecto de pares sigue siendo positivo y significativo, con la excepción de ‘Al menos 6 meses’, que se vuelve no significativo ( $p\text{-val}=0.128$ ).

**Padres.** La especificación principal no incluye la proporción de pares con padres trabajadores. Esto se debe a que el empleo entre los padres es superior al 80% en nuestra muestra de estimación, por lo que presenta poca variación a explotar para la estimación de efecto de pares. Para chequear si el efecto del comportamiento laboral de las madres captura el efecto del nivel socioeconómico del hogar, estimamos la misma especificación incluyendo como

variable independiente la proporción de pares con padres trabajadores.<sup>16</sup> La Tabla A1.8 en el Anexo muestra que no hay efectos de pares asociados al comportamiento laboral de los padres.

**Madre sola.** Relacionado con lo anterior, chequeamos en qué medida el efecto de pares podría estar siendo impulsado por otra variable contextual. Una posible hipótesis es que las madres sean más propensas a trabajar cuando el padre está ausente del hogar. Para probar si esto está sesgando nuestros resultados, estimamos la misma especificación incluyendo la proporción de pares con madres solas y una variable indicadora de propia madre sola. La Tabla A1.9 en el Anexo muestra que los coeficientes asociados a nuestra variable de pares principal permanecen positivos y significativos, y las variables de madre sola no resultan significativas.

**Submuestra de escuelas.** Finalmente, para comprobar aún más la validez de la estrategia de identificación, estimamos la misma especificación en la submuestra de escuelas con mayor probabilidad de asignación aleatoria de estudiantes a las clases. Restringimos la muestra a escuelas con al menos ocho de nueve características predeterminadas de los estudiantes asignadas aleatoriamente entre las clases (79% de la muestra total de estimación). La Tabla A1.10 en el Anexo muestra que los resultados siguen siendo positivos y significativos para las tres variables de resultado.

### 1.5.3. Mecanismos

En esta subsección exploramos algunos de los mecanismos que podrían estar detrás del efecto de pares discutido anteriormente.

**Acumulación de capital humano.** Utilizamos datos de la Ola IV combinados con los registros administrativos de educación universitaria para explorar si la exposición a madres trabajadoras en etapas tempranas resulta en posibles cambios en las preferencias y comportamientos hacia la acumulación de capital humano. Primero, en la Ola IV del ELBU se pregunta a los individuos sobre la importancia asignada a varios aspectos de la vida, como la educación y el empleo. Las respuestas varían en una escala de 1 (menor importancia)

---

<sup>16</sup>Esta se computa siguiendo el mismo procedimiento que la variable de pares principal, es decir, como la distribución *leave-one-out* de compañeros de clase con padres trabajadores, excluyendo al propio estudiante, utilizando toda la información de Ola I.

a 9 (mayor importancia). La Tabla 1.5 muestra que la exposición a pares con una mayor proporción de madres trabajadoras lleva a las mujeres a aumentar la importancia asignada a la adquisición de capital humano. Los efectos son positivos y significativos tanto para la educación como para el empleo. Además, también encontramos que la exposición a madres trabajadoras aumenta la matriculación a educación universitaria entre las estudiantes mujeres. De este modo, el efecto de pares se explicaría tanto por cambios en el valor asignado a la acumulación de capital humano y los comportamientos orientados hacia ese objetivo. Estos resultados van en línea con Chung (2020) y Olivetti et al. (2020), apuntando a la existencia de modelos de rol en el proceso de adquisición de capital humano consistente con la transmisión cultural.

Cuadro 1.5: Efecto de pares con madres trabajadoras - Acumulación de capital humano

	Importancia de la educación	Importancia del empleo	Matriculación universitaria
Pares con madres trabajadoras	2.349* (0.059)	2.691* (0.068)	0.310* (0.084)
Madre trabajadora	0.317** (0.039)	0.209 (0.457)	-0.006 (0.904)
Media	8.28	7.30	0.33
Obs.	473	468	473
R2 Ajustado	0.117	0.019	0.184

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en las Olas I y IV del ELBU, registros administrativos de empleo, y registros administrativos de matriculación a educación universitaria (Udelar).

**Actitudes y comportamientos de género.** Utilizamos información novedosa de la Ola IV del ELBU, para explorar si la exposición a madres trabajadoras en etapas tempranas afecta los comportamientos y actitudes de género en la adultez temprana. Los resultados de la Tabla 1.6 muestran que la exposición a madres trabajadoras reduce significativamente el acuerdo con la afirmación ‘Si pudiera dejaría de trabajar para dedicarme exclusivamente a mi familia’ (Sacrificar empleo por familia). No se observan efectos de pares en el grado de acuerdo con la afirmación ‘Si el sueldo de mi pareja fuera más alto dejaría de trabajar’ (Sacrificar empleo por pareja). En cuanto a los comportamientos, encontramos una reducción en la probabilidad de haber tenido algún hijo, aunque no es significativa a niveles convencionales (p-valor = 0.135).

Cabe recordar que la edad promedio al momento de medir la fecundidad -en la Ola IV- es de 18 años, por lo que este resultado sugiere una reducción en el embarazo adolescente como un posible mecanismo detrás del efecto positivo de pares en el empleo femenino. Este resultado contribuye a la literatura empírica que sugiere la importancia de los modelos de rol parentales durante la adolescencia en las brechas laborales de género relacionadas con la maternidad (Kleven et al.; 2024; Olivetti et al.; 2020).

Cuadro 1.6: Efecto de pares con madres trabajadoras - Actitudes y comportamientos de género

	Tiene hijos/as	Sacrificar empleo por familia	Sacrificar empleo por pareja
Pares con madres trabajadoras	-0.249 (0.135)	-0.601*** (0.009)	-0.010 (0.958)
Madre trabajadora	-0.045 (0.222)	-0.024 (0.638)	0.034 (0.326)
Media	0.13	0.30	0.12
Obs.	498	463	455
R2 Ajustado	0.025	0.073	0.048

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en las Olas I y IV del ELBU y registros administrativos de empleo.

**Roles de género o preferencias por el empleo.** Finalmente, para profundizar en los mecanismos detrás del efecto de pares, estimamos la especificación principal para la submuestra de estudiantes varones. Si la exposición a madres trabajadoras afecta el empleo de las mujeres a través del cambio en las identidades sobre roles de género, sería esperable no encontrar efectos entre los varones. Por el contrario, si el efecto de pares se explica por un cambio en las preferencias hacia el empleo, entonces se espera encontrar los mismos efectos de pares en el empleo masculino. Los resultados en la Tabla 1.7 muestran efectos menos robustos entre los estudiantes varones. Solo una de las tres variables de resultado es significativa al 90% y la magnitud es aproximadamente la mitad de la observada para las mujeres. De manera consistente, las estimaciones sobre el cambio en las preferencias de acumulación de capital humano y en las actitudes de género para los varones no son significativas.<sup>17</sup> Esto

<sup>17</sup>En todo caso, el coeficiente de la importancia asignada a la educación es marginalmente significativo pero negativo. La excepción es una reducción significativa en el grado de acuerdo con la afirmación ‘Si el sueldo

apunta hacia la relevancia de la teoría de identidad sobre roles de género detrás de los efectos de pares entre las estudiantes mujeres (Olivetti et al.; 2020). No obstante, al diferenciar los efectos por sexo de los pares se encuentran algunos efectos de pares del mismo sexo también entre los estudiantes varones (Tabla A1.11 en el Anexo). En la siguiente Sección se discute esto en más detalle.

Cuadro 1.7: Efecto de pares con madres trabajadoras en empleo masculino

	Alguna vez empleado	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres trabajadoras	0.186*	0.169	0.214
	(0.088)	(0.209)	(0.115)
Madre trabajadora	0.017	0.003	0.045
	(0.557)	(0.915)	(0.194)
Media	0.80	0.74	0.67
Obs.	948	948	948
R2 Ajustado	0.007	0.004	0.016

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

## 1.6. Reflexiones finales

El aumento de la participación laboral femenina es una de las tendencias más relevantes de las últimas décadas en los mercados laborales globales. Uruguay no es una excepción y este fenómeno es evidente desde la segunda mitad del siglo XX. En este trabajo, exploramos la importancia de factores no tradicionales detrás de estas tendencias. Utilizando datos del Estudio Longitudinal de Bienestar Uruguayo combinados con registros administrativos de empleo formal, estudiamos la transmisión intergeneracional del comportamiento laboral entre mujeres en Uruguay. Explotando la variación cuasi-aleatoria en la proporción de pares con madres trabajadoras entre clases de primer año dentro de las escuelas primarias, encontramos que una mayor exposición a madres trabajadoras en etapas tempranas del ciclo de vida tiene efectos positivos y robustos en la probabilidad de empleo femenino de la siguiente generación.

---

de mi pareja fuera más alto dejaría de trabajar'. Estimaciones disponibles a solicitud.

El principal desafío en este tipo de análisis consiste en estudiar los mecanismos detrás del potencial efecto de pares. En particular, si la exposición a madres trabajadoras afecta el empleo femenino a través de cambios en las identidades sobre roles de género o a través de cambios en las preferencias hacia el trabajo. Si los mecanismos detrás de la transmisión intergeneracional se deben a cambios en las preferencias hacia el trabajo, el efecto de pares sería evidente tanto para mujeres como para varones. Tal efecto sugeriría una transmisión de comportamientos y preferencias por el empleo que niños y niñas adquieren de su grupo de referencia adulto. Galassi et al. (2024) encuentra que hijos e hijas de madres que han estado permanentemente empleadas tienen una mayor probabilidad de estar empleados en la adultez en comparación con los de madres que nunca trabajaron. Esto se observa tanto en niñas como en niños, lo que sugiere que el mecanismo detrás de la transmisión intergeneracional se explica por transmisión de gustos y preferencias.

Por el contrario, si el efecto de la exposición a madres trabajadoras se debe a la transmisión de identidades de género, esperaríamos efectos significativos entre las mujeres, pero menores o nulos en la oferta laboral de los varones. La transmisión de identidades de género relacionadas al empleo se reflejaría entonces en una mayor probabilidad de empleo entre mujeres que estuvieron expuestas a una mayor proporción de madres trabajadoras durante su infancia. Esta socialización lleva a las niñas a adoptar normas de género en las que el trabajo remunerado se reconcilia con otras responsabilidades familiares. Además, comienzan a percibir que trabajar de manera remunerada es una expectativa social que también opera para ellas. Los resultados de Olivetti et al. (2020) se alinean con esta hipótesis, ya que muestran una correlación positiva entre la exposición a madres trabajadoras y el empleo femenino —especialmente entre aquellas con hijos— pero sin efecto en los varones.

Nuestros resultados evidencian que la exposición a madres trabajadoras en etapas iniciales del ciclo de vida afecta significativamente los comportamientos y actitudes de las niñas, generando efectos positivos en los resultados laborales durante su adultez. Exploramos diferentes mecanismos detrás de estos efectos. Los resultados sugieren que la exposición temprana a madres trabajadoras incrementa la importancia que las mujeres asignan a la acumulación de capital humano y la probabilidad de asistir a la universidad. También modifica las actitudes de género hacia el balance trabajo-familia, reduciendo el acuerdo con normas de género

tradicionales y la probabilidad de experimentar un embarazo adolescente, aunque este último resultado no es significativo a niveles convencionales. Finalmente, no se encuentran los mismos efectos entre estudiantes varones. Aunque los efectos de pares son evidentes tanto en varones como en mujeres, son de mayor magnitud y más precisos para las mujeres, lo que indica que la exposición a madres trabajadoras tiene un mayor impacto en el empleo femenino que en el masculino. Solo una de las tres variables de resultado muestra un efecto positivo menos preciso, y no hay efecto en las preferencias hacia la adquisición de capital humano o actitudes de género. En conjunto, estos patrones de género apuntan a la importancia de la hipótesis de la identidad sobre roles de género detrás de la transmisión intergeneracional de los comportamientos laborales. La evidencia empírica proporcionada se alinea con literatura previa de países con mayores niveles de desarrollo, atribuidos a la transmisión intergeneracional de normas de género o culturales (Kleven et al.; 2024; Rodríguez-Planas and Tanaka; 2022; Olivetti et al.; 2020; Fernández et al.; 2004).

Este estudio amplía la evidencia existente que resalta el importante papel de las normas de género en el comportamiento económico, particularmente en la gran convergencia experimentada en la participación laboral de varones y mujeres. Los hallazgos son altamente relevantes desde una perspectiva de políticas públicas por dos razones principales. En primer lugar, dado el enlentecimiento en el cierre de la brecha de género en el empleo, se requieren políticas que aceleren el ritmo de progreso. Comprender cuáles son los determinantes de la participación laboral femenina, particularmente el papel de las normas de género en la toma de tales decisiones, puede ser informativo al diseño de intervenciones efectivas. Políticas dirigidas a cambiar estas normas podrían mejorar significativamente la participación de las mujeres en el mercado laboral. En segundo lugar, las políticas orientadas a incrementar el empleo femenino en una generación tendrían efectos dinámicos al afectar también el empleo de generaciones posteriores de mujeres. Esto pone de relieve la importancia de políticas que no solo aborden las brechas de género actuales, sino que también promuevan un cambio económico y cultural sostenido.

## Bibliografía

- Akerlof, G. A. and Kranton, R. E. (2000). Economics and identity, *The quarterly journal of economics* **115**(3): 715–753.
- Alan, S., Ertac, S. and Mumcu, I. (2018). Gender stereotypes in the classroom and effects on achievement, *The Review of Economics and Statistics* **100**(5): 876–890.  
**URL:** [https://doi.org/10.1162/rest\\_a00756](https://doi.org/10.1162/rest_a00756)
- Alesina, A., Giuliano, P. and Nunn, N. (2013). On the origins of gender roles: Women and the plough, *Quarterly Journal of Economics* **128**(2): 469–530.
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*, Prentice-Hall.
- Bertrand, M. (2020). Gender in the twenty-first century, *AEA Papers and Proceedings* **110**: 1–24.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pandp.20201126>
- Bertrand, M., Kamenica, E. and Pan, J. (2015). Gender identity and relative income within households, *The Quarterly Journal of Economics* **130**(2): 571–614.
- Bifulco, R., Fletcher, J. M., Oh, S. J. and Ross, S. L. (2014). Do high school peers have persistent effects on college attainment and other life outcomes?, *Labour economics* **29**: 83–90.
- Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N. and Matheson, G. (2003). When does gender trump money? bargaining and time in household work, *American Journal of sociology* **109**(1): 186–214.
- Black, S. E., Devereux, P. J. and Salvanes, K. G. (2013). Under pressure? the effect of peers on outcomes of young adults, *Journal of Labor Economics* **31**(1): 119–153.
- Blau, F. D. and Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations, *Journal of economic literature* **55**(3): 789–865.



Bütikofer, A. (2013). Revisiting ‘mothers and sons’ preference formation and the female labor force in switzerland, *Labour Economics* **20**: 82–91.

**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S092753711200111X>

Campos-Vazquez, R. M. and Velez-Grajales, R. (2014). Female labour supply and intergenerational preference formation: Evidence for mexico, *Oxford Development Studies* **42**(4): 553–569.

**URL:** <https://doi.org/10.1080/13600818.2014.90000>

Carlana, M. (2019). Implicit Stereotypes: Evidence from Teachers’ Gender Bias\*, *The Quarterly Journal of Economics* **134**(3): 1163–1224.

**URL:** <https://doi.org/10.1093/qje/qjz008>

Carrasco, P. (2012). El efecto de las condiciones de ingreso al mercado de trabajo en los jóvenes uruguayos: Un análisis basado en la protección de la seguridad social, *Serie Documentos de Trabajo/FCEA-IE; DT13/12* .

Chioda, L. and Verdú, R. G. (2016). *Work and family: Latin American and Caribbean women in search of a new balance*, World Bank Publications.

Chung, B. W. (2020). Peers’ parents and educational attainment: The exposure effect, *Labour Economics* **64**: 101812. European Association of Labour Economists, 31st annual conference, Uppsala Sweden, 19-21 September 2019.

**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S092753712030018X>

Colacce, M., Mojica, M. and Zurbrigg, J. (2020). *Brechas de género en los ingresos laborales en el Uruguay*, Oficina de CEPAL Montevideo.

Dhar, D., Jain, T. and Jayachandran, S. (2019). Intergenerational transmission of gender attitudes: Evidence from india, *The Journal of Development Studies* **55**(12): 2572–2592.

Dhar, D., Jain, T. and Jayachandran, S. (2022). Reshaping adolescents’ gender attitudes: Evidence from a school-based experiment in india, *American Economic Review* **112**(3): 899–927.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20201112>

- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D. and Sunde, U. (2012). The intergenerational transmission of risk and trust attitudes, *The Review of Economic Studies* **79**(2): 645–677.
- Farré, L. and Vella, F. (2013). The intergenerational transmission of gender role attitudes and its implications for female labour force participation, *Economica* **80**(318): 219–247.  
**URL:** <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/ecca.12008>
- Fernandez, R. (2007). Women, work, and culture, *Journal of the European Economic Association* **5**(2-3): 305–332.
- Fernández, R. and Fogli, A. (2009). Culture: An empirical investigation of beliefs, work, and fertility, *American economic journal: Macroeconomics* **1**(1): 146–177.
- Fernández, R., Fogli, A. and Olivetti, C. (2004). Mothers and sons: Preference formation and female labor force dynamics, *The Quarterly Journal of Economics* **119**(4): 1249–1299.
- Fortin, N. M. (2005). Gender Role Attitudes and the Labour-market Outcomes of Women across OECD Countries, *Oxford Review of Economic Policy* **21**(3): 416–438.  
**URL:** <https://doi.org/10.1093/oxrep/gri024>
- Fortin, N. M. (2015). Gender role attitudes and women’s labor market participation: Opting-out, aids, and the persistent appeal of housewifery, *Annals of Economics and Statistics* (117/118): 379–401.  
**URL:** <http://www.jstor.org/stable/10.15609/annaeconstat2009.117-118.379>
- Galassi, G., Koll, D. and Mayr, L. (2024). The intergenerational correlation of employment: Mothers as role models?, *Labour Economics* **90**: 102596.  
**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537124000915>
- Galván, E., Parada, C., Querejeta, M. and Salvador, S. (2023). Gender gaps and family leaves in latin america, *Review of Economics of the Household* .  
**URL:** <https://doi.org/10.1007/s11150-023-09671-9>
- Garcia-Brazales, J. (2021). Changing gender attitudes: The long-run effects of early exposure to female classmates.

- Goldin, C. (1990). *Understanding the gender gap: An economic history of American women*, number gold90-1, National Bureau of Economic Research.
- Jayachandran, S. (2015). The roots of gender inequality in developing countries, *Annual Review of Economics* **7**(1): 63–88.  
**URL:** <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115404>
- Kawaguchi, D. and Miyazaki, J. (2009). Working mothers and sons' preferences regarding female labor supply: direct evidence from stated preferences, *Journal of Population Economics* **22**: 115–130.  
**URL:** <https://doi.org/10.1007/s00148-007-0175-2>
- Kleven, H., Olivero, G. and Patacchini, E. (2024). Child penalties and parental role models: Classroom exposure effects, *Technical report*, National Bureau of Economic Research.
- Kuhn, D., Nash, S. C. and Brucken, L. (1978). Sex role concepts of two-and three-year-olds, *Child Development* pp. 445–451.
- Lavy, V. and Schlosser, A. (2011). Mechanisms and impacts of gender peer effects at school, *American Economic Journal: Applied Economics* **3**(2): 1–33.
- Marchionni, M., Gasparini, L. and Edo, M. (2019). Brechas de género en américa latina. un estado de situación.
- McGinn, K. L., Ruiz Castro, M. and Lingo, E. L. (2019). Learning from mum: Cross-national evidence linking maternal employment and adult children's outcomes, *Work, Employment and Society* **33**(3): 374–400.
- Meluzzi, F. (2024). The college melting pot: Peers, culture and women's job search, *arXiv preprint arXiv:2409.20225* .
- Morrill, M. S. and Morrill, T. (2013). Intergenerational links in female labor force participation, *Labour Economics* **20**: 38–47.
- Olivetti, C., Patacchini, E. and Zenou, Y. (2020). Mothers, peers, and gender-role identity, *Journal of the European Economic Association* **18**(1): 266–301.

Olivetti, C. and Petrongolo, B. (2016). The evolution of gender gaps in industrialized countries, *Annual review of Economics* **8**: 405–434.

Querejeta, M. (2024). Impact of female peer composition on gender norm perceptions in secondary school in uruguay, *Feminist Economics* pp. 1–29.

**URL:** <https://doi.org/10.1080/13545701.2024.2335352>

Rodríguez-Planas, N. and Tanaka, R. (2022). Gender norms and women’s decision to work: evidence from japan, *Review of Economics of the Household* **20**(1): 15–36.

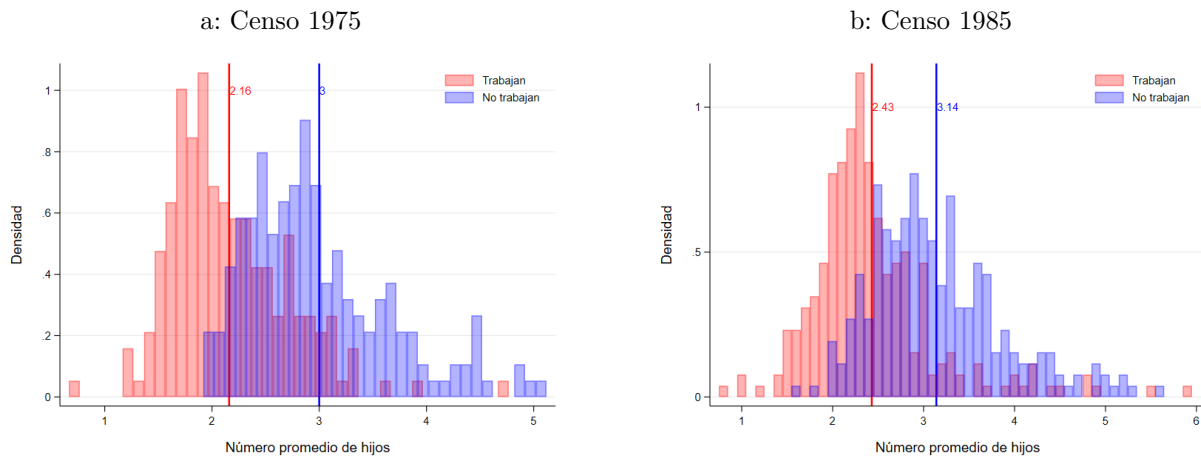
**URL:** <https://doi.org/10.1007/s11150-021-09543-0>

Seguino, S. (2007). Plus a change? evidence on global trends in gender norms and stereotypes, *Feminist Economics* **13**(2): 1–28.

**URL:** <https://doi.org/10.1080/13545700601184880>

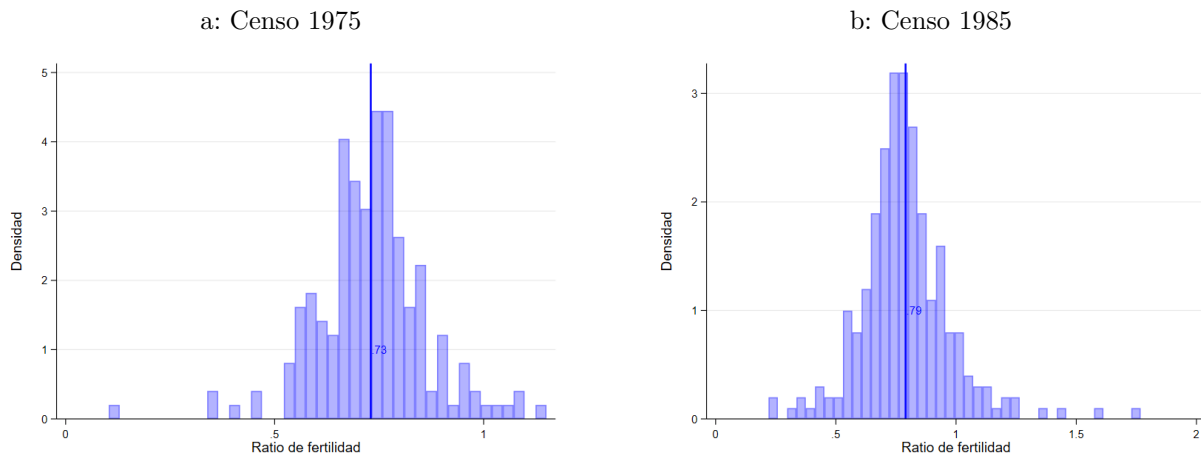
## 1.7. Anexo

Figura A1.1: Distribución del número promedio de hijos según empleo de la madre



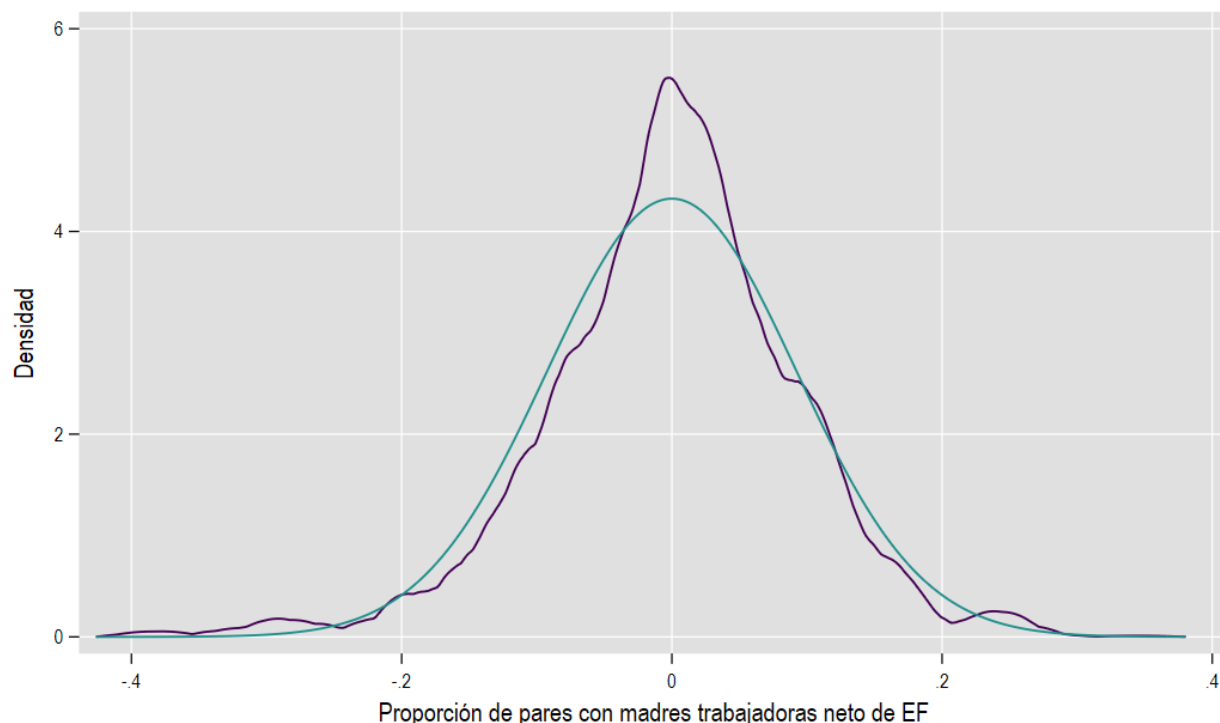
**Notas:** Las Figuras presentan el histograma del número promedio de hijos de mujeres trabajadoras y no trabajadoras. Elaboración propia con base en Censos de Población de 1975 y 1985. Se consideran mujeres de entre 30 y 45 años de edad.

Figura A1.2: Distribución del ratio de fecundidad



**Notas:** Las Figuras presentan el histograma de la principal variable independiente de interés, el ratio de fecundidad, definido como la relación entre el número promedio de hijos de mujeres trabajadoras el relación al de no trabajadoras. Elaboración propia con base en Censos de Población de 1975 y 1985. Se consideran mujeres de entre 30 y 45 años de edad.

Figura A1.3: Validez de la estrategia de identificación: Variación en la proporción de pares con madres trabajadoras



**Notas:** La Figura muestra la distribución de los errores de una regresión de la proporción de pares con madres trabajadoras sobre efectos fijos a nivel de escuela y otras características individuales predeterminadas. La distribución Normal se grafica para la comparación. Elaboración propia con base en el ELBU.

Cuadro A1.1: Validez de la estrategia de identificación: Variación en la proporción y número de pares con madres trabajadoras

	<i>Varones</i>				<i>Mujeres</i>			
	Media	SD	Min.	Max.	Media	SD	Min.	Max.
Prop. pares con madres trabajadoras	0.544	0.151	0.125	0.864	0.540	0.156	0.062	1.000
Neto de EF	0.002	0.090	-0.402	0.285	-0.002	0.094	-0.390	0.341
Núm. pares con madres trabajadoras	13.369	8.107	2.000	41.000	12.644	7.453	2.000	41.000
Núm. neto de EF	0.277	4.491	-18.967	11.938	-0.266	4.692	-18.673	12.047

**Notas:** La Tabla muestra estadísticas descriptivas de la proporción y número de pares con madres trabajadoras, original y luego de remover efectos fijos de escuela ('neto de EF'). Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU.

Cuadro A1.2: Validez de la estrategia de identificación: Variación en la proporción y número de pares con madres trabajadoras (2)

	<i>Varones</i>				<i>Mujeres</i>			
	Media	SD	Min.	Max.	Media	SD	Min.	Max.
Pares mujeres con madres trabajadoras	0.546	0.202	0.000	1.000	0.543	0.202	0.000	1.000
Neto de EF	0.004	0.136	-0.486	0.361	-0.003	0.142	-0.686	0.514
Pares varones con madres trabajadoras	0.545	0.191	0.000	1.000	0.539	0.200	0.000	1.000
Neto de EE	0.002	0.133	-0.630	0.499	-0.001	0.133	-0.616	0.419

**Notes:** La Tabla muestra estadísticas descriptivas de la proporción de pares con madres trabajadoras, original y luego de remover efectos hijos de escuela ('neto de EF'), según el sexo de los pares. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU.

Cuadro A1.3: Validez de la estrategia de identificación: Simulación aleatoria de la asignación de estudiantes a clases

	Proporción
Madre trabajadora	.8793103
Mujer	.8965517
Hijo/a única	.8965517
Vivía con ambos padres	.7931034
Nivel socioeconómico bajo	.8448276
Repetición previa	.9137931
Madre nivel educ. primaria	.9137931
Madre nivel educ. secundaria	.9137931
Madre nivel educ. terciaria	.9655172

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de simulaciones aleatorias de la asignación de estudiantes a clases. Para cada escuela, las clases se formaron aleatoriamente respetando el número de estudiantes en la escuela y el número con la respectiva característica (e.g., madre trabajadora). Luego se computa el desvío estándar en la proporción de pares con la característica en cuestión entre clases de una misma escuela. Este ejercicio se repite 1.000 veces para computar el intervalo de confianza empírico al 90%. La tabla reporta la proporción de escuelas con desvío estándar observado comprendido en el intervalo de confianza para cada característica predeterminada. Elaboración propia con base en el ELBU.

Cuadro A1.4: Validez de la estrategia de identificación: Test de balance

	Coef	SE
Madre trabajadora	0.135*	0.071
Hijo/a única	0.065	0.131
Vivía con ambos padres	-0.111	0.148
Nivel socioeconómico bajo	-0.018	0.121
Repetición previa	0.077	0.097
Madre nivel educ. primaria	-0.106	0.159
Madre nivel educ. secundaria	0.012	0.164
Madre nivel educ. terciaria	0.094	0.083

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresiones separadas de cada característica predeterminada en la proporción de pares con madres trabajadoras en la clase y efectos fijos de escuela. Para la variable Madre trabajadora, también se controla por la proporción de pares con madres trabajadoras en la escuela. Errores robustos estándar clusterizados a nivel de clase. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en el ELBU.

Cuadro A1.5: Efecto de pares con madres trabajadoras - Excluyendo a la propia madre

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres trabajadoras	0.270*	0.257*	0.253
	(0.069)	(0.086)	(0.117)
Media	0.77	0.72	0.65
Obs.	923	923	923
R2 Ajustado	0.088	0.097	0.091

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.



Cuadro A1.6: Efecto de pares con madres trabajadoras - Muestra de Ola IV

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres trabajadoras	0.302*	0.345**	0.536**
	(0.053)	(0.045)	(0.011)
Madre trabajadora	0.043	0.058	0.004
	(0.282)	(0.208)	(0.933)
Media	0.83	0.79	0.71
Obs.	470	470	470
R2 Ajustado	0.097	0.102	0.100

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Olas I y IV, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en las Olas I y IV del ELBU y registros administrativos de empleo.

Cuadro A1.7: Efecto de pares con madres trabajadoras - Otras variables de pares

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres trabajadoras	0.325**	0.339**	0.258
	(0.038)	(0.028)	(0.128)
Madre trabajadora	0.068**	0.079**	0.062*
	(0.026)	(0.013)	(0.071)
Pares con madres educadas	-0.036	-0.163	-0.002
	(0.769)	(0.238)	(0.986)
Pares de nivel socioeconómico bajo	0.080	-0.116	-0.206
	(0.605)	(0.512)	(0.245)
Media	0.77	0.72	0.65
Obs.	923	923	923
R2 Ajustado	0.091	0.102	0.093

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, la proporción de pares con madres educadas, la proporción de pares de nivel socioeconómico bajo, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

Cuadro A1.8: Efecto de pares con madres trabajadoras - Incluyendo a los padres

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con padres trabajadores	-0.131 (0.434)	-0.175 (0.187)	0.020 (0.915)
Madre trabajadora	0.060** (0.048)	0.071** (0.025)	0.059* (0.087)
Padre trabajador	0.057 (0.190)	0.027 (0.542)	0.057 (0.215)
Media	0.77	0.72	0.65
Obs.	923	923	923
R2 Ajustado	0.089	0.099	0.091

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con padres trabajadores, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando y otra si el padre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

Cuadro A1.9: Efecto de pares con madres solas

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres solas	0.017 (0.891)	0.122 (0.299)	0.063 (0.613)
Pares con madres trabajadoras	0.297** (0.040)	0.264* (0.065)	0.268* (0.093)
Madre sola	0.017 (0.529)	0.006 (0.848)	0.008 (0.787)
Madre trabajadora	0.066** (0.030)	0.076** (0.015)	0.064* (0.064)
Media	0.77	0.72	0.65
Obs.	923	923	923
R2 Ajustado	0.092	0.102	0.093

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, la proporción de pares con madres solas, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, una variable binaria indicativa de madre sola, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo.

Cuadro A1.10: Efecto de pares con madres trabajadoras - Muestra de escuelas

	Alguna vez empleada	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares con madres trabajadoras	0.298*	0.338*	0.347*
	(0.093)	(0.068)	(0.077)
Media			
Obs.	727	727	727
R2 Ajustado	0.049	0.068	0.075

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo, para una submuestra de escuelas con mayor probabilidad de asignación aleatoria de estudiantes a las clases.

Cuadro A1.11: Efecto de pares con madres trabajadoras en empleo masculino, según sexo de los pares

	Alguna vez empleado	Al menos 3 meses	Al menos 6 meses
Pares mujeres con madres trabajadoras	-0.069	-0.139	-0.128
	(0.344)	(0.131)	(0.146)
Pares varones con madres trabajadoras	0.121	0.168*	0.227***
	(0.133)	(0.053)	(0.006)
Madre trabajadora	0.016	0.004	0.045
	(0.593)	(0.907)	(0.185)
Media	0.80	0.74	0.67
Obs.	948	948	948
R2 Ajustado	0.005	0.006	0.017

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable de resultado en la proporción de pares con madres trabajadoras según sexo de pares, una variable binaria indicativa de si la propia madre estaba trabajando, variables de control individuales de la Ola I, y efectos fijos por escuela. P-valores reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%. Elaboración propia con base en la Ola I del ELBU y registros administrativos de empleo, para la submuestra de estudiantes varones.



# Capítulo 2

## Exposición a mujeres y percepciones sobre normas de género. Evidencia para la educación secundaria en Uruguay<sup>1</sup>.

**Resumen:** Las normas de género afectan los desempeños educativos de niñas y niños. Sin embargo, cómo se forman estas normas y qué impulsa sus cambios siguen siendo preguntas abiertas. Este trabajo examina los efectos de pares en las percepciones sobre normas de género. Utilizando una encuesta representativa a nivel nacional de estudiantes de 9° grado en Uruguay, explota la variación casi aleatoria en la proporción de compañeras mujeres entre las clases dentro de las escuelas secundarias para identificar efectos causales. Los resultados muestran que una mayor exposición a compañeras mujeres conduce a normas de género más igualitarias. Además, estos efectos son explicados principalmente por los estudiantes varones. Las estudiantes mujeres también se ven afectadas por la composición de género de sus pares. La mayor exposición a compañeras mujeres reduce significativamente el tiempo dedicado al trabajo doméstico y mejora los desempeños en matemática de las adolescentes. No se encontraron efectos en el desempeño en lectura. Estos resultados sugieren que las interacciones entre pares en el contexto educativo pueden tener efectos sustanciales en la reducción de estereotipos de género y en el cambio de comportamientos de género entre los estudiantes.

**JEL:** I24, J16, Z13.

**Palabras clave:** Normas de género, desigualdades de género, efecto de pares, Uruguay.

---

<sup>1</sup>Este capítulo fue publicado en 2024 en la revista arbitrada *Feminist Economics*. Querejeta, M. (2024). Impact of Female Peer Composition on Gender Norm Perceptions in Secondary School in Uruguay. *Feminist Economics*, 30(2), 191–219. Fue presentado en la UNU-WIDER development conference 2022, 26th Annual LACEA Meeting 2021, 12th NIP seminar (Uruguay) 2021, 13th International Scientific Conference 2021 'Applied Economics Conference: Labour, Health, Education and Welfare', y en la Australian Gender Economics Workshop 2022 (Best Rapid Session Paper Award). Se benefició también de participar del UNU-WIDER PhD fellowship program bajo la orientación de Rodrigo Oliviera.

## 2.1. Introducción

El análisis de la importancia de las normas de género en los resultados de mercado laboral ha recibido mucha atención de la literatura académica. Las normas de género comprenden expectativas de comportamiento para mujeres y varones, así como reglas de conducta en el relacionamiento entre géneros (Seguino; 2007). Como tales, residen en el individuo pero reflejan contextos culturales y sociales (Alesina et al.; 2013; Pearse and Connell; 2016). Al moldear preferencias e influir en la formación de habilidades, estas normas pueden convertirse en un obstáculo para los logros educativos de las niñas y sus oportunidades económicas futuras (Fortin; 2005; Bertrand; 2020). De hecho, literatura emergente pone foco en las normas y estereotipos de género como posibles factores detrás de la persistencia en las desigualdades de género (Bertrand; 2020). Sin embargo, cómo se forman las percepciones sobre normas de género y qué impulsa sus cambios a lo largo del tiempo son todavía preguntas abiertas.

El proceso de formación de normas involucra a múltiples actores que varían a lo largo del ciclo de vida. Mientras la familia es clave en las etapas iniciales (Bisin and Verdier; 2001), el centro educativo y los pares adquieren mayor importancia con la edad (Alan et al.; 2018). La evidencia disponible sugiere que la adolescencia constituye un período clave en la construcción de la identidad (Dhar et al.; 2022), y que los grupos de pares desempeñan un papel fundamental en este proceso (Newman and Newman; 1976).

En este contexto, este trabajo investiga cómo los contextos educativos pueden moldear las percepciones sobre normas de género. Utiliza una encuesta representativa a nivel nacional en Uruguay, que incluye información de seis preguntas sobre normas de género para estudiantes de 9º grado ( $\approx 15$  años de edad), para analizar los efectos de la composición por sexo de los pares en las percepciones sobre normas de género. Se explota la variación en la proporción de compañeras de clase mujeres dentro de las escuelas secundarias (en adelante, liceos) para la identificación causal.

Los resultados muestran que una mayor exposición a compañeras mujeres en la clase tiene efectos significativos y robustos que conducen a percepciones de género más igualitarias. El análisis separado de cada una de las afirmaciones sobre normas de género revela importantes heterogeneidades. La exposición a compañeras mujeres influye positivamente en las percep-

ciones sobre trabajo doméstico, participación política, cuidados, y empleo, mientras que el efecto es negativo, aunque menos robusto, para la igualdad salarial y la práctica de deportes. Además, estos efectos son explicados principalmente por el efecto sobre los estudiantes varones. El análisis por subgrupos poblacionales muestra que los efectos de pares son más fuertes entre estudiantes con experiencia de repetición educativa previa, de menor nivel socioeconómico y entre quienes residen fuera de la capital del país (Montevideo). Los resultados también evidencian que una mayor exposición a compañeras afecta el comportamiento de las estudiantes mujeres al reducir el tiempo dedicado al trabajo doméstico y mejorar el rendimiento en matemática, sin efectos similares para los estudiantes varones. Por tanto, la exposición a pares mujeres no solo reduce las percepciones tradicionales de género, sino que también cambia el comportamiento relacionado con el uso del tiempo y el desempeño académico de las estudiantes.

Este trabajo contribuye a dos líneas de investigación. Primero, aporta a la literatura sobre efecto de pares. Desde el trabajo seminal de Coleman, la literatura académica ha hecho grandes avances en entender la función de producción educativa. Aunque la evidencia para países de altos ingresos es extensa (Epple and Romano; 2011; Sacerdote; 2011; Paloyo; 2020), la literatura para países en desarrollo es más escasa.<sup>2</sup> Esto se debe principalmente a los requerimientos de datos para aplicar estrategias de identificación causal creíbles. Además, incluso en los países con mayor nivel de desarrollo, los impactos diferenciales por género han sido poco explorados (Hoxby; 2000; Lavy and Schlosser; 2011; Gong et al.; 2021). Por último, aunque los efectos de pares en la formación de habilidades han sido ampliamente estudiados (Angrist and Lang; 2004; Ammermueller and Pischke; 2009; Lavy and Schlosser; 2011; Oosterbeek and van Ewijk; 2014; Brenøe and Zölitz; 2020), es menor la evidencia sobre la transmisión de normas de género en contextos educativos (Halimi and Consuegra; 2021; Sánchez Guerrero and Schober; 2021).

En segundo lugar, este trabajo contribuye a la literatura sobre normas de género. Aunque los efectos de las normas de género en los resultados económicos han sido ampliamente estudiados (Vella; 1994; Fortin; 2005, 2015; Rodríguez-Planas and Nollenberger; 2018; Bertrand;

---

<sup>2</sup>Ver Izaguirre and Di Capua (2020) para muchos países en América Latina, McEwan (2003) para Chile, y de Melo (2014) y Balsa et al. (2018) para Uruguay.

2020), la literatura sobre el proceso de formación de las percepciones sobre normas de género sigue siendo escasa. Existe evidencia sobre la transmisión intergeneracional de normas de género en el ámbito familiar (Bisin and Verdier; 2001; Fernández; 2011; Farré and Vella; 2013), sobre cómo el estatus migratorio influye en el proceso de socialización y en la formación de normas de género (Sánchez Guerrero and Schober; 2021), sobre cómo el contexto económico moldea las normas de género (Alesina et al.; 2013), y sobre la transmisión de creencias entre maestros y estudiantes (Alan et al.; 2018). No obstante, pocos estudios exploran el rol de los pares en la formación de normas de género en el contexto educativo. Garcia-Brazales (2021) analiza los efectos de pares sobre las normas de género en el caso de Vietnam. Mientras el autor examina los efectos a largo plazo, en este trabajo exploro los efectos contemporáneos. Otro trabajo relacionado es el de Halimi and Consuegra (2021), que analiza los efectos de pares en las actitudes de género en Bélgica y encuentra que la composición de los pares y la presión social explican las actitudes hacia los roles de género durante los primeros años de educación secundaria.

La contribución de este trabajo proviene de un contexto atípico en donde los estudiantes son reasignados cada año a una clase diferente. Por lo tanto, la exposición a pares es intensa pero relativamente breve en comparación con estudios previos. De hecho, los resultados muestran que incluso interacciones breves con los pares (un año) contribuyen a reducir los estereotipos de género en contextos de educación secundaria. Los datos utilizados en este estudio son muy ricos, en tanto proporcionan información sobre más de una clase dentro de cada liceo e incluyen a todos los estudiantes de una misma clase.<sup>3</sup> Además, este trabajo aporta a la literatura previa al proporcionar evidencia sobre el proceso de formación de normas de género desde un contexto interesante. Uruguay se caracteriza por visiones de género igualitarias en comparación con otros países en desarrollo, pero aún así las normas de género que restringen las oportunidades de mujeres y niñas siguen siendo generalizadas.<sup>4</sup>

Por último, el estudio de las desigualdades de género en contextos educativos es importante desde una perspectiva de políticas públicas por dos razones principales. Por un lado,

---

<sup>3</sup>Por ejemplo, las encuestas de PISA proporcionan información de una muestra de cada clase, complejizando la identificación de efecto de pares.

<sup>4</sup>El 52.6 por ciento de la población está de acuerdo con la frase ‘Ser un ama de casa es casi tan gratificante como tener un trabajo remunerado’ (Galván et al.; 2023).



existe un argumento de justicia relacionado con la igualdad de oportunidades entre géneros. Por otro lado, existe un argumento de eficiencia (Bertrand; 2020). Los impactos diferenciales por género durante la etapa escolar pueden tener efectos negativos a largo plazo a nivel individual, afectando los resultados educativos, las elecciones de carrera y los resultados laborales (Sahoo and Klasen; 2018). También pueden tener efectos a nivel social ya que la mala asignación de talentos podría afectar el crecimiento económico (Hsieh et al.; 2019). La evidencia proporcionada en este trabajo aporta a investigaciones previas que muestran que las políticas pueden influir en las normas culturales y las actitudes de género (Bau; 2021; Field et al.; 2021; Nillesen et al.; 2021; Dhar et al.; 2022)

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2.2 aborda la discusión teórica sobre los posibles efectos de pares en las creencias de género. La Sección 2.3 describe el contexto institucional de la educación secundaria en Uruguay y los datos utilizados. La Sección 2.4 presenta la metodología y proporciona evidencia de la validez de la estrategia de identificación adoptada. En la Sección 2.5 se presentan los principales resultados del efecto de pares en las percepciones sobre normas de género, el análisis de efectos heterogéneos, y evidencia sobre la robustez de los resultados. La Sección 2.6 examina los efectos sobre comportamientos de género y habilidades cognitivas. Finalmente, la Sección 2.7 concluye.

## 2.2. Marco conceptual

Esta sección describe brevemente las principales perspectivas teóricas que ayudan a racionalizar los efectos de la composición por sexo de los pares en las percepciones sobre normas de género.

El proceso de socialización implica la interacción entre la personalidad de un individuo y las estructuras sociales que lo rodean. Las normas sociales se crean y se adquieren a través de la interacción social (Misch and Dunham; 2021). Una forma de socialización de normas es la observación de otros en situaciones similares. Los grupos de pares son importantes referentes durante la adolescencia. De hecho, mientras que la familia es clave en las etapas iniciales (Bisin and Verdier; 2001), el centro educativo y los pares adquieren mayor importancia con la edad (Alan et al.; 2018).

La teoría de la identidad social sugiere que los grupos de pares desempeñan un papel crítico en la formación de la identidad (Newman and Newman; 1976), de manera que los individuos tienden a mantener las normas del grupo para lograr una identidad positiva (Tajfel and Turner; 1986; Tarrant; 2002). Esta teoría plantea que una parte sustancial del autoconcepto de una persona se deriva de su grupo de referencia. Además, los individuos tienden a ajustar sus actitudes para coincidir con las de aquellos con quienes interactúan, facilitando así conexiones sociales positivas (Poteat and Spanierman; 2010). La adolescencia es un momento crítico para la formación de la identidad, ya que las actitudes de los jóvenes son lo suficientemente maduras pero aún maleables por el entorno (Dhar et al.; 2022). Los adolescentes son conscientes de las opiniones de los demás y sienten la necesidad de aceptación por parte de sus pares. Tienden a adaptar actitudes y comportamientos para cumplir con las expectativas sociales que permiten su pertenencia al grupo de pares (Newman and Newman; 1976).

La literatura también señala la importancia de los grupos de pares para desarrollar un sentido de pertenencia. La pertenencia fue teorizada originalmente como una necesidad fundamental y una motivación que influye en el pensamiento, la emoción y el comportamiento de las personas (Baumeister and Leary; 1995). La literatura en psicología social concluye que los individuos tienden a tener un sesgo a favor del grupo al que pertenecen, y que este sesgo comienza temprano en la vida (Robnett and Susskind; 2010). Recientemente, la literatura en psicología de la educación ha mostrado los beneficios del constructo de pertenencia en el desempeño académico y la inclusión social de los estudiantes (ver Allen et al. (2022) para una revisión).

Con base en estas perspectivas teóricas, se espera que los adolescentes refuercen actitudes y comportamientos que coincidan con los del grupo de pares y cumplan con las expectativas sociales para ser aceptados y pertenecer al grupo. En este contexto, las percepciones de los adolescentes sobre las normas de género son una función de sus propias creencias, pero también aprenden de los pares con quienes interactúan regularmente. Dado que existe evidencia de que las niñas tienen normas de género más igualitarias que los niños (Sánchez Guerrero and Schober; 2021), se espera que la composición por sexo en las clases afecte las percepciones sobre normas de género de los estudiantes.

Además, estudios previos muestran que las adolescentes tienen menor propensión a depender del apoyo del grupo de pares en comparación con los adolescentes varones (Tarrant; 2002) y que los niños con muchos amigos del mismo sexo tienden a mantener normas de género más tradicionales (Robnett and Susskind; 2010). Con base en esto, se espera que la composición por sexo de las clases afecte de manera diferencial a niños y niñas.

## 2.3. Contexto institucional y datos

### 2.3.1. El sistema educativo Uruguayo

La educación básica obligatoria en Uruguay abarca 14 años de escolarización formal. Esto incluye dos años de educación preescolar, seis años de educación primaria y otros seis años de educación secundaria. Por lo general, a los 12 años de edad se ingresa a educación secundaria, que se compone de seis niveles (de 7<sup>o</sup> a 12<sup>o</sup> grado). Los estudiantes pueden optar por educación regular o técnica<sup>5</sup> y, siempre que sea posible, elegir entre turno matutino o vespertino.<sup>6</sup>

La admisión de estudiantes a los liceos públicos se basa principalmente en criterios geográficos. Los estudiantes y sus familias tienen cierta influencia en la elección del liceo dentro de un rango limitado de opciones, según la zona de residencia. En el caso de optar por liceos privados, los estudiantes y sus familias pueden elegir la institución sin restricciones externas. No obstante, en ambos tipos de centros, la asignación de los estudiantes a las clases o grupos es responsabilidad de las directoras. Este proceso se realiza anualmente y, en general, las clases se conforman de manera de mantener cierto balance en cuanto al número de estudiantes por grupo, la composición por sexo y el desempeño educativo previo. Es decir, las clases se reorganizan cada año y la asignación no es aleatoria, sino que busca preservar la homogeneidad entre los grupos.<sup>7</sup> Asimismo, existe un límite máximo de 28 estudiantes por clase en la

---

<sup>5</sup>Aquellos estudiantes que entran a educación técnica, deben elegir el área de estudio de su interés (diseño, robótica, deporte, entre otros). Este trabajo se centra en liceos regulares, ya que la composición por sexo de las escuelas técnicas podría estar influenciado por otras preferencias de género.

<sup>6</sup>14% de los estudiantes en la muestra de estimación asisten a liceos de tiempo completo (8 horas al día), y el restante 86% a liceos de tiempo regular con turnos por la mañana o la tarde.

<sup>7</sup>Un proceso similar de formación de clases identifican Ammermueller and Pischke (2009) en un 94% de su muestra de escuelas primarias para Europa.

educación secundaria básica (INEEd; 2019).

Típicamente, los estudiantes son asignados a las clases al inicio del año escolar (marzo) y comparten todas las actividades curriculares y el mismo salón durante todo el año. Así, la interacción entre compañeros de clase es más intensa que con el resto de los estudiantes del liceo. Por otro lado, la reasignación de grupos cada año implica una interacción más breve con el grupo de pares en comparación con estudios previos.

Este trabajo explora los efectos contemporáneos de la composición por sexo de los pares para estudiantes de tercer año de educación secundaria (9° grado).

### 2.3.2. Datos y selección de la muestra

El trabajo se basa en la encuesta Aristas realizada por el Instituto Nacional de Evaluación Educativa (INEEd) de Uruguay.<sup>8</sup> Esta encuesta permite una evaluación multidimensional del sistema educativo, recabando información sobre las características de los estudiantes, sus familias, y los equipos docentes, así como sobre las opiniones de los estudiantes y su desempeño en pruebas cognitivas estandarizadas y habilidades socioemocionales.

La encuesta es representativa de los estudiantes de 9° grado de educación secundaria que asisten a centros urbanos. La información se recogió en 2018 mediante un diseño de muestreo estratificado en tres etapas. En primer lugar, se seleccionaron aleatoriamente los liceos. Luego, se seleccionaron aleatoriamente las clases dentro del liceo muestreado. Finalmente, se incluyeron en la muestra a encuestar a todos los estudiantes de las clases seleccionadas.<sup>9</sup> Este diseño de muestreo proporciona información sobre todos los estudiantes dentro de la misma clase y, para más del 80% de los liceos, información de más de una clase. Esto es crucial para la estrategia empírica utilizada en este trabajo.

La muestra original se compone de 243 liceos, 438 clases y 8.845 estudiantes. Para este estudio, se restringe la muestra a estudiantes de liceos secundarios regulares públicos y privados, con información completa en las variables analizadas, en clases con más de 12 estudiantes y en liceos con dos o más clases.<sup>10</sup> La muestra final de estimación consiste de 136 liceos, 274

---

<sup>8</sup>La base de datos está disponible públicamente a través de este link.

<sup>9</sup>El marco muestral se compone de 523 liceos y 48.372 estudiantes. Esto incluye todos los liceos públicos y privados de áreas urbanas del país con al menos un estudiante de 9° grado.

<sup>10</sup>Se excluyen estudiantes de escuelas técnicas (23.1%), sin información de edad (4.7%), en clases con menor

clases y 5.337 estudiantes, de los cuales 2.547 son varones y 2.790 mujeres.

### 2.3.3. Principales variables y estadísticas descriptivas

La Tabla 2.1 resume las estadísticas descriptivas de las principales características de los estudiantes en la muestra de estimación según sexo.<sup>11</sup> En relación con sus pares varones, las mujeres son más jóvenes, viven en menor medida con ambos padres o abuelos, son hijas únicas en menor medida y provienen de hogares de menor nivel socioeconómico.<sup>12</sup> Además, tienen menos experiencia en repetición de grado en comparación a los estudiantes varones.<sup>13</sup> La principal variable independiente es el porcentaje de compañeras de clase mujeres y se computa excluyendo al propio estudiante (*leave-one-out proportion*). El porcentaje de compañeras mujeres se calcula en la muestra original, antes de excluir casos, para tener en cuenta la verdadera composición de la clase.<sup>14</sup> La proporción de compañeras mujeres es del 52% para los varones y del 51% para las mujeres, con una desviación estándar de 0.10 y 0.09, respectivamente.

---

cantidad de estudiantes que el primer percentil (0.6%), sin información en las variables de control (6.7%), y en liceos con una sola clase (4.5%).

<sup>11</sup>Todas las estimaciones se realizan utilizando los ponderadores muestrales calculados por el INEEd.

<sup>12</sup>El índice de nivel socioeconómico de los hogares es calculado por el INEEd y considera información de composición del hogar, atención en salud, características de la vivienda y elementos de confort, educación de los padres, hábitos de lectura en la familia, aspiraciones educativas, y supervisión parental, entre otros.

<sup>13</sup>Las diferencias son estadísticamente significativas a niveles convencionales, a excepción de la proporción de hijos únicos y que viven con ambos padres.

<sup>14</sup>El mismo procedimiento se sigue para todas las variables de pares utilizadas en el análisis.

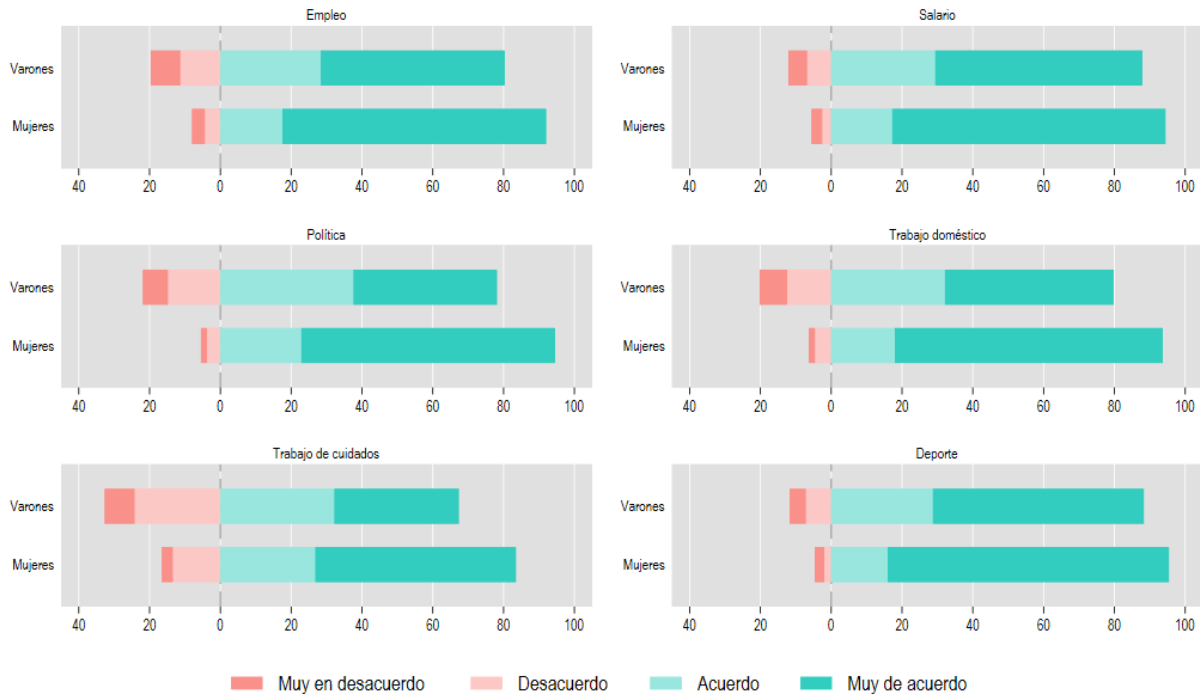
Cuadro 2.1: Estadísticas descriptivas, por sexo

	Varones		Mujeres	
	Media	SD	Media	SD
<b>Características individuales</b>				
Edad	14.90	1.49	14.78	1.12
Hijo/a único	0.25	0.44	0.23	0.42
Vive c/ambos padres	0.69	0.46	0.68	0.47
Vive c/abuelos	0.18	0.38	0.15	0.35
40% menor nivel socioeconómico	0.33	0.47	0.39	0.49
Edad arriba de la mediana	0.16	0.37	0.12	0.32
Repetición previa	0.26	0.44	0.20	0.40
<b>Principal variable independiente</b>				
Proporción de pares mujeres	0.52	0.10	0.51	0.09
Observaciones	2,547		2,790	

**Notas:** La tabla muestra la media y el desvío estándar de las características individuales y la principal variable independiente para estudiantes varones y mujeres. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEED.

Las principales variables de resultado son las opiniones de los estudiantes sobre normas de género. Esta información es valiosa en tanto no es usual contar con este tipo de preguntas en los datos de encuestas. A los estudiantes se les pregunta sobre su grado de acuerdo con seis afirmaciones: (i) ‘En un hogar, el que debe salir a trabajar es el varón y no la mujer’ (*Empleo*); (ii) ‘Los varones y las mujeres deben obtener igual salario cuando están haciendo los mismos trabajos’ (*Salario*); (iii) ‘Los varones son mejores líderes políticos que las mujeres’ (*Política*); (iv) ‘Las mujeres son las que deben ocuparse de limpiar y cocinar’ (*Trabajo doméstico*); (v) ‘Las mujeres son las principales responsables de la crianza de los hijos’ (*Trabajo de cuidados*); y (vi) ‘Hombres y mujeres pueden practicar los mismos deportes’ (*Deporte*). Las opciones de respuesta varían de 1 (totalmente en desacuerdo) a 4 (totalmente de acuerdo). Las respuestas a las preguntas i, iii, iv y v fueron invertidas para que valores más altos representen siempre percepciones de género más igualitarias. La Figura 2.1 muestra la distribución de las respuestas para cada una de las seis afirmaciones, según el sexo del estudiante. Las afirmaciones con un mayor grado de acuerdo (es decir, percepciones más igualitarias) entre varones y mujeres son las relacionadas con los deportes y los salarios, con un 91.9% y un 91.2% de los estudiantes que están de acuerdo o totalmente de acuerdo. Existe una gran variación según el sexo del estudiante, y las mujeres tienen opiniones más igualitarias en comparación con los varones en todas las afirmaciones analizadas.

Figura 2.1: Percepciones sobre normas de género de los estudiantes, por sexo



**Notas:** La Figura muestra las respuestas a las preguntas sobre normas de género de los estudiantes según sexo. Mayores niveles de acuerdo representan normas más igualitarias. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Finalmente, construyo un índice global de normas de género agregando la información de todas las afirmaciones mencionadas. Siguiendo la metodología de Kling et al. (2007), primero estandarizo cada uno de los seis componentes, luego calculo el promedio y, finalmente, estandarizo el índice global. La estandarización se realiza por sexo para que tengan una media de 0 y una desviación estándar de 1, separadamente para estudiantes varones y mujeres. De este modo, valores más altos del índice de normas de género representan percepciones más igualitarias.<sup>15</sup>

<sup>15</sup>El coeficiente Alfa de Cronbach es 0.8065 para las variables originales y 0.7778 para las variables estandarizadas. En ambos casos, está por encima del umbral que sugiere consistencia interna (0.7).

## 2.4. Estrategia empírica

### 2.4.1. Modelo

Para analizar el efecto de pares en las percepciones sobre normas de género estimo la siguiente ecuación:

$$y_{ics} = \alpha + \beta_1 ShareFem_{(-i)cs} + \beta_2 X_{ics} + \beta_3 \bar{X}_{(-i)cs} + \lambda_s + \varepsilon_{ics} \quad (2.1)$$

En donde  $y_{ics}$  es la variable de resultado para el estudiante  $i$  en la clase  $c$  y liceo  $s$ .  $ShareFem_{(-i)cs}$  es la proporción de pares mujeres en la clase sin considerar al propio individuo  $i$ . Así, el coeficiente  $\beta_1$  indica el efecto promedio de la exposición a pares mujeres.  $X_{ics}$  es un vector de variables de control del estudiante, que incluye el sexo, edad, composición del hogar, nivel socioeconómico, y repetición previa como medida observable de desempeño académico previo.  $\bar{X}_{(-i)cs}$  es un vector de variables de control de pares considerando las mismas que las individuales pero computadas como *leave-one-out proportions*.<sup>16</sup>  $\lambda_s$  son efectos fijos a nivel de liceo para controlar por características no observables de la calidad educativa y para sortear el potencial sesgo de selección de los estudiantes a los centros educativos.  $\varepsilon_{ics}$  son errores estándar agrupados a nivel de clase para permitir por correlación de la variable de resultado entre estudiantes de la misma clase.

La estrategia empírica explota la variación casi aleatoria en el porcentaje de compañeras de clase mujeres dentro de un mismo liceo para la identificación de efectos causales.<sup>17</sup>

---

<sup>16</sup>Notar que mientras  $X_{ics}$  incluye el sexo del estudiante,  $\bar{X}_{(-i)cs}$  no incluye la composición por sexo de los pares ya que es la principal variable de interés denotada como  $ShareFem_{(-i)cs}$ . Una especificación alternativa podría también incluir las percepciones sobre normas de género de los pares para dar cuenta de otro posible canal de efecto par. Los resultados de este ejercicio son similares para todos los ítems a excepción del de Salarios que pierde significación. Estimaciones disponibles a solicitud.

<sup>17</sup>Estudios previos también utilizan esta metodología para la identificación causal. Véase McEwan (2003) para Chile, Vigdor and Nechyba (2008) para Carolina del Norte, y Ammermueller and Pischke (2009) para seis países Europeos (Francia, Alemania, Islandia, Países Bajos, Noruega, y Suecia).



### 2.4.2. Validez de la estrategia de identificación

El principal supuesto de identificación es que, condicional a todos los controles individuales y de pares introducidos en el modelo, la proporción de compañeras mujeres en la clase ( $ShareFem_{ics}$ ) no está correlacionado con el término de error ( $\varepsilon_{ics}$ ).

Uno de los principales desafíos para identificar efectos de pares es la auto-selección de los estudiantes en los liceos. Si los estudiantes se seleccionan debido a factores no observados, las estimaciones podrían estar sesgadas. Este sesgo potencial de selección puede minimizarse gracias al novedoso diseño de muestreo de las encuestas Aristas, que permite introducir efectos fijos a nivel de liceo. Por lo tanto, la identificación proviene de la variación en la proporción de compañeras mujeres entre clases dentro del mismo liceo.

La selección de estudiantes a las clases también puede ser un problema potencial. Como se explicó en la sección anterior, en Uruguay los estudiantes no son asignados a las clases mediante un proceso completamente aleatorio.<sup>18</sup> Las autoridades de cada centro educativo son responsables de este proceso y, generalmente, lo realizan buscando alcanzar un cierto equilibrio entre clases. Para verificar si los estudiantes son asignados a las aulas siguiendo un proceso casi aleatorio, realicé dos análisis complementarios. Primero, siguiendo a Lavy and Schlosser (2011), simulé aleatoriamente la asignación de estudiantes a las clases. Para cada liceo, simulé aleatoriamente el sexo de los estudiantes utilizando una función de distribución binomial con  $p$  igual a la proporción de mujeres en el liceo. Luego, estimo la desviación estándar de la proporción de pares mujeres entre clases dentro del liceo. Repito el mismo procedimiento para todas las variables de control de los estudiantes y realicé este proceso 1,000 veces para obtener un intervalo de confianza empírico al 90% para cada liceo y cada variable. Luego, comparo la desviación estándar observada para cada característica de los estudiantes entre clases dentro de los liceos con la distribución empírica generada por el proceso aleatorio. La Tabla A2.1 en el Anexo muestra los resultados de este ejercicio. Para la variable principal —proporción de pares mujeres—, encuentro que el 90.4% de los liceos tienen una desviación estándar que cae dentro del intervalo de confianza empírico.<sup>19</sup> Además, para todas las demás variables simuladas, este porcentaje es de al menos 88% de los liceos,

---

<sup>18</sup>Estudios previos también se enfrentaron a este desafío (Ammermueller and Pischke; 2009).

<sup>19</sup>Esta cifra es similar o incluso mayor a lo encontrado por Lavy and Schlosser (2011) (89%).

lo que está cerca de lo esperado. Es decir, la distribución observada de los estudiantes entre las clases se asemeja a la distribución que se generaría mediante un proceso completamente aleatorio.

En segundo lugar, realizo un test de balance de las características de los estudiantes para verificar si clases con diferentes proporciones de pares mujeres son similares en otras características observables. Para ello, estimo una regresión de las características predeterminadas de los estudiantes sobre la proporción de pares mujeres y efectos fijos a nivel de liceo.<sup>20</sup> La Tabla A2.2 en el Anexo presenta los resultados de este ejercicio. Aunque para 3 de las 10 variables los coeficientes son significativos, las magnitudes son bajas y no hay evidencia de un sesgo sistemático en la formación de las clases. Los resultados de ambos ejercicios muestran que la asignación de estudiantes a las clases sigue un proceso casi aleatorio, descartando posibles problemas de auto-selección. Estos hallazgos son consistentes con evidencia previa para el caso uruguayo (Balsa et al.; 2018). De cualquier manera, todas las características predeterminadas se incluyen como variables de control para la estimación.

La identificación causal es posible debido a la asignación casi aleatoria de estudiantes y a la variabilidad inherente en la conformación de múltiples clases pequeñas (Ammermueller and Pischke; 2009). La Tabla A2.3 en el Anexo muestra la media, desviación estándar y rango de la proporción y número de pares mujeres por sexo del estudiante. Los estudiantes varones tienen en promedio un 51.6% de pares mujeres (12 estudiantes), con una desviación estándar del 9.6% (3.3 estudiantes). La desviación residual, después de incluir efectos fijos de liceo y controles, se reduce a la mitad, alcanzando un 5.5% (1.3 estudiantes). Esto indica que la proporción de pares mujeres remanente luego de incorporar los efectos fijos de liceo, se reduce pero sigue siendo considerable como fuente de variación para la identificación causal. Los resultados para las estudiantes mujeres son similares. Alternativamente, la Figura A2.1 en el Anexo también proporciona evidencia de suficiente variabilidad en la proporción de pares mujeres entre clases dentro de los liceos. La desviación residual en la proporción de pares (después de incluir efectos fijos de liceo y otros controles) es alta y similar a la observada en estudios previos (Gong et al.; 2021; Brenøe and Zölitz; 2020).

---

<sup>20</sup>En la regresión de sexo también incluyo la proporción de mujeres en el liceo para controlar por la inherente relación negativa entre la proporción de pares mujeres y el propio sexo para las estudiantes mujeres (Guryan et al.; 2009).

Finalmente, otro posible sesgo podría surgir del hecho que las encuestas se realizaron al final del año escolar. Si la deserción escolar está correlacionada con la proporción de pares mujeres, entonces el efecto de pares estaría sesgado. A los 15 años, el 10% de los jóvenes están fuera del sistema educativo (INEEd; 2019). Sin embargo, según los datos de la Encuesta Nacional de Hogares de 2018, la asistencia escolar no varía significativamente entre marzo y octubre para jóvenes que aprobaron 8° grado, independientemente del sexo del estudiante.

En resumen, con base en simulaciones de asignación aleatoria de estudiantes a las clases y al test de balance de características predeterminadas de los estudiantes, presento evidencia de que las clases se forman de manera casi aleatoria. Además, muestro que existe suficiente variabilidad en la proporción de pares mujeres entre clases dentro de los liceos. En conjunto, la evidencia presentada en esta sección respalda la estrategia de identificación adoptada.

## **2.5. Efecto de pares en normas de género**

En esta sección se presentan los resultados principales. Comienzo mostrando los efectos de la composición por sexo de los pares sobre las normas de género, así como evidencia de efectos heterogéneos según sexo y otras características predeterminadas de los estudiantes. Luego, analizo la sensibilidad de los resultados a diferentes especificaciones y decisiones metodológicas mediante diversas pruebas de robustez.

### **2.5.1. Principales resultados**

La Tabla 2.2 presenta las estimaciones de los efectos de pares para cada afirmación sobre percepciones de normas de género, así como para el índice global. Los coeficientes son el resultado de regresar cada variable sobre la proporción de pares mujeres en la clase, controles individuales y de pares, y efectos fijos a nivel de liceo. El parámetro asociado a los efectos de pares es positivo y significativo para el índice de normas de género, lo que indica que una mayor exposición a pares mujeres conduce a opiniones sobre normas de género más igualitarias. Un aumento de 10 puntos porcentuales (pp) en la proporción de pares mujeres incrementa el índice de normas de género de los estudiantes en un 3.84% de una desviación estándar. Los efectos de pares para las diferentes afirmaciones son, en general, positivos.

Las únicas excepciones son las opiniones relacionadas con la igualdad salarial y los deportes. Como se muestra en la Figura 2.1, estos ítems tienen ya de por sí los niveles más altos de acuerdo con normas igualitarias. La magnitud económica de los efectos varía según la dimensión analizada. Un aumento de 10 pp en la proporción de pares mujeres incrementa el acuerdo con opiniones igualitarias sobre el trabajo doméstico en un 7.23% de una desviación estándar y sobre la igualdad en el empleo en un 4.70% de una desviación estándar. Los efectos separados de cada ítem son de mayor magnitud en comparación con el índice global. Estos resultados son consistentes con Garcia-Brazales (2021) para el caso de Vietnam. Más aún, los resultados sobre los efectos contemporáneos de la composición de género en las percepciones sobre normas de género son importantes, considerando que la interacción entre pares es intensa pero relativamente corta, ya que los estudiantes son reasignados a las clases cada año. Estudios previos muestran que los efectos de pares en los resultados educativos son más influyentes cuando las interacciones duran más de un año (Patacchini et al.; 2017). Mis resultados muestran que incluso las interacciones cortas entre pares (es decir, solo un año con los mismos compañeros de clase) contribuyen a reducir los estereotipos de género en el contexto de educación secundaria.<sup>21</sup>

Cuadro 2.2: Efecto de la proporción de pares mujeres sobre las normas de género

	Índice	Empleo	Salario	Política	T. Doméstico	Cuidados	Deporte
Prop. mujeres	0.384* (0.23)	0.470** (0.22)	-0.495* (0.30)	0.542*** (0.19)	0.723*** (0.21)	0.478** (0.24)	-0.139 (0.24)
Obs.	5,337	5,337	5,337	5,337	5,337	5,337	5,337
R2	0.110	0.083	0.062	0.070	0.087	0.073	0.061

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Estos resultados van en línea con investigaciones previas que muestran que el centro educativo y los compañeros de clase son importantes grupos de referencia durante la adoles-

<sup>21</sup>Los resultados de estimar la misma regresión incluyendo un término cuadrático apuntan a una relación no-lineal entre la proporción de pares mujeres y las normas de género. El coeficiente estimado para el término cuadrático es negativo y significativo, lo que indica que el efecto de pares es positivo pero decrece con la proporción de pares mujeres.

encia (Alan et al.; 2018). Ya sea influyendo en la formación de la identidad y la autoestima (Newman and Newman; 1976) o reforzando actitudes y comportamientos para ser aceptados y pertenecer al grupo (Baumeister and Leary; 1995), la composición por sexo de los pares afecta las percepciones de los adolescentes sobre las normas de género.

La Tabla 2.3 presenta las estimaciones de los efectos de pares sobre las normas de género por separado para estudiantes varones (panel A) y mujeres (panel B). Los resultados muestran que los efectos de pares se explican principalmente por los estudiantes varones. Esto es importante, ya que son estos quienes tienen normas de género más tradicionales en comparación con las estudiantes mujeres. Si bien los efectos sobre el índice global de normas de género siguen siendo positivos, no son estadísticamente significativos para ninguno de los sexos.

Cuadro 2.3: Efecto de la proporción de pares mujeres sobre las normas de género, por sexo

	Índice	Empleo	Salario	Política	T. Doméstico	Cuidados	Deporte
<b>Panel A: Estudiantes Varones</b>							
Prop. mujeres	0.405 (0.32)	0.648** (0.29)	-0.828** (0.41)	0.907*** (0.27)	0.846*** (0.27)	0.770** (0.33)	-0.677** (0.30)
Obs.	2,547	2,547	2,547	2,547	2,547	2,547	2,547
R2	0.136	0.106	0.099	0.117	0.122	0.093	0.102
<b>Panel B: Estudiantes Mujeres</b>							
Prop. mujeres	0.259 (0.32)	0.326 (0.30)	-0.337 (0.33)	0.139 (0.27)	0.634** (0.32)	0.186 (0.34)	0.116 (0.31)
Obs.	2,790	2,790	2,790	2,790	2,790	2,790	2,790
R2	0.158	0.120	0.088	0.097	0.124	0.125	0.094

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo, según sexo del estudiante. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%.  
**Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

### 2.5.2. Efectos heterogéneos

Finalmente, exploro posibles efectos heterogéneos teniendo en cuenta la experiencia de repetición educativa anterior, el nivel socioeconómico, la educación de la madre, y la región geográfica de residencia. La Tabla 2.4 muestra los resultados de regresar el índice de normas de género para cada subgrupo por separado. Si bien los efectos pares son positivos para los estudiantes, independientemente de la repetición anterior y el nivel socioeconómico, las

estimaciones solo son significativas para quienes repitieron años anteriores y aquellos de peor contexto socioeconómico. Los efectos son negativos, aunque no son significativos, para los estudiantes cuya madre alcanzó el nivel educativo terciario y viven en la capital (Montevideo). Por el contrario, encuentro efectos de pares positivos y significativos para los estudiantes que viven fuera de la capital. Estas heterogeneidades son importantes, ya que los estudiantes con repetición de grado anterior, de peor contexto socioeconómico y que viven fuera de la capital se caracterizan por tener normas de género más tradicionales.

Cuadro 2.4: Efectos heterogéneos de la proporción de pares mujeres sobre las normas de género

	<b>Repetición previa</b>		<b>40% menor NSE</b>		<b>Madre educ. terciaria</b>		<b>Capital del país</b>	
	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No
Prop. mujeres	1.211** (0.51)	0.388 (0.24)	0.995*** (0.38)	0.031 (0.27)	-0.046 (0.50)	0.422 (0.28)	-0.475 (0.38)	0.560** (0.27)
Obs.	1,021	4,316	1,772	3,565	1,258	3,451	1,371	3,966
$R^2$	0.206	0.101	0.162	0.110	0.178	0.127	0.121	0.123

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar el índice de normas de género en la proporción de pares mujeres, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo, separadamente por sub-grupos de población. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase y reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. NSE = nivel socioeconómico. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEEd.

### 2.5.3. Análisis de robustez

Finalmente, se presentan los resultados de estimaciones alternativas para dar robustez a los principales efectos de pares. Todas las estimaciones se reportan en el Anexo.

**Controles de profesores y clase.** Se re-estima el modelo incluyendo un conjunto diferente de variables de control que actúan como efectos fijos a nivel de clase. Cabe destacar que estos no se consideran en las especificaciones principales, ya que reducirían la muestra de estimación debido a datos faltantes. En primer lugar, incluyo las características del profesor de matemática —sexo, edad, título y antigüedad— como variables de control. Los resultados en la Tabla A2.4 proporcionan evidencia sobre la robustez de los resultados principales, indicando que no están explicados por variables omitidas o efectos del profesor. Sin embargo, el coeficiente del índice global de normas de género pierde significación estadística con esta

especificación alternativa. En segundo lugar, incluyo una variable binaria que toma valor 1 si el estudiante asiste a clases por la mañana y 0 por la tarde. Esto se motiva en evidencia anecdótica que sugiere que los estudiantes de secundaria tienen resultados educativos diferentes de acuerdo al turno al que asisten. Nuevamente, los resultados en la Tabla A2.5 muestran que el resultado principal se mantiene robusto ante diferentes especificaciones. No obstante, el efecto sobre las normas de género relacionadas con los salarios pierde significación estadística con esta especificación alternativa.

**Pérdida de casos.** En la muestra final de estimación, existen observaciones con valores faltantes en las variables dependientes y de control. Para probar si los resultados están sesgados debido a una distribución no aleatoria de los valores faltantes en la variable dependiente, regreso una variable binaria que indica valor faltante sobre el sexo del estudiante, la proporción de pares mujeres y efectos fijos a nivel de liceo. La Tabla A2.6 muestra que el coeficiente asociado a la proporción de pares no es significativo. Luego, para probar si los resultados están sesgados debido a valores faltantes en las variables de control, re-estimo la especificación principal reemplazando los valores faltantes por la mediana de cada variable e incluyendo una variable binaria que indica valor faltante en la variable de control. Los resultados se mantienen con este tratamiento alternativo de los valores faltantes (Tabla A2.7).

**Probabilidad de asignación aleatoria.** Testeo si los resultados se mantienen al estimar la especificación principal para una submuestra diferente de liceos según la probabilidad de asignación aleatoria de los estudiantes a las clases.<sup>22</sup> Basado en los resultados de la prueba de simulación (Tabla A2.1), re-estimo los efectos de pares sobre el índice de normas de género para aquellos liceos con mayor probabilidad de asignación aleatoria de los estudiantes a las clases. Solo considero liceos en los que al menos 9 de cada 10 características predeterminadas de los estudiantes están distribuidas aleatoriamente entre las clases. Los resultados se mantienen para los ítems separados sobre las percepciones de género, aunque el efecto sobre el índice global de normas no es estadísticamente significativo (Tabla A2.8).

**Submuestras de liceos.** Para probar si los resultados están determinados por algunos liceos en la muestra, re-estimo la especificación principal 9180 veces, eliminando aleatoriamente dos liceos a la vez ( $C_2^{136}$ ). Si la composición casi aleatoria de las clases se mantiene en

---

<sup>22</sup>Este ejercicio sigue lo propuesto por Vigdor and Nechyba (2008).

nuestra muestra principal de análisis, se espera que los resultados sean robustos utilizando diferentes submuestras. Los resultados para la variable de resultado principal —el índice de normas de género— muestran que la distribución de los coeficientes asociados a la proporción de compañeras mujeres está concentrada alrededor de la estimación principal (Figura A2.2).

## 2.6. Efecto de pares en comportamientos de género

Para explorar posibles consecuencias de los resultados principales, en esta sección presento evidencia sobre los efectos de pares en otras variables de interés, como ser el tiempo dedicado a las tareas domésticas y la formación de habilidades cognitivas.

En cuanto a los comportamientos hacia el trabajo doméstico, los estudiantes reportan la frecuencia con la que ayudan en las siguientes tareas en el hogar: (i) Cocinar para la familia; (ii) Lavar la ropa; (iii) Limpiar la casa; y (iv) Cuidar a hermanos u otros miembros de la familia. Las respuestas varían de 1 (nunca) a 4 (casi todos los días). Estimo los efectos de la exposición a pares mujeres sobre cada componente y también sobre un índice de trabajo doméstico construido como se explicó en la Sección 2.3. El desempeño académico de los estudiantes se mide mediante los puntajes de pruebas estandarizadas en matemática y lectura. La prueba formó parte de la encuesta y fue diseñada, distribuida, supervisada y calificada por el equipo del INEE. Por lo tanto, es poco probable que el puntaje esté influenciado por sesgos de los docentes. Estos resultados también se estandarizaron por separado según el sexo del estudiante.

Primero, aprovecho las preguntas sobre la frecuencia con la que un estudiante ayuda con el trabajo doméstico y estimo los efectos de pares por separado para estudiantes varones (panel A) y mujeres (panel B). La Tabla 2.5 muestra que para los estudiantes varones no existen efectos significativos. Por el contrario, las mujeres reducen significativamente la frecuencia con la que realizan tareas de cuidado en el hogar, así como el índice general de trabajo doméstico. Un aumento de 10 pp en la proporción de pares mujeres disminuye el tiempo dedicado al trabajo doméstico en un 4,99% de una desviación estándar para las estudiantes.

Finalmente, analizo los efectos de la exposición a pares mujeres sobre las habilidades cognitivas. La Tabla 2.6 presenta los resultados del análisis de los efectos de pares sobre el



Cuadro 2.5: Efecto de la proporción de pares mujeres en comportamientos de género, por sexo

	Cocinar	Lavar ropa	Limpiar	Cuidar	Índice
<b>Panel A: Estudiantes varones</b>					
Prop. mujeres	-0.182 (0.25)	0.204 (0.29)	-0.074 (0.25)	0.154 (0.25)	0.035 (0.27)
Obs.	2,538	2,538	2,538	2,538	2,538
R2	0.093	0.102	0.094	0.132	0.114
<b>Panel B: Estudiantes mujeres</b>					
Prop. mujeres	-0.436 (0.27)	-0.111 (0.25)	-0.301 (0.29)	-0.601* (0.31)	-0.499* (0.28)
Obs.	2,782	2,782	2,782	2,782	2,782
R2	0.095	0.133	0.146	0.143	0.161

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres en la clase, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo, separadamente por sexo del estudiante. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase y reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEED.

rendimiento en las pruebas estandarizadas de matemática y lectura. Encuentro efectos positivos y significativos en los puntajes de matemática para las estudiantes mujeres, sin efectos en los puntajes de lectura para ninguno de los sexos. Un aumento de 10 pp en la proporción de pares mujeres incrementa el puntaje en matemática en un 4,60% de una desviación estándar para las estudiantes mujeres. La evidencia previa sobre esto no es concluyente. Mientras que algunos estudios encuentran efectos positivos de la exposición a pares mujeres sobre el desempeño académico tanto de varones como de mujeres (Hoxby; 2000; Lavy and Schlosser; 2011), o incluso efectos más fuertes para los varones (Gong et al.; 2021), los resultados de este estudio están en línea con aquellos que no encuentran una relación fuerte entre las actitudes de género de los varones y otros resultados económicos (Vella; 1994). Además, los efectos positivos para las mujeres son evidentes solo en matemática, mejorando el desempeño académico en un campo donde las estudiantes tienen resultados relativamente peores.<sup>23</sup>

<sup>23</sup>Aunque las brechas de género en el puntaje de matemática no son grandes de acuerdo a las Aristas, las estudiantes mujeres son relativamente mejores en lectura y los varones en matemáticas.

Cuadro 2.6: Efecto de la proporción de pares mujeres en habilidades cognitivas, por sexo

	Varones		Mujeres	
	Matemática	Lectura	Matemática	Lectura
Prop. mujeres	0.194 (0.33)	-0.098 (0.29)	0.460* (0.27)	0.064 (0.40)
Obs.	2,416	2,381	2,640	2,571
R2	0.310	0.226	0.321	0.285

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres en la clase, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo, separadamente por sexo del estudiante. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase y reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

En resumen, esta sección proporcionó evidencia sobre cómo las normas de género se traducen en cambios de comportamiento. De acuerdo con investigaciones previas, las creencias afectan aún más las actitudes y comportamientos de género (Poteat and Spanierman; 2010). Aunque los resultados sugieren que no existe una relación fuerte entre las creencias de los estudiantes varones y sus comportamientos de género o la formación de habilidades, socializar en un grupo de pares más igualitario parece reducir los comportamientos estereotipados respecto a los roles de género y la formación de habilidades entre las estudiantes mujeres.

## 2.7. Reflexiones finales

Las normas de género afectan los desempeños educativos de niñas y niños. Sin embargo, cómo se forman estas normas y qué impulsa sus cambios siguen siendo preguntas abiertas. Este trabajo utiliza una encuesta representativa a nivel nacional de Uruguay para investigar cómo la composición por sexo de los pares en educación secundaria afecta las percepciones sobre normas de género. Los resultados muestran que una mayor exposición a compañeras de clase mujeres conduce a normas de género más igualitarias. El análisis separado de cada una de las afirmaciones revela importantes heterogeneidades. Mientras que la exposición a pares mujeres influye positivamente en las percepciones sobre el rol de las mujeres en el trabajo remunerado, el trabajo doméstico y de cuidado, y el desempeño en política, el efecto de pares es negativo, pero menos significativo, para la igualdad en los salarios y en la

práctica de deportes. Además, estos efectos son explicados principalmente por los estudiantes varones, que se caracterizan por tener normas de género más tradicionales en comparación con las mujeres. El análisis por subgrupos de población también revela importantes efectos heterogéneos. La evidencia sugiere que los efectos de pares son explicados fundamentalmente por estudiantes con experiencia de repetición previa, provenientes de hogares de contexto socioeconómico menos favorable, y que viven fuera de la capital del país.

Además, aprovechando preguntas sobre uso del tiempo también relevadas en la encuesta, se evidencia que las estudiantes mujeres reducen significativamente la frecuencia con la que realizan tareas domésticas cuando están expuestas a más compañeras de clase mujeres. Los efectos de pares también son evidentes para las estudiantes mujeres al aumentar los puntajes en la prueba estandarizada de matemática. Contrariamente, no se encontraron efectos significativos para los estudiantes varones en ninguno de estos resultados. De este modo, la exposición a compañeras mujeres no solo opera reduciendo las percepciones tradicionales de género, sino también afectando el comportamiento: reduciendo el trabajo doméstico asumido por las estudiantes mujeres y mejorando su rendimiento académico en un campo de estudio donde las mujeres tienen resultados relativamente peores en comparación con los varones.

Los resultados de este estudio deben ser analizados a la luz de algunas limitaciones existentes. Primero, debido a que se define al grupo de pares como compañeros de clase en lugar de amigos, la influencia de la composición de los pares sobre las normas de género podría estar subestimada. Aunque el conjunto de datos utilizado en este trabajo no permite identificar a los amigos o redes, futuras investigaciones podrían explorar las implicaciones de esta definición para los efectos de pares. En segundo lugar, aunque los resultados sugieren que una mayor proporción de pares mujeres afecta positivamente las normas de género, no se pueden extraer conclusiones para la distribución completa de la variable de interés. Esto es así en tanto solo se observan liceos con al menos un 15% y menos del 82% de compañeras mujeres. En tercer lugar, debido al sesgo de deseabilidad social, los estudiantes pueden tender a reportar actitudes de género más igualitarias. En la medida en que la deseabilidad social no esté correlacionada con la proporción de compañeras mujeres, no se espera que esto afecte los resultados principales.

Este trabajo contribuye con evidencia relevante sobre el rol de los pares en el proceso de

formación de normas de género. La adolescencia ofrece una ventana de oportunidad para la implementación de intervenciones de política orientadas a modificar las actitudes de género hacia una sociedad más igualitaria. Los resultados de este trabajo sugieren que la diversidad en la composición por sexo de los compañeros de clase conduce a actitudes de género más igualitarias. Además, incluso interacciones breves —de un año— en contextos de educación secundaria pueden tener efectos sustanciales sobre las percepciones y comportamientos estereotipados de género entre los estudiantes. Las implicaciones de política no son directas, pero se pueden delinear algunas ideas para el diseño de intervenciones educativas. En primer lugar, dentro de los centros educativos mixtos, las clases con muchos estudiantes varones podrían ser compensadas de forma de balancear su composición de género. En segundo lugar, los liceos y docentes podrían trabajar con los estudiantes abordando temas relacionados con la equidad de género, interviniendo en el proceso de socialización de género. Finalmente, aunque los adolescentes aún tienen actitudes maleables, éstas se vuelven más estables con el tiempo, por lo que los efectos de este tipo de intervenciones podrían tener un impacto duradero sobre las actitudes de género.

## Bibliografía

- Alan, S., Ertac, S. and Mumcu, I. (2018). Gender Stereotypes in the Classroom and Effects on Achievement, *The Review of Economics and Statistics* **100**(5): 876–90.
- Alesina, A., Giuliano, P. and Nunn, N. (2013). On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough, *Quarterly Journal of Economics* **128**(2): 469–530.
- Allen, K.-A., Gray, D. L., Baumeister, R. F. and Leary, M. R. (2022). The need to belong: a deep dive into the origins, implications, and future of a foundational construct, *Educational Psychology Review* (2): 1133–1156.
- Ammermueller, A. and Pischke, J. (2009). Peer Effects in European Primary Schools: Evidence from the Progress in International Reading Literacy Study, *Journal of Labor Economics* **27**(3): 315–48.
- Angrist, J. D. and Lang, K. (2004). Does School Integration Generate Peer Effects? Evidence from Boston’s Metco Program, *American Economic Review* **94**(5): 1613–34.
- Balsa, A., Gandelman, N. and Roldán, F. (2018). Peer and Parental Influence in Academic Performance and Alcohol Use, *Labour Economics* **55**(-): 41–55.
- Bau, N. (2021). Can Policy Change Culture? Government Pension Plans and Traditional Kinship Practices, *American Economic Review* **111**(6): 1880–917.
- Baumeister, R. F. and Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation, *Psychological Bulletin* **117**(3): 497 – 529.
- Bertrand, M. (2020). Gender in the Twenty-First Century, *AEA Papers and Proceedings* **110**(-): 1–24.
- Bisin, A. and Verdier, T. (2001). The Economics of Cultural Transmission and the Dynamics of Preferences, *Journal of Economic Theory* **97**(2): 298–319.

- Brenøe, A. A. and Zölitz, U. (2020). Exposure to More Female Peers Widens the Gender Gap in STEM Participation, *Journal of Labor Economics* **38**(4): 1009–54.
- de Melo, G. (2014). Peer Effects Identified Through Social Networks: Evidence from Uruguayan Schools, *N° 2014-05*, Banco de México, Mexico City.
- Dhar, D., Jain, T. and Jayachandran, S. (2022). Reshaping adolescents’ gender attitudes: Evidence from a school-based experiment in india, *American Economic Review* **112**(3): 899–927.
- Epple, D. and Romano, R. E. (2011). Chapter 20 - Peer Effects in Education: A Survey of the Theory and Evidence, in J. Benhabib, A. Bisin and M. O. Jackson (eds), *Handbook of Social Economics*, Vol. 1, North-Holland, Amsterdam, pp. 1053–163.
- Farré, L. and Vella, F. (2013). The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and its Implications for Female Labour Force Participation, *Economica* **80**(318): 219–47.
- Fernández, R. (2011). *Does Culture Matter?*, Vol. 1, pp. 481—510.
- Field, E., Pande, R., Rigol, N., Schaner, S. and Troyer Moore, C. (2021). On Her Own Account: How Strengthening Women’s Financial Control Impacts Labor Supply and Gender Norms, *American Economic Review* **111**(7): 2342–75.
- Fortin, N. M. (2005). Gender Role Attitudes and the Labour-Market Outcomes of Women Across OECD Countries, *Oxford Review of Economic Policy* **21**(3): 416–38.
- Fortin, N. M. (2015). Gender Role Attitudes and Women’s Labor Market Participation: Opting-Out, AIDS, and the Persistent Appeal of Housewifery, *Annals of Economics and Statistics* (117/118): 379–401.
- Galván, E., Parada, C., Querejeta, M. and Salvador, S. (2023). Gender gaps and family leaves in latin america, *Review of Economics of the Household* .  
**URL:** <https://doi.org/10.1007/s11150-023-09671-9>
- Garcia-Brazales, J. (2021). Changing Gender Attitudes: The Long-Run Effects of Early Exposure to Female Classmates.

- Gong, J., Lu, Y. and Song, H. (2021). Gender Peer Effects on Students Academic and Noncognitive Outcomes: Evidence and Mechanisms, *Journal of Human Resources* **56**(3): 686–710.
- Guryan, J., Kroft, K. and Notowidigdo, M. J. (2009). Peer Effects in the Workplace: Evidence from Random Groupings in Professional Golf Tournaments, *American Economic Journal: Applied Economics* **1**(4): 34–68.
- Halimi, M., D. S. N. and Consuegra, E. (2021). The power of peers? early adolescent gender typicality, peer relations, and gender role attitudes in belgium, *Gender Issues* **38**(2): 210–237.
- Hoxby, C. (2000). Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation, *Working Paper 7867*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Hsieh, C.-T., Hurst, E., Jones, C. I. and Klenow, P. J. (2019). The Allocation of Talent and U.S. Economic Growth, *Econometrica* **87**(5): 1439–74.
- INEEd (2019). *Informe sobre el estado de la educación en Uruguay 2017-2018*, INEEEd, Montevideo.
- Izaguirre, A. and Di Capua, L. (2020). Exploring Peer Effects in Education in Latin America and the Caribbean, *Research in Economics* **74**(1): 73–86.
- Kling, J. R., Liebman, J. B. and Katz, L. F. (2007). Experimental Analysis of Neighborhood Effects, *Econometrica* **75**(1): 83–119.
- Lavy, V. and Schlosser, A. (2011). Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School, *American Economic Journal: Applied Economics* **3**(2): 1–33.
- McEwan, P. J. (2003). Peer effects on student achievement: Evidence from chile, *Economics of Education Review* **22**(2): 131–141.
- Misch, A. and Dunham, Y. (2021). (peer) group influence on children’s prosocial and anti-social behavior, *Journal of Experimental Child Psychology* .
- Newman, P. R. and Newman, B. M. (1976). Early adolescence and its conflict: Group identity versus alienation, *Adolescence* **11**(42): 261 – 274.

- Nillesen, E., Grimm, M., Goedhuys, M., Reitmann, A.-K. and Meysonnat, A. (2021). On the malleability of gender attitudes: Evidence from implicit and explicit measures in tunisia, *World Development* **138**: 105263.
- Oosterbeek, H. and van Ewijk, R. (2014). Gender peer effects in university: Evidence from a randomized experiment, *Economics of Education Review* **38**: 51–63.  
**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0272775713001568>
- Paloyo, A. R. (2020). *Peer Effects in Education: Recent Empirical Evidence*, chapter 21, pp. 291–305.
- Patacchini, E., Rainone, E. and Zenou, Y. (2017). Heterogeneous Peer Effects in Education, *Journal of Economic Behavior & Organization* **134(-)**: 190–227.
- Pearse, R. and Connell, R. (2016). Gender Norms and the Economy: Insights from Social Research, *Feminist Economics* **22(1)**: 30–53.
- Poteat, V. P. and Spanierman, L. B. (2010). Do the ideological beliefs of peers predict the prejudiced attitudes of other individuals in the group?, *Group Processes and Intergroup Relations* (4): 495–514.
- Robnett, R. and Susskind, J. (2010). Who cares about being gentle? the impact of social identity and the gender of one’s friends on children’s display of same-gender favoritism, *Sex Roles* (63): 820–832.
- Rodríguez-Planas, N. and Nollenberger, N. (2018). Let the girls learn! it is not only about math ... it’s about gender social norms, *Economics of Education Review* **62**: 230–253.  
**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0272775717304041>
- Sacerdote, B. (2011). Chapter 4 - Peer Effects in Education: How Might They Work, How Big Are They and How Much Do We Know Thus Far?, in E. A. Hanushek, S. Machin and L. Woessmann (eds), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3, Elsevier, pp. 249–77.
- Sahoo, S. and Klasen, S. (2018). Gender Segregation in Education and its Implications for Labour Market Outcomes: Evidence from India, *IZA Discussion Papers 11660*, Institute of Labor Economics (IZA), Bonn, Germany.



- Seguino, S. (2007). PlusÇa Change? Evidence on Global Trends in Gender Norms and Stereotypes, *Feminist Economics* **13**(2): 1–28.
- Sánchez Guerrero, L. and Schober, P. (2021). Socialisation influences on gender ideologies of immigrant and native youth in germany, england, sweden and the netherlands, *Sex Roles* **85**(3-4): 113–127.
- Tajfel, H. and Turner, J. (1986). The social identity theory of intergroup behavior, in S. Worchel and W. Austin (eds), *Psychology of Intergroup Relation*, Hall Publishers, Chicago.
- Tarrant, M. (2002). Adolescent peer groups and social identity, *Social Development* (11): 110–123.
- Vella, F. (1994). Gender Roles and Human Capital Investment: The Relationship Between Traditional Attitudes and Female Labour Market Performance, *Economica* **61**(242): 191–211.
- Vigdor, J. and Nechyba, T. (2008). Causal Inference When Assignment May Have Been Random: Peer Effects in North Carolina Elementary Schools, *Unpublished*.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/conference/2009/meetingpapers.php>

## 2.8. Anexo

Cuadro A2.1: Validez de la estrategia de identificación: Simulación de estudiantes a las clases

	Proporción
Mujer	0.9044118
Edad superior a la mediana	0.9338235
Hijo/a única	0.9338235
Vive con ambos padres	0.9191176
Vive con abuelo/a	0.9191176
40% menor NSE	0.9411765
Repetición previa	0.8897059
Asistencia educ. temprana (<3)	0.875
Madre nivel educ. terciario	0.8897059
Padre nivel educ. terciario	0.9705882

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de simulaciones aleatorias de la asignación de estudiantes a clases. Para cada liceo, las clases se formaron aleatoriamente respetando el número de estudiantes en el liceo y el número con la respectiva característica (e.g., mujeres). Luego se computa el desvío estándar en la proporción de pares con la característica en cuestión entre clases de un mismo liceo. Este ejercicio se repite 1.000 veces para computar el intervalo de confianza empírico al 90%. La tabla reporta la proporción de liceos con desvío estándar observado comprendido en el intervalo de confianza para cada característica predeterminada. **Fuente:** Elaboración propia con base en la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.2: Validez de la estrategia de identificación: Test de balance

	Coef	SE
Mujer	0.006	0.020
Edad superior a la mediana	0.149**	0.073
Hijo/a única	0.078	0.079
Vive con ambos padres	-0.061	0.083
Vive con abuelo/a	0.137	0.085
40% menor NSE	-0.063	0.097
Repetición previa	0.292**	0.116
Asistencia educ. temprana (<3)	0.051	0.086
Madre nivel educ. terciario	0.034	0.078
Padre nivel educ. terciario	0.127*	0.072

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresiones separadas de cada característica predeterminada en la proporción de pares mujeres y efectos fijos a nivel de liceo. Para la variable Mujer, la regresión también controla por la proporción de pares mujeres en el liceo. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase y reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.3: Validez de la estrategia de identificación: variación en el porcentaje y número de pares mujeres

	Varones				Mujeres			
	Media	SD	Min.	Max.	Media	SD	Min.	Max.
Prop. mujeres	0.516	0.096	0.231	0.818	0.506	0.094	0.154	0.773
Prop. mujeres neto de EF	0.016	0.055	-0.181	0.266	-0.015	0.055	-0.214	0.206
Num. mujeres	11.993	3.253	3.000	23.000	11.792	3.351	2.000	22.000
Num. mujeres neto de EF	0.361	1.275	-5.062	6.145	-0.339	1.263	-5.970	5.145

**Notas:** La Tabla muestra estadísticas descriptivas de la proporción y número de pares mujeres, original y luego de controlar por efectos fijos de liceo ('neto de EF'). **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.4: Chequeo de robustez: Control de profesores

	Índice	Empleo	Salario	Política	T. Doméstico	Cuidados	Deporte
Prop. mujeres	0.339 (0.24)	0.597** (0.25)	-0.665** (0.32)	0.548*** (0.21)	0.786*** (0.22)	0.633** (0.25)	-0.504** (0.24)
Obs.	4,833	4,833	4,833	4,833	4,833	4,833	4,833
R2	0.114	0.087	0.067	0.073	0.090	0.078	0.063

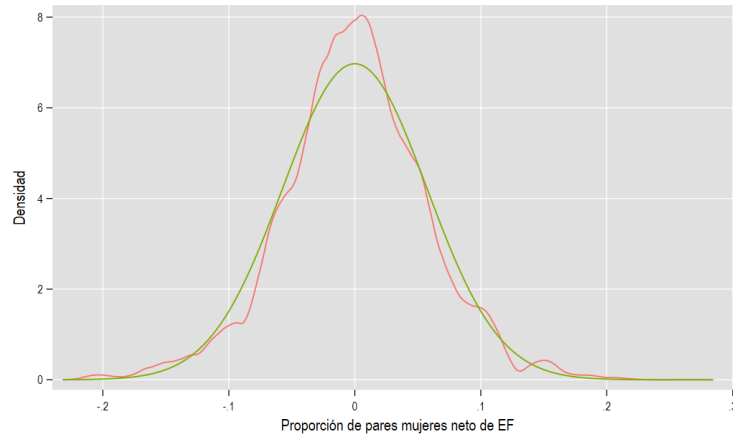
**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres en la clase, características individuales y de los pares, características de profesores de matemática, y efectos fijos a nivel de liceo. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.5: Chequeo de robustez: Control por turno

	Índice	Empleo	Salario	Política	T. Doméstico	Cuidados	Deporte
Prop. mujeres	0.444** (0.21)	0.540** (0.22)	-0.468 (0.31)	0.595*** (0.18)	0.756*** (0.20)	0.534** (0.24)	-0.130 (0.24)
Obs.	5,337	5,337	5,337	5,337	5,337	5,337	5,337
R2	0.111	0.083	0.062	0.070	0.087	0.074	0.061

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres en la clase, características individuales y de los pares, una variable indicativa de asistencia al turno de la mañana, y efectos fijos a nivel de liceo. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Figura A2.1: Validez de la estrategia de identificación: Distribución del porcentaje de pares mujeres



**Notas:** La Figura muestra la distribución de los errores de una regresión de la proporción de pares mujeres sobre variables de control individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo. La distribución Normal se grafica para la comparación.  $R^2=0.6381$ . **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.6: Chequeo de robustez: Pérdida de casos

	Índice global
Prop. mujeres	0.067 (0.07)
Obs.	5,909
R2	0.061

**Notas:** La Tabla muestra el resultado de regresar una variable binaria indicando dato faltante en la variable de resultado, en el sexo del estudiante, la proporción de pares mujeres en la clase, y efectos fijos a nivel de liceo. Ya que los estudiantes omiten el módulo completo sobre normas de género, los resultados solo se reportan para el índice global, pero el resultado es el mismo al analizar por separado los seis ítems sobre normas de género. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.7: Chequeo de robustez: Variables sin dato

	Índice	Empleo	Salario	Política	T. Doméstico	Cuidados	Deporte
Prop. mujeres	0.379* (0.228)	0.468** (0.220)	-0.496* (0.298)	0.541** (0.185)	0.724*** (0.209)	0.477** (0.241)	-0.138 (0.238)
Obs.	5,342	5,342	5,342	5,342	5,342	5,342	5,342
R2	0.113	0.087	0.063	0.071	0.088	0.074	0.061

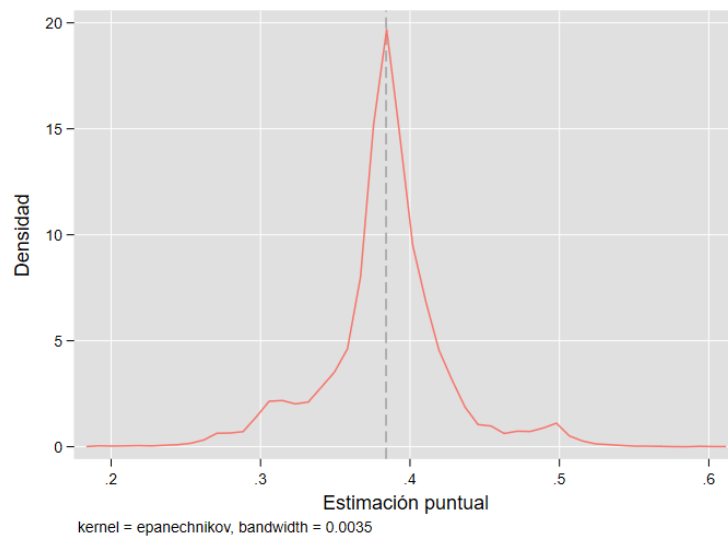
**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres, características individuales y de los pares (imputadas en caso de faltantes), efectos fijos a nivel de liceo, y variables binarias indicando dato faltante en la variable de control. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Cuadro A2.8: Chequeo de robustez: Test de aleatoriedad

	Índice	Empleo	Salario	Política	T. Doméstico	Cuidados	Deporte
Prop. mujeres	0.359 (0.28)	0.550* (0.31)	-0.657* (0.36)	0.545** (0.23)	0.669*** (0.25)	0.708** (0.28)	-0.338 (0.26)
Obs.	4,223	4,223	4,223	4,223	4,223	4,223	4,223
R2	0.119	0.083	0.069	0.070	0.093	0.080	0.065

**Notas:** La Tabla muestra los resultados de regresar cada variable en la proporción de pares mujeres, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo, para la submuestra de liceos con mayor probabilidad de asignación aleatoria de estudiantes clases. Errores estándar robustos agrupados a nivel de clase reportados entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* 5%, y \* 10%. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

Figura A2.2: Chequeo de robustez: Distribución de las estimaciones eliminando liceos uno a uno



**Notas:** La Figura muestra la distribución del coeficiente asociado al efecto de pares resultante de 9.180 regresiones que cada vez eliminan aleatoriamente escuelas de la muestra principal. Se regresa el índice sobre normas de género en la proporción de pares mujeres, características individuales y de los pares, y efectos fijos a nivel de liceo. **Fuente:** Elaboración propia con base en microdatos de la encuesta Aristas, INEEd.

# Capítulo 3

## La trampa de la maternidad: El efecto del primer hijo en las trayectorias laborales de las parejas<sup>1</sup>

**Resumen:** La existencia de penalizaciones por hijo en las trayectorias laborales de las madres y la ausencia de efectos para los padres son hechos estilizados. Sin embargo, la dinámica laboral luego del nacimiento de un hijo depende de decisiones de pareja. Este trabajo combina registros administrativos de nacimientos con historias laborales y aplica el método de estudio de eventos para investigar el efecto del primer hijo o hija en las trayectorias laborales de las parejas en Uruguay. Los resultados indican una disminución significativa en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso de un 10%, explicada por la transición hacia un modelo de hombre proveedor. Consistentemente, no se observan efectos sobre el ingreso total de la pareja, pero sí una disminución en la participación de la madre en dicho ingreso, que no se recupera y se mantiene 6.4% por debajo del previo al nacimiento cinco años después. Para analizar los resultados a la luz de la teoría de la especialización basada en ventajas comparativas se utilizan dos medidas de productividad relativa dentro de la pareja. La caída en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso es más pronunciada cuando el padre tiene mayor nivel educativo que la madre o ganaba más que ella antes del nacimiento. Esto se explica totalmente por un aumento en la probabilidad de transitar hacia el modelo de hombre proveedor. No obstante, los resultados también muestran una disminución en la probabilidad de que la mujer sea la única proveedora incluso en parejas donde la madre tiene mayor nivel educativo o ganaba más que el padre. Esto evidencia una trampa de maternidad: las penalizaciones son significativas para las mujeres independientemente de su productividad relativa en el mercado laboral y persisten al menos hasta cinco años después del nacimiento del primer hijo. Esta evidencia cuestiona la teoría de la especialización y muestra importantes ganancias de eficiencia si las parejas se comportaran según sus ventajas comparativas.

**JEL:** J13, J16, J21.

**Palabras clave:** Trayectoria laboral, maternidad, especialización productiva, eficiencia.

---

<sup>1</sup>Este capítulo fue presentado en seminarios académicos en FCEA y FCS (Udelar), V Conferencia de Economía Feminista en Uruguay, XIV workshop of the Network of Inequality and Poverty (NIP), 28th Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA), y la 31st Annual Meeting of the International Association for Feminist Economics (IAFFE). Se benefició también de participar del LACEA Mentoring Workshop para estudiantes de Doctorado con la mentoría de Jeanne Lafortune.

### 3.1. Introducción

La significativa reducción de las brechas laborales de género es una de las tendencias más importantes de la historia reciente (Goldin; 2006). En particular, América Latina fue la región que experimentó la mayor reducción de las brechas de género en el empleo en las últimas tres décadas (ILO; 2019). Sin embargo, persisten diferencias estructurales de género y desde los 2000' se ha producido una desaceleración en el cierre de estas brechas (Gasparini and Marchionni; 2015; Marchionni et al.; 2018). Al mismo tiempo, la organización y los arreglos familiares han cambiado drásticamente en las últimas décadas, con el debilitamiento del modelo de hombre proveedor dando paso a un nuevo modelo en el que ambos miembros de la pareja trabajan de manera remunerada (Garcia Roman and Cortina; 2016).

Los estudios pioneros en la literatura económica centraron sus explicaciones sobre la existencia de desigualdades laborales de género en teorías de capital humano o discriminación. Desde el trabajo seminal de Mincer and Polachek (1974), varios estudios han analizado las brechas salariales tomando las características de los varones -típicamente educación y experiencia- como contrafactual, en un intento por responder qué sucedería si las mujeres tuvieran una formación de capital humano similar. Décadas después, a la luz de la reducción de las brechas de experiencia y la reversión de las brechas educativas (Goldin; 2006; Blau and Kahn; 2017), estos factores han perdido poder explicativo. La literatura emergente se ha centrado en la maternidad y las responsabilidades familiares como uno de los factores cuantificables más relevantes para explicar las persistentes brechas laborales de género.

La literatura internacional encuentra efectos negativos de la maternidad en las trayectorias laborales de las madres, pero ausencia de efectos sustantivos para los padres. Estos hallazgos ya son un hecho estilizado debido a la extensa evidencia empírica tanto en países en desarrollo (Berniell et al.; 2021, 2023; Querejeta and Bucheli; 2023), como en países con mayor nivel de desarrollo (Angrist and Evans; 1998; Waldfogel; 1998; Bertrand et al.; 2010; Kleven, Landais and Søgaaard; 2019; Kunze; 2020; Berniell et al.; 2024). La mayor parte de esta literatura se ha centrado en comparar los cambios en las trayectorias laborales de padres y madres por separado. Sin embargo, para entender las causas explicativas de las decisiones laborales en torno al nacimiento de un hijo y lo que impulsa las transiciones desde y hacia el modelo de



doble ingreso, las parejas juegan un rol fundamental. En este contexto, cuál es el efecto del primer hijo en las decisiones laborales de la pareja sigue siendo una pregunta abierta.

El objetivo de este trabajo es proporcionar evidencia empírica que contribuya a comprender la trayectoria laboral de la pareja como respuesta al nacimiento del primer hijo o hija para el caso uruguayo.<sup>2</sup> Para ello, se combinan dos fuentes de registros administrativos y se obtiene una base de datos longitudinal con registros mensuales de empleo formal de las parejas desde dos años antes hasta cinco años después del nacimiento del primer hijo. Aplicando el enfoque cuasi-experimental del estudio de eventos, proporciono evidencia causal de una reducción del 10%, significativa y persistente, en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso, explicada por una transición al modelo de hombre proveedor. La probabilidad de ser una pareja en donde el padre provee la totalidad de ingresos permanece un 21% por encima del nivel previo al nacimiento incluso cinco años después del evento. De manera consistente, casi no se registran efectos sobre el ingreso total laboral de la pareja pero sí un cambio en su composición de género. El porcentaje del ingreso de la pareja aportado por la madre permanece un 6.4% por debajo del nivel previo al nacimiento, incluso cinco años después del evento.

Para analizar los efectos del primer hijo a la luz de la teoría de las ventajas comparativas, exploro los comportamientos considerando dos medidas de heterogeneidad dentro de la pareja: el nivel educativo relativo y la contribución de la madre al ingreso de la pareja previo al evento.<sup>3</sup> Los principales resultados de este análisis se pueden resumir en cuatro. Primero, este trabajo proporciona evidencia robusta de la trampa de maternidad: los efectos negativos de la maternidad sobre la probabilidad de estar en una pareja con doble ingreso y la transición al modelo de hombre proveedor son evidentes para todo tipo de parejas con independencia de la productividad relativa y persisten después de cinco años del nacimiento. Segundo, existen fuertes heterogeneidades. La disminución en el modelo de doble ingreso es mayor entre las parejas en las que el padre tiene mayor nivel educativo o ganaba más que

---

<sup>2</sup>Es importante aclarar que a lo largo de este capítulo se hablará de primer hijo o nacimiento de un hijo, haciendo referencia a la primera vez que una pareja experimenta la parentalidad con independencia del sexo de la descendencia. Se utiliza el genérico masculino a modo de simplificar la redacción.

<sup>3</sup>Supongo que no hay diferencias en la productividad del cuidado infantil, por lo que me refiero a ventaja comparativa medida a través de las diferencias en la productividad en el mercado laboral. Por mayor discusión sobre esto ver la Sección 3.3.

la madre antes del nacimiento. Sin embargo, hay evidencia de una disminución en el modelo de mujer proveedora incluso en los casos en que la madre tenía mayor productividad relativa en el mercado laboral. Es decir, observamos que las madres salen del mercado laboral independientemente de sus ventajas comparativas. Tercero, la comparación de ambas medidas de productividad relativa muestra una correspondencia alta, pero no perfecta. La mayor disminución en la probabilidad de ser una pareja de doble ingreso se evidencia en los casos en los que el padre tiene mayor nivel educativo que la madre, incluso cuando las madres ganaban más. Es decir, educación e ingresos relativos de la pareja aportan información complementaria. Cuarto, proporciono evidencia de importantes ganancias de eficiencia si las parejas se comportaran según sus ventajas comparativas. El ingreso de la pareja habría sido un 54% mayor si se hubiera transitado hacia un modelo de mujer proveedora, en lugar de hombre proveedor, en parejas donde la madre ganaba más. Curiosamente, la ineficiente transición al modelo de hombre proveedor en parejas donde la madre ganaba más es un buen predictor de mayor fecundidad futura. Esto da pistas sobre el proceso de toma de decisiones de la pareja respecto al balance trabajo-familia y sobre las razones detrás de los persistentes efectos de maternidad en el largo plazo. La evidencia proporcionada en este trabajo da poco sustento a la teoría de la especialización basada en ventajas comparativas. Incluso en parejas en las que se espera una división más equitativa de las tareas, la especialización no ocurre acorde a las ventajas comparativas y los efectos negativos de la maternidad sobre el empleo formal se observan para todas las mujeres con independencia de su productividad relativa.

Este trabajo contribuye a la literatura sobre desigualdades de género en el mercado laboral. En primer lugar, avanza sobre la amplia evidencia del impacto de la maternidad y la paternidad en los resultados laborales de madres y padres. Estudios recientes estiman el impacto del primer hijo en el empleo de madres y padres, encontrando diferencias relevantes entre países. Las penalizaciones por maternidad en el empleo varían entre 7% y 13% en países escandinavos, y entre 43% y 44% en Reino Unido y Estados Unidos (Kleven, Landais, Posch, Steinhauer and Zweimuller; 2019), mientras que las penalizaciones por paternidad son insignificantes. Para Dinamarca, Kleven, Landais and Søggaard (2019) también realizan un análisis de descomposición y encuentran que el componente de la brecha salarial de género atribuible al primer hijo ha aumentado considerablemente, pasando de explicar el 40% en 1980 al 80%

en 2013. Mientras tanto, Berniell et al. (2021) es uno de los primeros estudios que analiza este fenómeno para un país en desarrollo.<sup>4</sup> Las autoras estudian el caso chileno, encontrando una penalización significativa por maternidad en el empleo (17%) así como un aumento en la informalidad laboral (25%) que no se recupera a largo plazo. Nuevamente, no hay efectos evidentes por paternidad. Para Uruguay, Querejeta and Bucheli (2023) encuentran que diez años después del nacimiento del primer hijo, solo el 44% de las madres sigue empleada y las mujeres de menores salarios son quienes enfrentan las mayores penalizaciones. Sin embargo, cuál es el efecto del primer hijo en las decisiones laborales de la pareja sigue siendo una pregunta abierta. Este artículo contribuirá a esta literatura basándose en el estudio de caso de un país en desarrollo.<sup>5</sup>

En segundo lugar, este trabajo proporciona evidencia empírica novedosa al tomar a la pareja como unidad de análisis. Esto presenta varias ventajas al permitir controlar por características de las parejas que afectan simultáneamente las decisiones laborales y de fecundidad. Asimismo, la pareja es una unidad de análisis clave para comprender los cambios en las trayectorias laborales después de la maternidad (Angelov et al.; 2016). Sin embargo, la literatura sobre la dinámica de pareja en torno a la maternidad ha sido escasamente abordada con algunas contribuciones desde la literatura económica (Lundberg and Rose; 2000; Angelov et al.; 2016; Andresen and Nix; 2022; de la Vega; 2022) y también desde la sociología (Dotti Sani; 2015; Bergsvik et al.; 2019; Musick et al.; 2020; Nylin et al.; 2021; Dunatchik; 2022). Angelov et al. (2016) comparan las trayectorias laborales de parejas suecas y encuentran que la brecha de género en los ingresos aumenta en 32 puntos porcentuales (pp) 15 años después del nacimiento del hijo. Los efectos son menores entre parejas en las que la madre tiene mayor nivel educativo que el padre. Musick et al. (2020) encuentran una disminución pronunciada en la contribución de las madres al ingreso de la pareja después del primer hijo, que varía entre 28 pp en Alemania y 8-12 pp en Estados Unidos y Reino Unido. Este trabajo, basado en el caso uruguayo, sería el primero para un país en desarrollo. Se espera que los resultados difieran de los de países de altos ingresos por varias razones. A modo no exhaustivo, se debe considerar el

---

<sup>4</sup>Otros estudios para países latinoamericanos incluyen Campos-Vazquez et al. (2022), Aguilar-Gomez et al. (2023), Berniell et al. (2023) y Marchionni and Pedrazzi (2023).

<sup>5</sup>Otros trabajos influyentes incluyen Angrist and Evans (1998); Budig and England (2001); Bertrand et al. (2010); Killewald (2013); Kunze (2020); Berniell et al. (2024)

papel de políticas de familia más modestas, instituciones laborales más débiles, mayor informalidad laboral y normas de género más tradicionales. Se espera que estos factores generen mayores penalizaciones por maternidad en los países en desarrollo en comparación con países con mayor nivel de desarrollo. La fuente de datos es novedosa en el contexto de un país en desarrollo, ya que la evidencia generalmente se basa en datos de encuestas.

Este trabajo avanzará además en la literatura analizando la importancia de la especialización basada en las ventajas comparativas detrás de las brechas laborales de género. La mayor parte de la literatura se centra en la brecha de ingresos dentro de la pareja como medida de ventaja relativa (Chung et al.; 2017; Angelov et al.; 2016). En un trabajo relacionado, Artmann et al. (2022) explora la penalización por maternidad en los Países Bajos utilizando tres medidas de ingreso potencial. Los autores encuentran que cuanto mayor es el potencial de ingresos relativo de la madre dentro del hogar, menor es la penalización por maternidad. En este trabajo, exploramos aún más las respuestas heterogéneas a la maternidad combinando dos medidas de productividad relativa en el mercado laboral y concluimos que tanto la educación relativa como la participación en los ingresos proporcionan información útil para comprender la dinámica de la pareja en relación a los efectos de la maternidad. El análisis de los efectos heterogéneos según la productividad relativa dentro de la pareja es un aspecto novedoso que aporta a la literatura sobre las penalizaciones por maternidad en el mundo en desarrollo. Mis resultados van en línea con la evidencia previa que sugiere que los roles de género que mujeres y varones asumen después de convertirse en madres y padres parecen no estar relacionados con su potencial relativo de ingresos (Andrew et al.; 2021). Este trabajo también proporciona evidencia novedosa relacionando la literatura sobre asignación de tareas en el hogar y la literatura sobre decisiones de fecundidad. Mis resultados muestran que la ineficiencia en la asignación de tareas que surge luego del nacimiento del primer hijo explica significativa y positivamente la decisión de tener más hijos en el futuro, brindando por primera vez evidencia de un posible canal detrás de los persistentes efectos negativos de la maternidad.

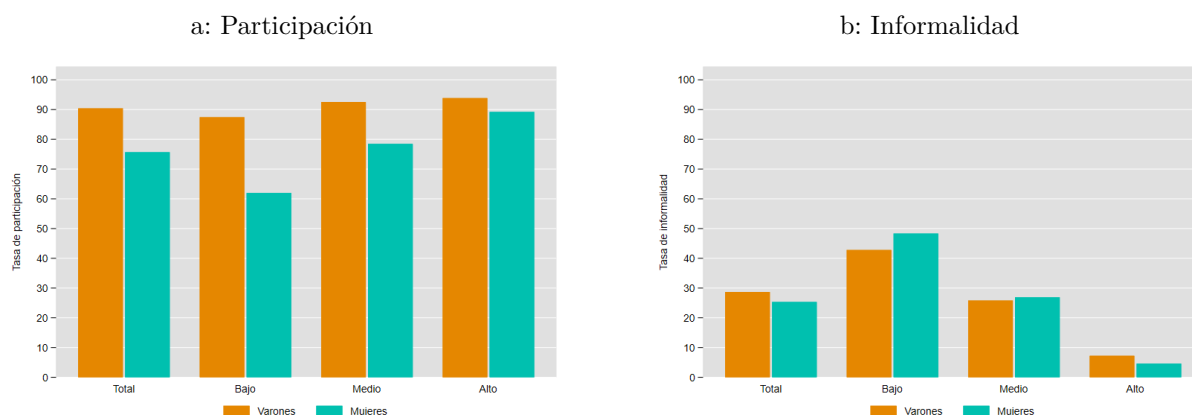
El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La próxima sección describe algunas características del caso de estudio, y la Sección 3.3 presenta el marco teórico. Luego, la Sección 3.4 describe la fuente de información, la muestra final de estimación, las medidas

de productividad relativa dentro de la pareja, y la estrategia empírica para la identificación causal. La Sección 3.5 presenta los principales resultados del impacto del primer hijo en las decisiones laborales de la pareja, considerando las dos medidas de productividad relativa. Finalmente, la Sección 3.6 concluye.

## 3.2. Trayectorias laborales de las parejas en Uruguay

Uruguay es uno de los países de la región latinoamericana con mayor participación laboral femenina. Sin embargo, solo el 55% de las mujeres uruguayas de 14 años o más participa en el mercado laboral, y las mujeres empleadas reciben salarios 25% menores a los de los varones (CEPAL; 2020). Las brechas laborales de género han venido en descenso desde la década de 1980, principalmente impulsadas por el aumento de la participación laboral femenina. Sin embargo, como se muestra en el Panel (a) de la Figura 3.1, la brecha de género en la participación sigue siendo alta, favoreciendo a los varones en 15 pp cuando se consideran individuos de entre 25 y 54 años (GenLAC-CEDLAS). Además, la brecha se amplía entre las personas con menor nivel educativo. La Figura 3.1 también muestra la tasa de informalidad por nivel educativo (Panel b). Mientras que, en promedio, la informalidad laboral es ligeramente más alta entre los varones en comparación a las mujeres para las edades consideradas (29% frente a 25%), esto varía según el nivel educativo. Nuevamente, la brecha de género se amplía entre las personas con menor nivel educativo, favoreciendo a los varones en 6 pp.

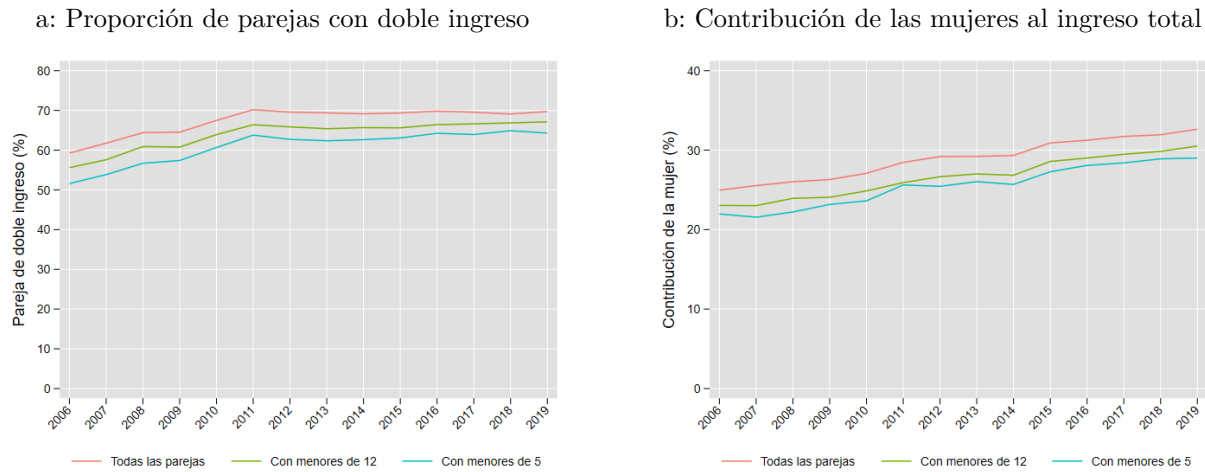
Figura 3.1: Tasas de participación e informalidad laboral, por sexo y nivel educativo



**Notas:** Las Figuras presentan la proporción de varones y mujeres, de entre 25 y 54 años que son económicamente activos (a), y la proporción de trabajadores de entre 25 y 54 años de edad, asalariados sin acceso a la seguridad social o trabajadores por cuenta propia de baja calificación, o trabajadores sin ingreso (b) según máximo nivel educativo alcanzado. ‘Bajo’ comprende individuos que no culminaron nivel secundario, ‘Medio’ individuos que completaron nivel secundario o no culminaron nivel terciario, y ‘Alto’ individuos que completaron nivel terciario. Elaboración propia con base en datos de GenLAC-CEDLAS (2021) de 2019.

A su vez, la maternidad es un determinante significativo de las brechas laborales de género. Existe evidencia de significativas penalizaciones en el empleo y salarios formales tras el nacimiento del primer hijo, que persisten durante varios años (Querejeta and Bucheli; 2023). En las últimas dos décadas, la proporción de parejas con doble ingreso ha aumentado ligeramente, alcanzando el 70% del total de parejas en Uruguay. Sin embargo, esta proporción es sistemáticamente más baja entre las parejas con hijos (Panel a de la Figura 3.2). Esto se explica por el aumento en las tasas de empleo femenino en las últimas décadas, al tiempo que las tasas de empleo de varones se mantuvieron relativamente constantes. Consistentemente, la contribución de las mujeres al ingreso laboral total de la pareja también ha aumentado (Panel b). Sin embargo, el ingreso de las mujeres representa solo el 33%, y su contribución es menor en los hogares con hijos menores de 12 años y aún más baja en presencia de niños menores de 5.

Figura 3.2: Características laborales de la pareja, según presencia de menores en el hogar



**Notas:** Las Figuras presentan la proporción de parejas de doble ingreso (a), y la contribución de las mujeres al ingreso total laboral de la pareja (b) según la presencia de niños y niñas menores de 12 y 5 años de edad en el hogar. La muestra incluye jefes de hogar y cónyuges, entre 20 y 49 años de edad, viviendo en hogares nucleares. Elaboración propia con base en microdatos de la ECH-INE.

Uruguay también emerge en la región como uno de los países con políticas de familia más extendidas. En particular, las licencias para el cuidado en Uruguay son generosas en comparación con otros países de la región, pero modestas en comparación con países de altos ingresos (Galván et al.; 2021). Las madres tienen derecho a una licencia por maternidad de 14 semanas, conforme a la recomendación No. 183 de la OIT, y los padres tienen derecho a una licencia por paternidad de hasta 17 días. A diferencia de lo que ocurre en los países de altos ingresos, la tasa de pago es del 100% y la mayor parte está cubierta por el Instituto de Seguridad Social. Desde 2013, también existe una licencia parental que cubre desde el final de la licencia por maternidad hasta los seis meses del bebé, permitiendo a los padres trabajar a tiempo parcial mientras reciben el salario completo. El diseño permite que padre y madre alternen el uso del beneficio con el objetivo de aumentar la participación de los padres en el cuidado infantil y cerrar las brechas laborales de género. Sin embargo, solo el 2% de los beneficiarios de la licencia parental son varones. Además, estas licencias solo cubren a trabajadores formales que contribuyen al Instituto de Seguridad Social, dejando a los trabajadores informales sin cobertura.

Finalmente, Uruguay es uno de los países de la región con normas de género más igualitarias (Galván et al.; 2023). Sin embargo, las normas sociales relacionadas con los roles

tradicionales de género siguen estando muy extendidas. El 40% de las madres y padres de entre 25 y 64 años están de acuerdo o muy de acuerdo con la afirmación de que ‘Un niño en edad preescolar sufre cuando la madre trabaja’, el 20% con la afirmación de que ‘Si una mujer gana más dinero que su esposo, es casi seguro que eso causará problemas’, y el 13% con la afirmación de que ‘Cuando los trabajos son escasos, los hombres deberían tener más derecho a un trabajo que las mujeres’.

### 3.3. Marco teórico

La llegada del primer hijo genera un cambio repentino en las restricciones de tiempo de madres y padres. Los nuevos requerimientos de tiempo debido a las actividades de cuidado y otras tareas domésticas alteran el equilibrio trabajo-familia y pueden generar incentivos para cambiar las decisiones laborales de la pareja respecto a lo que antes era óptimo. El comportamiento de las parejas tras la llegada del primer hijo dependerá de los supuestos sobre el modelo de hogar y la productividad relativa.

La dinámica laboral en torno al nacimiento del hijo ha sido ampliamente estudiada y la evidencia es concluyente sobre los efectos negativos para las madres y la ausencia de efectos para los padres, tanto en países desarrollados como en desarrollo. Desde el trabajo seminal de Becker (1981), la literatura ha argumentado que la especialización de la pareja basada en ventajas comparativas es un canal importante detrás de la división sexual del trabajo y las penalizaciones por maternidad. La teoría de la especialización sostiene que una asignación eficiente de los recursos del hogar requiere que el miembro de la pareja con mayor productividad en el mercado con relación a la productividad doméstica permanezca en el mercado laboral, mientras que el otro sea el que asuma las tareas de cuidado y domésticas. Esta idea de ventajas comparativas es central en la literatura de economía de la familia. Dado que no existen diferencias en la productividad doméstica y que los varones perciben en promedio salarios más altos, la división sexual del trabajo seguirá un proceso de especialización tal que la producción doméstica será asignada a la madre y el trabajo remunerado al padre. Bajo este modelo, la penalización por maternidad se explica principalmente por los salarios más altos de los varones. Esto también es compatible con las teorías de negociación intra-hogar, que



sugieren que el miembro de la pareja con mayor control sobre los recursos totales estará en una mejor posición para imponer sus preferencias sobre la división del trabajo (Lundberg and Pollak; 1996). Nuevamente, debido al mayor control de los varones sobre los recursos de la pareja, las nuevas responsabilidades de cuidado y domésticas serán asignadas principalmente a la madre.

En este trabajo supongo que no existen diferencias en la productividad del cuidado infantil y, por lo tanto, refiero a la noción de ventajas comparativas basadas únicamente en las diferencias en la productividad del mercado laboral. Este supuesto se basa en investigaciones previas sobre el tema. Kleven et al. (2021) encuentran que las madres biológicas y adoptivas enfrentan efectos laborales similares, lo que sugiere que las explicaciones asociadas con factores biológicos y la lactancia no son elementos clave detrás de la penalización por maternidad. Andresen and Nix (2022) también concluyen que los factores biológicos no pueden explicar totalmente la persistencia de las penalizaciones a largo plazo. Al comparar parejas heterosexuales y del mismo sexo, los autores concluyen que la mayor parte de la diferencia en las penalizaciones por hijos se explica por preferencias y normas de género.<sup>6</sup> Además, incluso si existiera alguna ventaja biológica, se espera que desaparezca finalizado el período recomendado de lactancia exclusiva. Se podría argumentar que las diferencias en la productividad doméstica no son innatas sino inculcadas mediante la crianza, pero incluso así éstas tendrían que ser extremadamente grandes como para explicar los efectos de la maternidad reportados en la literatura (Berniell et al.; 2024; Cortes and Pan; 2020).

Las críticas a la teoría de la especialización traen a la discusión el papel de las normas culturales construidas socialmente que moldean el comportamiento de madres y padres. Akerlof and Kranton (2000) incorporan la noción de identidad en la función de utilidad, alterando así el comportamiento económico. Dado que la formación de la identidad se ve afectada por la prevalencia de las normas sociales, bajo este modelo teórico, tanto las madres como los padres enfrentarían un costo por desviarse de la norma de género que identifica a las mujeres como las principales cuidadoras y a los padres como los principales proveedores de recursos

---

<sup>6</sup>Giddings (2003) revisa los trabajos empíricos que muestran que las parejas lesbianas distribuyen las tareas domésticas de manera más equitativa que las heterosexuales. La ausencia de relaciones de género tradicionales y normas sociales, así como el rechazo de la diferenciación de género, parecen ser factores clave para explicar por qué las parejas del mismo sexo adoptan roles más igualitarios en cuanto a la división del trabajo.

económicos al hogar (Bertrand; 2020). Esto desafía la racionalidad económica y el supuesto de eficiencia derivado de la teoría de especialización basada en ventajas comparativas. La existencia de normas sociales que imponen patrones de comportamiento podría generar una asignación ineficiente de recursos, en este caso, del tiempo de la pareja (Browning et al.; 2014; Couprie et al.; 2020). Se espera que las normas sociales tradicionales sobre lo que representa ser madre y padre aumenten el tiempo dedicado a la producción doméstica (mercado) por parte de las mujeres (varones) después del nacimiento del nacimiento de los hijos.

## 3.4. Estrategia empírica

### 3.4.1. Datos y estadísticas descriptivas

Este trabajo utiliza dos fuentes de datos administrativos para Uruguay. Por un lado, los registros de nacimientos del Ministerio de Salud Pública. Esto comprende los certificados de todos los nacimientos ocurridos en el país, e incluye la identificación de la madre y el padre, la fecha y el lugar de nacimiento, y las características de los padres al momento del parto (edad, nivel educativo, estado de convivencia). Por otro lado, los registros laborales mensuales de trabajadores registrados en el Instituto de Seguridad Social de Uruguay, que incluyen empleo formal y salarios. La combinación de ambas fuentes genera una base de datos longitudinal con registros mensuales de empleo formal entre enero de 2012 y octubre de 2021, para todas las parejas madre-padre que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018.<sup>7</sup>

La muestra final para la estimación está compuesta por 43,807 parejas heterosexuales, que tuvieron su primer hijo o hija biológica entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían al momento del parto<sup>8</sup>, y que tenían entre 16 y 49 años de edad.

---

<sup>7</sup>Dado que los registros laborales están disponibles desde enero de 2012, solo se considerarán los nacimientos después de enero de 2014 para contar con información sobre empleo formal durante los dos años previos al evento.

<sup>8</sup>Notar que solo observo si los padres convivían al momento del parto, pero no se tiene información sobre si la pareja se separó o divorció durante el período de estudio. No obstante, brindo dos argumentos sobre por qué esto no es un problema teniendo en cuenta el objetivo de este trabajo. Primero, el 77.1% de los niños menores de 4 años vive con ambos padres (Cabella et al.; 2015), y esto es probable sea aún mayor entre aquellos que vivían con ambos padres al momento del nacimiento. Segundo, este trabajo utiliza al par padre-madre para computar las medidas de productividad relativa antes del nacimiento, lo cual sigue siendo útil incluso en el

La variable de tratamiento es el nacimiento del primer hijo o hija. Para ello, considero la primera aparición de ambos padre y madre en los registros de nacimiento. Los datos están disponibles desde el año 2002 para las madres y desde 2009 para los padres. Como se mencionó, la muestra de estimación está compuesta por todas las parejas que tuvieron su primer hijo biológico desde enero de 2014 en adelante. Así, la correcta identificación del tratamiento depende de la no existencia de nacimientos previos a 2002 para las mujeres (12 años antes) y previo a 2009 para los varones (5 años antes).

Las principales variables de resultado son la tipología de la pareja, el ingreso laboral total de la pareja, y la contribución de la madre al ingreso total. La tipología de la pareja está compuesta por una serie de tres variables binarias que indican si la pareja es de doble ingreso (ambos madre y padre tienen empleo formal), es del tipo hombre proveedor o mujer proveedora, según la situación laboral formal de la pareja. El empleo de madre y padre es una variable binaria que toma valor 1 cuando el individuo está empleado y 0 en caso contrario. Se considera que el individuo tiene un empleo si tiene ingresos positivos ese mes. El ingreso laboral de la pareja corresponde a la suma de los ingresos mensuales de todas las ocupaciones de la madre y el padre, asignando un valor igual a cero si no están registrados como trabajadores.<sup>9</sup> La contribución de la madre al ingreso de la pareja se computa como el porcentaje del ingreso laboral total de la pareja que es aportado por la madre en cada mes. Dado que la base de datos está compuesta por trabajadores registrados, todas las variables de resultado se refieren únicamente al empleo y los salarios por ocupaciones formales. Es decir, no podemos analizar si una disminución en el empleo se explica por transiciones desde la formalidad hacia la informalidad o por salidas del mercado laboral.<sup>10</sup>

---

caso que la pareja se disuelva.

<sup>9</sup>Los ingresos mensuales están expresados a precios de octubre de 2021 considerando el Índice de Precios al Consumo de cada mes.

<sup>10</sup>Dado que solo observo si los padres están formalmente empleados, podría ser una preocupación si las transiciones observadas de parejas de doble ingreso a parejas de único proveedor se explican por la informalidad o desempleo del otro miembro de la pareja. Argumento que carecer de información sobre el empleo informal no es un problema por tres razones principales. Primero, la proporción de parejas en donde uno tiene empleo formal y el otro un empleo informal es relativamente pequeña entre parejas que recientemente experimentaron la parentalidad. Según datos de la Encuesta Continua de Hogares del 2019, tan sólo un 8% de las parejas con hijos de 0 año se encuentra en esta categoría. En cambio, es mayor la proporción de parejas en las que ambos tienen empleo formal (45%) o uno tiene empleo formal y el otro no tiene empleo (29%). Segundo, las transiciones desde la formalidad hacia la informalidad parecerían ser un fenómeno poco frecuente. Según los datos de la Encuesta Longitudinal de Protección Social de Uruguay, solo el 6.2% de las personas de entre 16 y 54 años que estaban empleadas en la Ola I (2012) pasaron de la formalidad a la informalidad en la Ola II

La Tabla A3.1 en el Anexo muestra algunas características demográficas y socioeconómicas al momento del parto. El 39% de los nacimientos en la muestra de estimación ocurrieron en la capital del país (Montevideo) y el 12% en instituciones de salud pública, *proxy* de nivel socioeconómico bajo. La edad de la madre al momento del nacimiento del primer hijo es de 28.6 años, y los padres son, en promedio, casi 3 años mayores. Finalmente, las madres alcanzan mayor nivel educativo que los padres: el 40% alcanzó educación terciaria, en comparación con el 26% entre los padres.<sup>11</sup>

### 3.4.2. Medidas de productividad relativa

Para analizar los resultados a la luz de la teoría de ventajas comparativas computo dos medidas de productividad relativa de la pareja. Primero, el nivel educativo relativo, considerando el nivel de educación de madre y padre declarado al momento del parto. Categorizo a las parejas en tres grupos: aquellas en las que el padre está más educado que la madre, aquellas en las que la madre está más educada, y aquellas en las que ambos alcanzaron el mismo nivel educativo. Segundo, la contribución de la madre al ingreso laboral total de la pareja antes del parto.<sup>12</sup> Para ello, se consideran los ingresos del período comprendido entre el mes 24 y el mes 13 antes del parto, ya que el mes 12 antes del nacimiento es el omitido en las regresiones. Computo dos grupos de parejas dependiendo de si la madre contribuye con más o menos del 50% del ingreso total de la pareja. Además de medidas de productividad relativa, estas variables pueden interpretarse como un *proxy* de la prevalencia de las normas de género en el hogar o como el poder de negociación de la madre a la interna de la pareja.

La Tabla 3.1 muestra la distribución de las parejas que conforman la muestra de estimación, según ambas medidas de productividad relativa.

---

(2016). Tercero, tanto el cambio hacia la informalidad como la salida del mercado laboral se conceptualizan como efectos negativos. Por lo tanto, la falta de datos del sector informal no es una preocupación dada la finalidad del trabajo.

<sup>11</sup>Estas proporciones son del 32% y 20% respectivamente utilizando datos de encuestas representativas a nivel nacional de 2019.

<sup>12</sup>Notar que si ninguno de los padres trabaja, esta variable quedará indeterminada. Esto representa el 6.8% de la muestra de estimación.

Cuadro 3.1: Medidas de productividad relativa

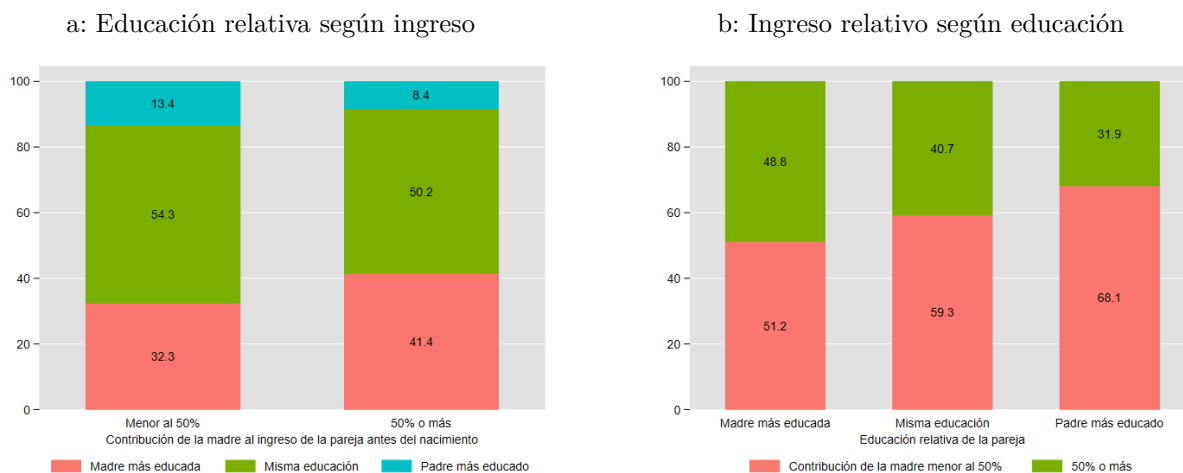
	Media	SD	Obs.
<b><i>Educación relativa</i></b>			
Padre más educado	0,11	0,32	40476
Misma educación	0,52	0,50	40476
Madre más educada	0,36	0,48	40476
<b><i>Ingreso relativo</i></b>			
Contribución de la madre menor al 50%	0,57	0,49	40821
Contribución de la madre 50% o mayor	0,43	0,49	40821

**Notas:** La Tabla muestra la media, desvío estándar, y número de observaciones de las dos medidas de heterogeneidad relativa de la pareja. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

La Figura 3.3 explora la correspondencia entre ambas medidas de productividad relativa en el mercado laboral dentro de la pareja.<sup>13</sup> El Panel (a) muestra la distribución de las parejas según el nivel educativo relativo, separadas entre aquellas en las que la madre contribuye con menos del 50% del ingreso y aquellas en las que contribuye con el 50% o más, y el Panel (b) muestra la distribución según la contribución de la madre, separada por parejas de acuerdo al nivel educativo relativo. Los gradientes son claros, con madres más educadas en parejas donde son ellas quienes contribuyen en mayor medida al ingreso total, y madres con mayor aporte al ingreso en parejas donde son ellas las más educadas. Sin embargo, la correspondencia entre ambas medidas no es perfecta. La Figura A3.1 en el Anexo muestra la distribución de la contribución de la madre al ingreso antes del nacimiento del primer hijo según el nivel educativo relativo de la pareja. De manera consistente con el resultado anterior las distribuciones son esencialmente simétricas, pero sesgadas hacia la izquierda cuanto menos educada es la madre. Es decir, cuanto menos (más) educada es la madre en comparación con el padre, menor (mayor) es su participación en el ingreso total de la pareja.

<sup>13</sup>Hay información faltante tanto en el nivel educativo relativo de la pareja como en el ingreso en el 13.8% de los casos.

Figura 3.3: Distribución de las parejas, según medidas de productividad relativa



**Notas:** Las Figuras muestran la distribución de parejas según educación relativa separadamente de acuerdo a la contribución de la madre al ingreso de la pareja antes del nacimiento (a) y según ingreso relativo de acuerdo al nivel educativo relativo. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

### 3.4.3. Metodología

La identificación causal de los efectos laborales del nacimiento del primer hijo presenta desafíos debido a la potencial endogeneidad causada por características no observables que afectan simultáneamente tanto la decisión de fecundidad como las trayectorias laborales. Los primeros trabajos empíricos que abordaron este problema utilizaron modelos de efectos fijos (Waldfogel; 1997, 1998; Lundberg and Rose; 2000; Budig and England; 2001; Bertrand et al.; 2010; Wilde et al.; 2010) y variables instrumentales (Angrist and Evans; 1998; Cruces and Galiani; 2007; Tortarolo; 2014; Lundborg et al.; 2017). En los últimos años, los estudios empíricos han recurrido cada vez más al enfoque de estudio de eventos para establecer una relación causal entre el nacimiento del primer hijo y su impacto en los resultados en el mercado laboral (Angelov et al.; 2016; Kleven, Landais and Sogaard; 2019; Berniell et al.; 2021).

Este trabajo se basa en el enfoque cuasi-experimental de estudio de eventos para estimar el impacto del primer hijo en la trayectoria laboral formal de las parejas en Uruguay. El evento es el nacimiento del primer hijo de la pareja identificado a través de los registros administrativos de nacimientos. La metodología consiste en analizar la evolución de la variable de resultado antes y después del evento, aprovechando la variación en el momento en que cada pareja

experimenta el evento. Esto permite la identificación separada de las tendencias del ciclo temporal, las tendencias de la pareja, y los efectos del tratamiento al comparar los resultados entre parejas que ya han tenido su primer hijo y aquellas que aún no.

La estrategia empírica consiste en estimar la siguiente ecuación a nivel de pareja:

$$y_{ct} = \sum_{\tau \neq -12} \beta_{\tau} I(e_{ct} = \tau) + \sum_x \alpha_x I(x = t) + \gamma_c + \varepsilon_{ct} \quad (3.1)$$

donde  $c$  identifica a cada pareja en el período  $t$ .  $y_{ct}$  es la variable de resultado (tipología de pareja, ingreso laboral total de la pareja, y contribución de la madre al ingreso).  $e_{ct}$  es el número de meses desde o hasta el evento y  $\tau$  es la variable normalizada tomando valor 0 el mes del evento. El análisis considera el período entre 2 años antes hasta 5 años después del evento. Así,  $\beta_{\tau}$  identifican los efectos dinámicos de la parentalidad relativo a los 12 meses antes del nacimiento. El modelo incluye también efectos fijos por mes calendario ( $\alpha_t$ ) para controlar por tendencias de temporales, y de pareja ( $\gamma_c$ ) para controlar por características constantes de la pareja.

Los principales supuestos para la identificación causal son que el evento no está correlacionado con las trayectorias laborales, condicional a experimentar el evento en el período y al conjunto de controles incorporados, y la ausencia de comportamientos anticipatorios.<sup>14</sup> Otro potencial desafío para la identificación es el uso de un panel no balanceado. Para las parejas que transitan a la parentalidad después de octubre de 2016, no se observa el período completo de 60 meses, ya que los datos terminan en octubre de 2021. Es decir, solo podemos seguir a las parejas por más de 60 meses si el evento ocurrió antes de octubre de 2016, por lo que se trabaja con un panel no balanceado. De hecho, la muestra se reduce en un 37% en  $\tau = 60$ . Para analizar si la muestra se modifica sustancialmente en la composición según tipos de pareja, se estima una regresión donde la variable de resultado son características predeterminadas de la pareja (nivel educativo y socioeconómico al momento del parto) sobre la variable de tiempo relativo. Los resultados en la Figura A3.2 del Anexo sugieren que la muestra se mantiene bastante equilibrada a lo largo del período considerado.

---

<sup>14</sup>Según el Sistema de Información Perinatal, en 2021 el 37% de los nacimientos resultan de embarazos no planificados.

## 3.5. Resultados

### 3.5.1. Efectos en las trayectorias laborales de la pareja

Comienzo esta sección documentando el efecto del nacimiento del primer hijo sobre la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso, con hombre proveedor, o mujer proveedora, obtenido a partir de estimar la ecuación 3.1. La Figura 3.4 muestra el efecto de la entrada a la parentalidad sobre la tipología de la pareja. Los resultados indican una disminución inmediata de alrededor del 10% en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso tras el nacimiento del primer hijo. Esta caída no se recupera hasta 5 años después del nacimiento, permaneciendo un 5% por encima del porcentaje previo al nacimiento. Además, hay una disminución significativa en la probabilidad de ser una pareja con mujer proveedora. Como resultado, el nacimiento del primer hijo resulta en un aumento significativo en la probabilidad de ser una pareja bajo el modelo de hombre proveedor, que permanece un 21% por encima del porcentaje previo al nacimiento incluso 5 años después del evento.<sup>15</sup>

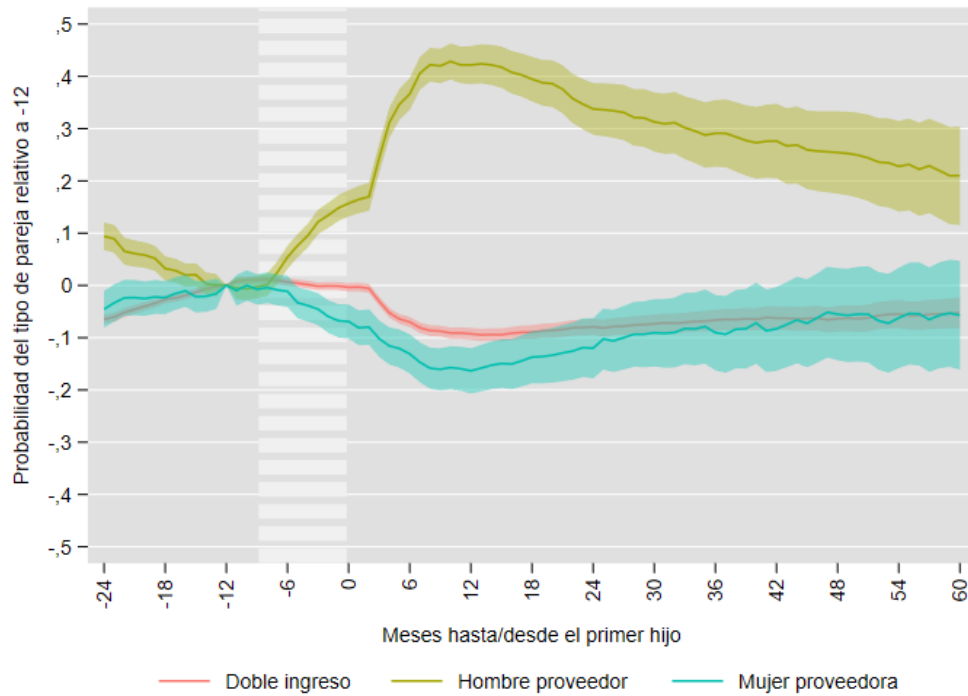
Cabe recordar que la variable de resultado aquí se computa considerando el empleo formal de madres y padres. Es decir, no podemos distinguir si las transiciones de parejas con doble ingreso a parejas de único proveedor se explican por la informalidad o el no empleo del otro miembro de la pareja. Sin embargo, tal como se discutió en la Sección 3.4, la proporción de parejas en donde uno tiene empleo formal y el otro un empleo informal es relativamente pequeña entre parejas con hijos recién nacidos y además tanto la informalidad como el no empleo se conceptualizan como efectos negativos.

---

<sup>15</sup>La Figura A3.3 en el Anexo muestra el efecto de corto plazo sobre la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso utilizando métodos de estimación alternativos (Borusyak et al.; 2024; Sun and Abraham; 2021). Los principales resultados son robustos a la elección de un método particular.



Figura 3.4: Efectos del primer hijo en la tipología de pareja



**Notas:** La Figura muestra el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

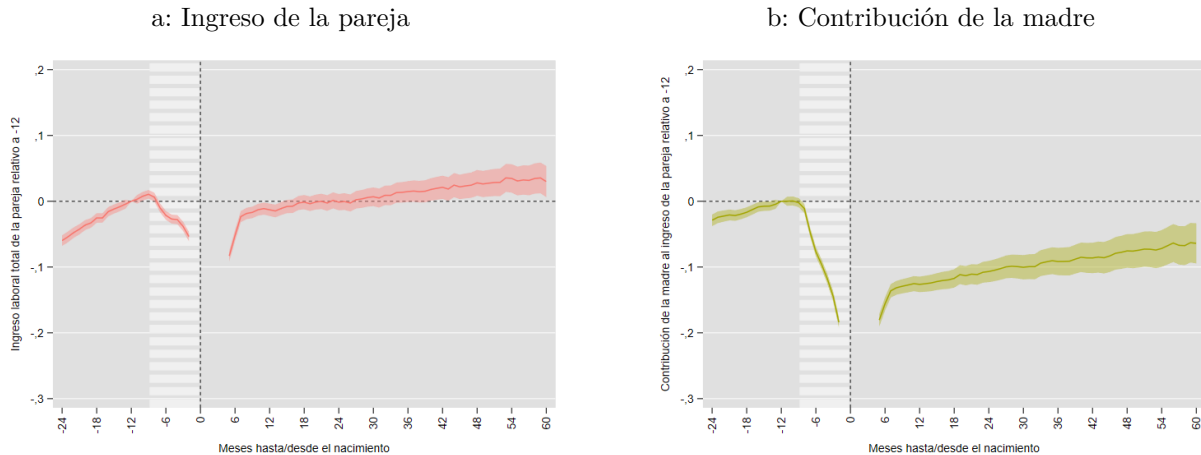
Estos efectos se explican básicamente por una disminución en el empleo formal de las madres. Como se muestra en la Figura A3.4 del Anexo, mientras que el empleo formal de madres y padres evoluciona de manera similar antes del nacimiento del primer hijo, las tendencias divergen significativamente poco después lo que conduce a una penalización por maternidad del 20% que persiste después de 5 años. Esto es consistente con la evidencia previa que muestra efectos negativos significativos de la maternidad en Uruguay (Querejeta and Bucheli; 2023). A diferencia de lo que se observa en otros países (Killewald; 2013), no hay evidencia de una prima por paternidad en este contexto. Cabe recordar que la variable de resultado aquí se refiere al empleo formal, por lo que comprende tanto el no empleo como la transición a trabajos informales. Berniell et al. (2023) encuentran un aumento del 5% en el empleo de los padres cinco años después del nacimiento, junto con un aumento inmediato en la informalidad laboral que desaparece con el tiempo. Aunque sus estimaciones no son

precisas debido al pequeño tamaño muestral, los resultados apuntan en la misma dirección.

En general, estas trayectorias laborales son consistentes con la evidencia previa que sugiere que el modelo de único proveedor constituye la única opción realista para algunas parejas en etapas clave del ciclo de vida, como el nacimiento de un hijo (Kowalewska and Vitali; 2021).

La Figura 3.5 muestra el efecto de la entrada a la parentalidad sobre el ingreso total laboral de la pareja (Panel a) y sobre la contribución de la madre a dicho ingreso (Panel b). Los resultados indican ausencia de efectos en el ingreso total de la pareja. La reducción inmediata de corto plazo podría explicarse por la percepción de beneficios por licencias de cuidado que no se consideran al calcular los ingresos laborales. Estos resultados podrían interpretarse de manera positiva en tanto no habría reducción en el bienestar del hogar. Sin embargo, aunque no hay casi efectos en los ingresos laborales formales totales de la pareja, sí hay un cambio significativo en la composición de los mismos. El Panel (b) evidencia una caída significativa en el porcentaje del ingreso de la pareja que contribuye la madre. Esta caída se recupera con el tiempo, pero permanece un 6.4% por debajo del porcentaje previo al nacimiento incluso 5 años después del evento. Es decir, tras el nacimiento del primer hijo, las parejas redistribuyen sus roles buscando mantener el ingreso total laboral.

Figura 3.5: Efectos del primer hijo en el ingreso laboral total de la pareja y la contribución de la madre



**Notas:** Las Figuras muestran el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

### 3.5.2. Efectos heterogéneos según productividad relativa

A continuación, analizo los efectos del primer hijo considerando el capital humano relativo dentro de la pareja como un *proxy* de las ventajas comparativas, el poder de negociación o la productividad en el mercado laboral. Este análisis ayuda a contrastar los resultados a la luz de la teoría de especialización basada en ventajas comparativas. Para ello, se exploran los resultados según las dos medidas de heterogeneidad dentro de la pareja detalladas en la Sección 3.4: el nivel educativo y los ingresos relativos.

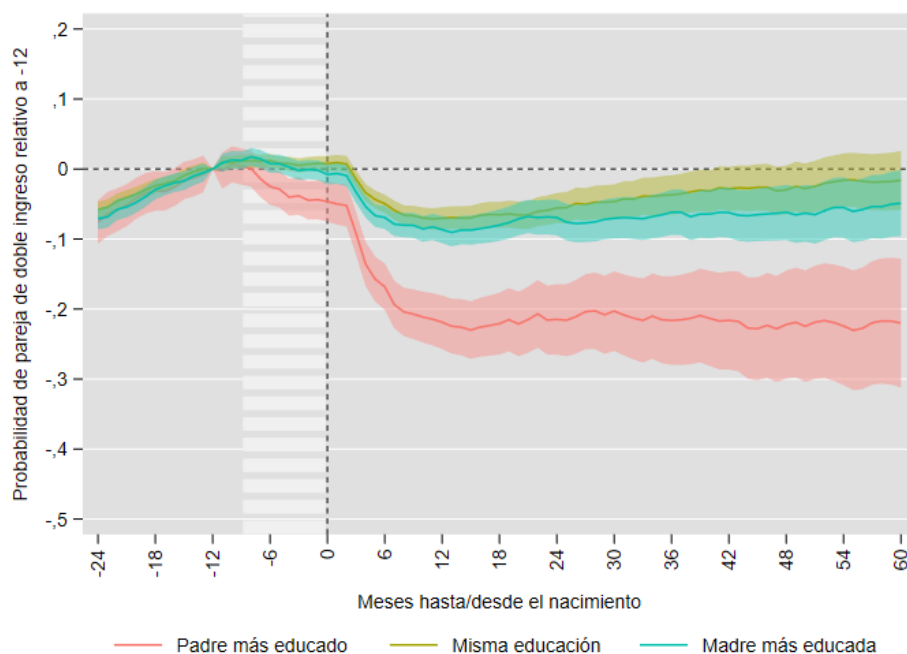
Primero muestro el efecto del primer hijo sobre la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso según la educación relativa. Se definen tres grupos de parejas considerando el nivel educativo de ambos padres: aquellas en las que el padre tiene mayor nivel educativo, parejas en las que ambos tienen el mismo nivel educativo, y aquellas en las que la madre tiene mayor nivel educativo. Estos grupos representan el 12%, 52% y 36% de la muestra de estimación respectivamente, como se indica en la Tabla 3.1, lo que refleja altos niveles de homogamia educativa.<sup>16</sup>

Del análisis de la Figura 3.6 surgen tres hallazgos principales. Primero, los efectos negativos sobre la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso son evidentes en todos los tipos de parejas analizados. Segundo, la caída es más pronunciada para las parejas donde el padre tiene un nivel educativo más alto que la madre. Tercero, no se observan diferencias significativas entre las parejas en las que la madre es más educada o ambos tienen el mismo nivel educativo, y la caída en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso en estos grupos se recupera 5 años después del evento.

---

<sup>16</sup>Hay información faltante sobre la educación relativa de la pareja en el 7.5% de los casos.

Figura 3.6: Efectos del primer hijo en la probabilidad de ser pareja con doble ingreso, según educación relativa



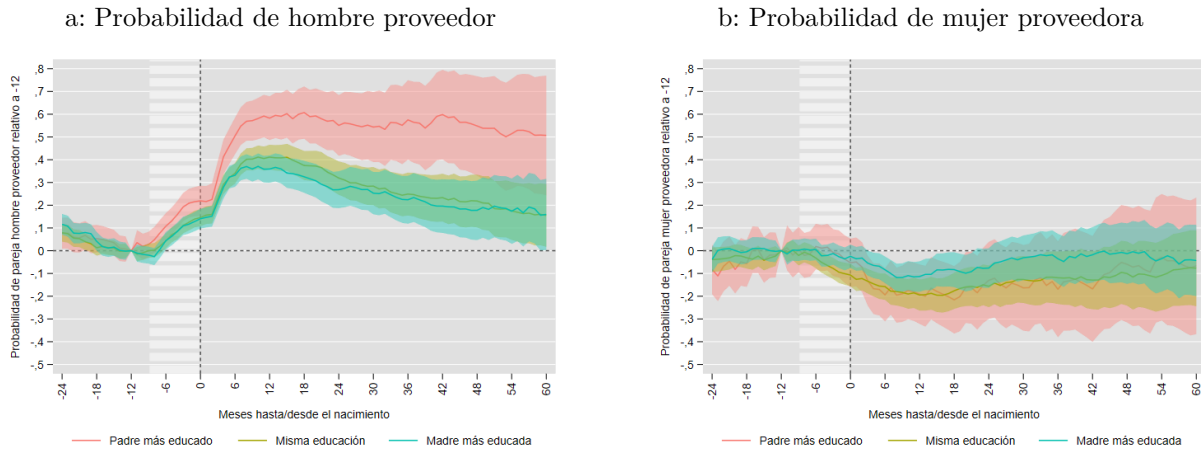
**Notas:** La Figura muestra el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

La Figura 3.7 muestra los efectos en la probabilidad de ser una pareja con un único proveedor, ya sea masculino o femenino. La magnitud de la disminución en la probabilidad de parejas con doble ingreso entre aquellas en las que el padre tiene un nivel educativo más alto se explica por una transición hacia el modelo de hombre proveedor (Panel a), ya que no se observan diferencias significativas en los efectos sobre la probabilidad de mujer proveedora (Panel b) para los grupos de pareja analizados. A su vez, se observa un aumento en la probabilidad de hombre proveedor y una disminución en la probabilidad de mujer proveedora incluso en parejas donde la madre tiene mayor nivel educativo que el padre.

En conjunto, los resultados de las Figuras 3.6 y 3.7 son consistentes con evidencia previa que muestra que los efectos de parentalidad en las brechas de ingreso de la pareja son mayores en parejas en las que el padre es más educado que la madre (Angelov et al.; 2016; Chung et al.; 2017). Estos resultados refuerzan la evidencia previa que muestra que las penalizaciones por

maternidad se observan en todas las mujeres, incluso aquellas que tienen un nivel educativo más alto que sus parejas (Cortes and Pan; 2020).

Figura 3.7: Efectos del primer hijo en la probabilidad de ser pareja con único proveedor, según educación relativa



**Notas:** Las Figuras muestran el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. Educación relativa computada usando el nivel educativo declarado al momento del parto. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

En segundo lugar, exploro las heterogeneidades según la contribución de la madre al ingreso de la pareja antes del nacimiento del hijo. Se distinguen dos grupos de parejas considerando el ingreso de la madre previo al evento: aquellas en las que la madre contribuye con menos del 50% del ingreso total de la pareja y aquellas en las que la madre contribuye con el 50% o más. Estos grupos representan el 57% y el 43% de la muestra de estimación respectivamente, como se muestra en la Tabla 3.1.<sup>17</sup>

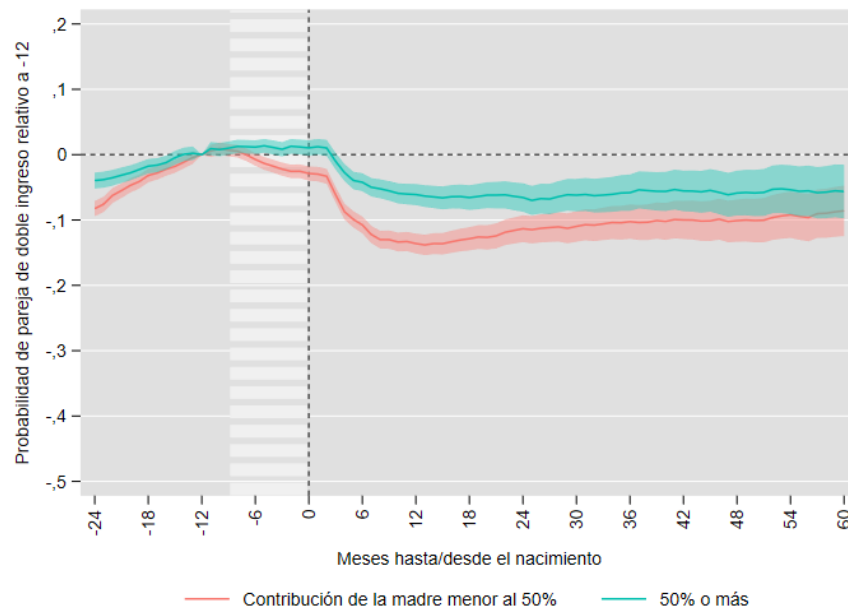
La Figura 3.8 muestra la existencia de efectos negativos sobre la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso para todas las parejas, pero con heterogeneidades significativas a corto plazo dependiendo de la posición de la mujer en el hogar. La caída inmediata es mayor cuanto menor es la contribución de la madre al ingreso total de la pareja. Alcanza el 16% un año después del evento para las parejas en las que la madre contribuyó en menor medida al ingreso de la pareja, y el 6% para parejas en las que la madre contribuía con el 50% o más

<sup>17</sup>Hay información faltante sobre la participación de la madre en el ingreso en el 6.8% de los casos.

de los ingresos. No obstante, la brecha entre tipos de pareja se vuelve no significativa 5 años después de la llegada del primer hijo.

Estos resultados son consistentes con evidencia previa que muestra que las madres con mayores ingresos relativos experimentan menores pérdidas tras el nacimiento del hijo (Angelov et al.; 2016).<sup>18</sup> Esto refuerza la literatura previa que indica que los mayores salarios de las mujeres (y las actitudes más igualitarias) antes del nacimiento llevan a una división de trabajo menos tradicional entre las parejas después de la paternidad (Schober; 2011).

Figura 3.8: Efecto del primer hijo en la probabilidad de pareja con doble ingreso, según ingreso relativo



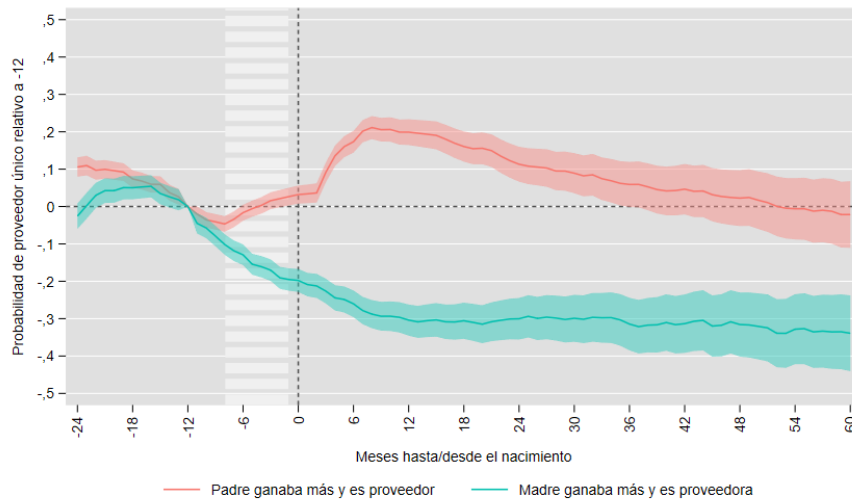
**Notes:** La Figura muestra el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Para comprender mejor qué hay detrás de estos efectos, la Figura 3.9 considera las dos transiciones eficientes hacia el modelo de único proveedor. Es decir, la transición hacia una pareja con hombre proveedor cuando el padre ganaba más que la madre antes del nacimiento,

<sup>18</sup>Otros trabajos relacionados no encuentran heterogeneidades significativas en los ingresos potenciales de las mujeres antes del nacimiento (de la Vega; 2022), o incluso muestran lo contrario: que las madres con mayores ingresos relativos experimentan mayores pérdidas de ingresos tras el nacimiento en comparación con los padres (Chung et al.; 2017).

o hacia una pareja con mujer proveedora cuando la madre ganaba más. Como era esperable, se observa un aumento en el modelo de hombre proveedor en las parejas donde el padre ganaba más que la madre. Curiosamente, también se observa una disminución en el modelo de mujer proveedora incluso en parejas donde la madre ganaba más que el padre.

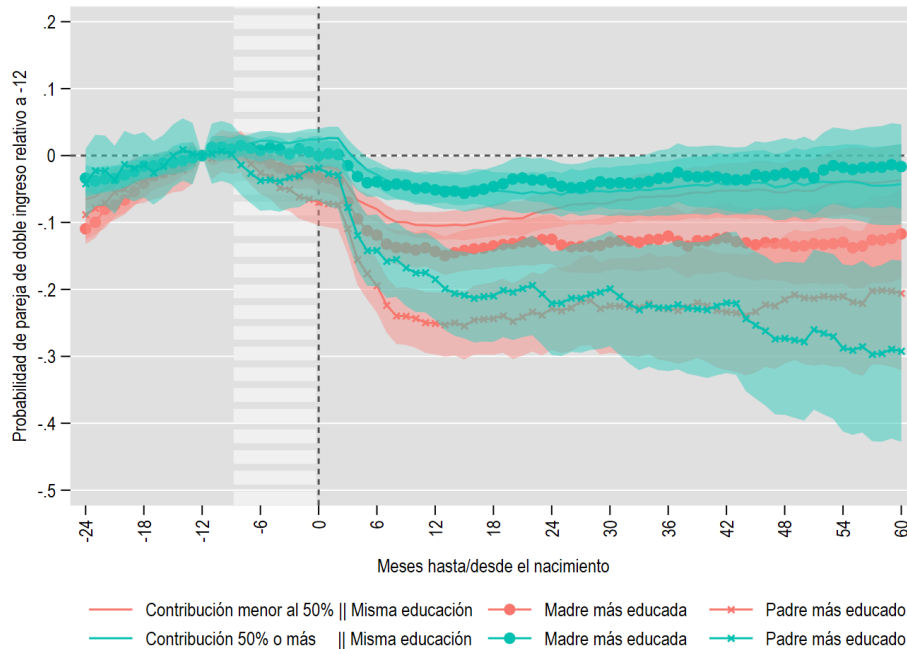
Figura 3.9: Efecto del primer hijo en la probabilidad de pareja con único proveedor, según ingreso relativo



**Notas:** La Figura muestra el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Finalmente, la Figura 3.10 muestra los efectos heterogéneos según ambas medidas de productividad relativa. Estos resultados surgen de estimar la ecuación 3.1 por separado para los seis grupos de parejas. Del análisis de la figura surgen tres conclusiones principales. Primero, la mayor caída en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso la experimentan aquellas en las que la madre tiene menor nivel educativo que el padre, independientemente de su contribución al ingreso de la pareja. Segundo, para los otros grupos de educación, la disminución en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso es mayor entre las parejas en las que el padre ganaba más que la madre antes del nacimiento. Es decir, la educación e ingresos relativos proporcionan información cualitativamente diferente. Tercero, los efectos negativos significativos y que persisten a lo largo del tiempo son evidentes para todas las parejas.

Figura 3.10: Efectos del primer hijo en la probabilidad de pareja con doble ingreso, según educación e ingresos relativos



**Notas:** La Figura muestra el efecto del primer hijo relativo al año antes del evento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

La teoría de las ventajas comparativas indica que el miembro de la pareja con el mayor ingreso debería permanecer en el mercado laboral, mientras que el otro sea quién asuma las tareas del hogar. Es decir, si la madre tiene una mayor productividad en el mercado laboral (aproximada a través de una mayor educación o mayor ingreso previo al nacimiento en comparación al padre), entonces el padre debería asumir la mayor parte del trabajo doméstico después del nacimiento del primer hijo. Si bien el mayor aumento en la probabilidad de transicionar de parejas duales a parejas de hombre proveedor cuando el padre exhibe mayor productividad en el mercado laboral es consistente con esta teoría, la existencia de efectos para todo tipo de parejas desafía esta lógica. Mis resultados apuntan a una trampa de la maternidad, ya que las mujeres abandonan el mercado laboral, presumiblemente para asumir un rol predominante en el cuidado, incluso cuando son ellas quienes aportan una mayor proporción de ingresos a la pareja. La teoría de especialización probablemente está subestimando



las diferencias de género que se exacerban con la llegada del primer hijo.

### 3.5.3. Ganancias de eficiencia para parejas con doble ingreso

Finalmente, esta sección presenta los resultados de un ejercicio contrafactual en el que se consideran las parejas con doble ingreso antes del evento y se analizan los cambios en su ingreso al pasar a un modelo de único proveedor después del nacimiento del primer hijo. La Figura 3.11 muestra la estimación de distribuciones Kernel de los ingresos laborales de la pareja un año después del nacimiento, según la eficiencia en la transición a un modelo de único proveedor y el ingreso relativo de la pareja.<sup>19</sup>

Defino como transiciones eficientes (representadas en color rosado) aquellas en las que el padre ganaba más que la madre antes del nacimiento (línea continua) y la pareja pasa a un modelo de hombre proveedor, y aquellas en las que la madre ganaba más (línea punteada) y la pareja pasa a un modelo de mujer proveedora. Las transiciones no eficientes (en color verde) son aquellas en las que el padre ganaba más y la pareja pasa a un modelo de mujer proveedora (línea continua), y aquellas en las que la madre ganaba más y la pareja pasa a un modelo de hombre proveedor (línea punteada).

Pasar de un modelo de pareja con doble ingreso a un modelo de único proveedor resulta en una pérdida de ingresos que es mayor cuando la asignación de empleo de la pareja no es eficiente según las características de productividad laboral previas al nacimiento. El ingreso de la pareja habría sido un 54% mayor si hubiera pasado a un modelo de mujer proveedora, en lugar de hombre proveedor, en parejas donde la madre tenía un mayor ingreso laboral antes del nacimiento (es decir, pasar de la línea verde punteada a la rosada). Por otro lado, el ingreso de la pareja habría sido un 48% mayor si hubiera pasado a un modelo de hombre proveedor, en lugar de mujer proveedora, en parejas donde el padre ganaba más (es decir, pasar de la línea continua verde a la rosada).

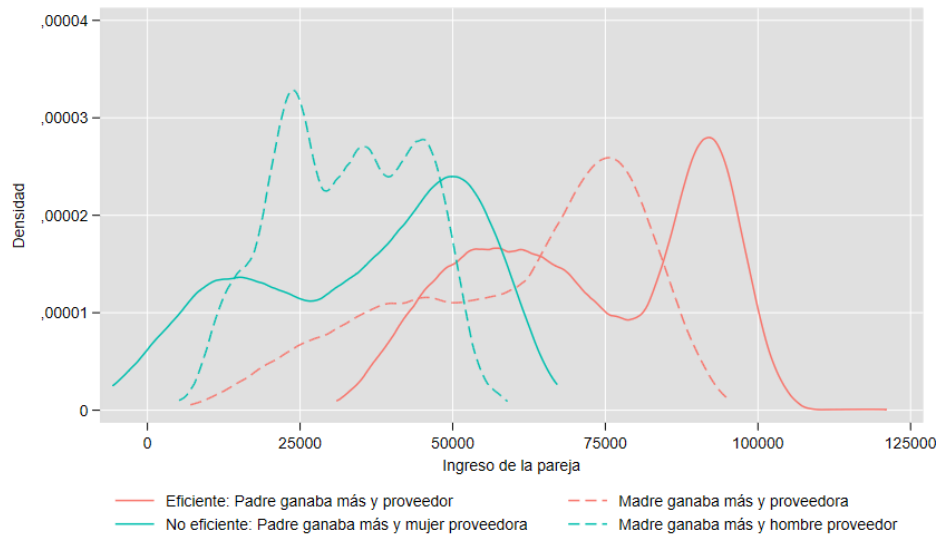
Esta evidencia cuestiona la teoría de la especialización y muestra importantes potenciales ganancias de eficiencia si las parejas se comportaran según sus ventajas comparativas. Estos resultados van en línea con trabajos previos evidenciando que matrimonios en los cuales las

---

<sup>19</sup>Estos son los valores predichos del ingreso laboral de la pareja en  $t = 12$  a partir de la estimación de la ecuación 3.1 separada para los cuatro grupos de parejas.

mujeres ganan más que sus esposos serán menos eficientes. Hancock et al. (2024) señalan a la asignación de tareas a la interna del hogar como uno de los principales mecanismos detrás de dicha ineficiencia. Las mujeres asumen la mayor carga de tareas domésticas independientemente de tener una ventaja absoluta en la generación de ingresos en la pareja, al tiempo que la producción doméstica de los varones es insensible a los salarios relativos en la pareja. Las representaciones de género en torno al trabajo doméstico y, en particular, el rol de los varones en la producción doméstica llevan a patrones de especialización no eficientes.

Figura 3.11: Ingreso de la pareja según eficiencia en la transición luego del nacimiento del primer hijo



**Notas:** La Figura muestra la densidad kernel del ingreso de la pareja estimado un año después del nacimiento del primer hijo, según transición a modelo de único proveedor e ingresos relativos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Del total de parejas que transitan a un modelo no eficiente de único proveedor, el 73% se explica por la madre que abandona el mercado laboral, incluso cuando tenía un mayor ingreso laboral que el padre. El 17% restante de las parejas no eficientes se explica por transiciones a modelos de mujer proveedora, incluso cuando el padre tenía un mayor ingreso laboral. Curiosamente, la transición al modelo de hombre proveedor en parejas donde la madre ganaba más es un buen predictor de mayor fecundidad futura.<sup>20</sup> Esto da pistas sobre

<sup>20</sup>Esto surge de regresar una variable binaria que toma valor 1 si la mujer tiene 2 o más hijos, en la edad, efectos fijos de tiempo calendario, de tiempo relativo al nacimiento del primer hijo y de pareja, y una binaria

el proceso de toma de decisiones de la pareja respecto al balance trabajo-familia, y sobre las razones detrás de los persistentes efectos de maternidad en el largo plazo.

### 3.6. Reflexiones finales

Las dinámicas laborales alrededor del nacimiento de un hijo han sido ampliamente estudiadas y la evidencia es concluyente en cuanto a los efectos negativos para las madres y la ausencia de efectos para los padres, tanto en países desarrollados como en desarrollo. Mientras que la mayor parte de esta literatura se ha centrado en analizar las trayectorias laborales individuales, las parejas juegan un papel clave para entender las decisiones laborales alrededor de un evento tan relevante como el nacimiento del primer hijo. Este trabajo combina registros administrativos de nacimientos y trayectorias laborales formales, y aplica un enfoque de estudio de eventos para investigar los efectos del primer hijo en las trayectorias laborales de las parejas en Uruguay.

Los resultados dan cuenta de una disminución significativa en la probabilidad de ser una pareja de doble ingreso, explicada por un aumento en la probabilidad de adoptar el modelo de hombre proveedor. Como aspecto positivo, no se observan efectos significativos sobre el ingreso laboral total de la pareja. sin embargo, sí se registra una disminución significativa en la contribución de la madre al ingreso total. Este trabajo ofrece además evidencia empírica que busca racionalizar los resultados a la luz de los diferentes modelos teóricos en la literatura de economía de la familia. Para ello, se consideran dos medidas de heterogeneidad dentro de la pareja: el nivel educativo relativo de la pareja y la contribución de la madre al ingreso total de la pareja, como *proxy* de la productividad relativa en el mercado laboral. Los resultados proporcionan evidencia robusta de una trampa de maternidad, con efectos negativos persistentes en la probabilidad de ser una pareja con doble ingreso para todos los grupos de parejas analizados, explicado por la salida de la madre del mercado laboral formal. Además, se observa una disminución en el modelo de mujer proveedora incluso en parejas donde la

---

que toma valor 1 si la mujer ganaba más pero la pareja transita hacia un modelo de hombre proveedor. El coeficiente asociado a esta última variable es 0.020308, sugiriendo que la transición luego del primer hijo hacia un modelo ineficiente de único proveedor cuando la mujer ganaba más que el padre aumenta la probabilidad de tener 2 o más hijos en un 13% (considerando que la media de la variable de resultado es 0.15330087).

madre es más productiva en el mercado laboral que el padre. Esto resulta en importantes potenciales ganancias de eficiencia si las parejas se comportaran de acuerdo a sus ventajas comparativas. Por ejemplo, el ingreso de la pareja habría sido un 54% mayor si hubieran transitado hacia el modelo de mujer proveedora en parejas donde la madre tenía mayores ingresos que el padre.

En conjunto, la evidencia empírica proporcionada en este trabajo ofrece poco sustento a la teoría de la especialización basada en ventajas comparativas. Esta teoría no logra explicar completamente por qué las mujeres siguen asumiendo una carga desproporcionada de cuidado. Incluso parejas que se espera asuman las nuevas tareas domésticas de manera más igualitaria en términos de género, no se especializan según su ventaja comparativa y la reducción en la probabilidad de ser una pareja de doble ingreso es evidente en todos los grupos analizados, principalmente explicados por la salida de las mujeres del mercado laboral formal. La teoría de la identidad y la existencia de normas sociales sobre los roles de género ofrecen un marco teórico más acorde para entender la trampa de la maternidad. Identificar y abordar estos factores parece ser clave para reducir las brechas laborales de género y alcanzar el pleno potencial de desarrollo mediante una asignación más eficiente de los recursos.

## Bibliografía

- Aguilar-Gomez, S., Arceo-Gomez, E. O. and De la Cruz Toledo, E. (2023). Inside the black box of child penalties: Extended families and unpaid work.
- Akerlof, G. A. and Kranton, R. E. (2000). Economics and Identity, *The Quarterly Journal of Economics* **115**(3): 715–753.  
**URL:** <https://doi.org/10.1162/003355300554881>
- Andresen, M. E. and Nix, E. (2022). What causes the child penalty? evidence from adopting and same-sex couples, *Journal of Labor Economics* **40**(4): 971–1004.  
**URL:** <https://doi.org/10.1086/718565>
- Andrew, A., Bandiera, O., Costa-Dias, M. and Landais, C. (2021). Women and men at work, *Technical report*, IFS Deaton Review of Inequalities.
- Angelov, N., Johansson, P. and Lindahl, E. (2016). Parenthood and the gender gap in pay, *Journal of Labor Economics* **34**(3): 545 – 579.  
**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jlabe:doi:10.1086/684851>
- Angrist, J. D. and Evans, W. N. (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size, *American Economic Review* **88**(3): 450–477.  
**URL:** <https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v88y1998i3p450-77.html>
- Artmann, E., Oosterbeek, H. and van der Klaauw, B. (2022). Household specialization and the child penalty in the netherlands, *Labour Economics* **78**: 102221.  
**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537122001117>
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*.
- Bergsvik, J., Kitterød, R. H. and Wiik, K. A. (2019). Parenthood and Couples' Relative Earnings in Norway, *European Sociological Review* **36**(2): 218–235.  
**URL:** <https://doi.org/10.1093/esr/jcz062>

Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M., Fawaz, Y., Machado, M. P. and Marchionni, M. (2024). Motherhood and the allocation of talent, *Applied Economics* **0**(0): 1–17.

**URL:** <https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2387861>

Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M. and Marchionni, M. (2021). Gender gaps in labor informality: The motherhood effect, *Journal of Development Economics* **150**: 102599.

**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387820301747>

Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M. and Marchionni, M. (2023). Motherhood and flexible jobs: Evidence from latin american countries, *World Development* **167**: 106225.

**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S03057750X23000438>

Bertrand, M. (2020). Gender in the twenty-first century, *AEA Papers and Proceedings* **110**: 1–24.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pandp.20201126>

Bertrand, M., Goldin, C. and Katz, L. F. (2010). Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors, *American Economic Journal: Applied Economics* **2**(3): 228–55.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.2.3.228>

Blau, F. D. and Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations, *Journal of Economic Literature* **55**(3): 789–865.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.20160995>

Borusyak, K., Jaravel, X. and Spiess, J. (2024). Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation, *The Review of Economic Studies* p. rdae007.

**URL:** <https://doi.org/10.1093/restud/rdae007>

Browning, M., Chiappori, P. and Weiss, Y. (2014). *Economics of the Family*, Cambridge University Press.

**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:cup:cbooks:9780521795395>

Budig, M. J. and England, P. (2001). The wage penalty for motherhood, *American Sociological Review* **66**(2): 204–225.

**URL:** <http://www.jstor.org/stable/2657415>

Cabella, W., De Rosa, M., Failache, E., Fitermann, P., Katzkowicz, N., Medina, M., Mila, J., Nathan, M., Nocetto, A., Pardo, I., Perazzo, I., Salas, G., Salmentón, M. C., Severi, C. and Vigorito, A. (2015). Salud, nutrición y desarrollo en la primera infancia en uruguay. primeros resultados de la endis, *Technical report*, UCC/MIDES.

Campos-Vazquez, R. M., Rivas-Herrera, C., Alcaraz, E. and Martinez, L. A. (2022). Raymundo m campos-vazquez, carolina rivas-herrera, eduardo alcaraz, luis a martinez, *Applied Economics Letters* **29**(21): 1975–1979.

**URL:** <https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1967272>

CEPAL (2020). Brechas de género en los ingresos laborales en uruguay, *Technical report*, Oficina de la CEPAL en Montevideo y ONU Mujeres Uruguay.

Chung, Y., Downs, B., Sandler, D. H. and Sienkiewicz, R. (2017). The parental gender earnings gap in the united states. Working Papers 17-68, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.

Cortes, P. and Pan, J. (2020). Children and the remaining gender gaps in the labor market, *NBER Working Papers 27980*, National Bureau of Economic Research, Inc.

Couprie, H., Cudeville, E. and Sofer, C. (2020). Efficiency versus gender roles and stereotypes: an experiment in domestic production, *Experimental Economics* **23**: 181–211.

**URL:** <https://link.springer.com/article/10.1007/s10683-019-09612-3>

Cruces, G. and Galiani, S. (2007). Fertility and female labor supply in latin america: New causal evidence, *Labour Economics* **14**(3): 565–573.

**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:labeco:v:14:y:2007:i:3:p:565-573>

de la Vega, N. (2022). The differential effect of childbirth on men’s and women’s careers, *Labour Economics* **78**: 102249.

**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537122001397>

Dotti Sani, G. M. (2015). Within-Couple Inequality in Earnings and the Relative Motherhood Penalty. A Cross-National Study of European Countries, *European Sociological Review* **31**(6): 667–682.

**URL:** <https://doi.org/10.1093/esr/jcv066>

Dunatchik, A. (2022). Parenthood and the gender division of labour across the income distribution: the relative importance of relative earnings, *European Sociological Review* . jcac036.

**URL:** <https://doi.org/10.1093/esr/jcac036>

Galván, E., Parada, C., Querejeta, M. and Salvador, S. (2021). Licencias para el cuidado de los recién nacidos: Relevamiento internacional y análisis de la situación en uruguay, *Serie Documentos de Trabajo DT 17/2021*, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Galván, E., Parada, C., Querejeta, M. and Salvador, S. (2023). Gender gaps and family leaves in latin america, *Review of Economics of the Household* .

**URL:** <https://doi.org/10.1007/s11150-023-09671-9>

Garcia Roman, J. and Cortina, C. (2016). Family time of couples with children: shortening gender differences in parenting?, *Review of Economics of the Household* **14**(4): 921–940.

**URL:** <https://doi.org/10.1007/s11150-015-9315-8>

Gasparini, L. and Marchionni, M. (2015). *Bridging Gender Gaps? The Rise and Deceleration of Female Labor Force Participation in Latin America: An overview.*

**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:dls:wpaper:0185>

GenLAC-CEDLAS (2021). Genlac – evidence for gender equity in latin America and the Caribbean (version 2.1). [database]. Retrieved from <https://genlac.econo.unlp.edu.ar/en>.

Giddings, L. (2003). *But ... Who Mows the Lawn?: The Division of Labor in Same-Sex Households*, John Wiley and Sons, Ltd, chapter 5, pp. 85–102.

**URL:** <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/9780470755648.ch6>



- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family, *NBER Working Papers 11953*, National Bureau of Economic Research, Inc.  
**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:11953>
- Hancock, K., Lafortune, J. and Low, C. (2024). Winning the bread and baking it too: Gendered frictions in the allocation of home production.
- ILO (2019). *A quantum leap for gender equality: for a better future of work for all*, International Labour Office. Geneva: ILO, 2019.
- Killewald, A. (2013). A reconsideration of the fatherhood premium: Marriage, coresidence, biology, and fathers' wages, *American Sociological Review* **78**(1): 96–116.  
**URL:** <https://doi.org/10.1177/0003122412469204>
- Kleven, H., Landais, C., Posch, J., Steinhauer, A. and Zweimuller, J. (2019). Child penalties across countries: Evidence and explanations, *AEA Papers and Proceedings* **109**: 122–26.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pandp.20191078>
- Kleven, H., Landais, C. and Sogaard, J. E. (2019). Children and gender inequality: Evidence from denmark, *American Economic Journal: Applied Economics* **11**(4): 181–209.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.20180010>
- Kleven, H., Landais, C. and Sogaard, J. E. (2021). Does biology drive child penalties? evidence from biological and adoptive families, *American Economic Review: Insights* **3**(2): 183–98.  
**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aeri.20200260>
- Kowalewska, H. and Vitali, A. (2021). Breadwinning or on the breadline? female breadwinners' economic characteristics across 20 welfare states, *Journal of European Social Policy* **31**(2): 125–142.  
**URL:** <https://doi.org/10.1177/0958928720971094>
- Kunze, A. (2020). The effect of children on male earnings and inequality, *Review of Economics of the Household* **18**(3): 683–710.  
**URL:** [https://ideas.repec.org/a/kap/reveho/v18y2020i3d10.1007\\_s11150-019-09469-8.html](https://ideas.repec.org/a/kap/reveho/v18y2020i3d10.1007_s11150-019-09469-8.html)

Lundberg, S. and Pollak, R. A. (1996). Bargaining and distribution in marriage, *Journal of Economic Perspectives* **10**(4): 139–158.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.10.4.139>

Lundberg, S. and Rose, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women, *Labour Economics* **7**(6): 689–710.

**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:labeco:v:7:y:2000:i:6:p:689-710>

Lundborg, P., Plug, E. and Rasmussen, A. W. (2017). Can women have children and a career? iv evidence from ivf treatments, *American Economic Review* **107**(6): 1611–37.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20141467>

Marchionni, M., Gasparini, L. and Edo, M. (2018). *Brechas de género en América Latina. Un estado de situación*, CAF Development Bank Of Latinamerica.

**URL:** <https://ideas.repec.org/b/dbl/dbl/bks/1401.html>

Marchionni, M. and Pedrazzi, J. (2023). The last hurdle? unyielding motherhood effects in the context of declining gender inequality in latin america. CEDLAS, Working Paper N° 321, CEDLAS-Universidad Nacional de La Plata.

Mincer, J. and Polachek, S. (1974). Family investment in human capital: Earnings of women, *Journal of Political Economy* **82**(2): S76–S108.

**URL:** <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jpolec:v:82:y:1974:i:2:p:s76-s108>

Musick, K., Bea, M. D. and Gonalons-Pons, P. (2020). His and her earnings following parenthood in the united states, germany, and the united kingdom, *American Sociological Review* **85**(4): 639–674.

**URL:** <https://doi.org/10.1177/0003122420934430>

Nylin, A.-K., Musick, K., Billingsley, S., Duvander, A.-Z. and Evertsson, M. (2021). Trends in Women’s Relative Earnings Within Couples Across the Transition to Parenthood in Sweden, 1987–2007, *European Sociological Review* **37**(3): 349–364.

**URL:** <https://doi.org/10.1093/esr/jcaa056>

Querejeta, M. and Bucheli, M. (2023). The effect of childbirth on women's formal labour market trajectories: Evidence from uruguayan administrative data, *The Journal of Development Studies* **59**(2): 209–223.

**URL:** <https://doi.org/10.1080/00220388.2022.2128777>

Schober, P. S. (2011). The parenthood effect on gender inequality: Explaining the change in paid and domestic work when british couples become parents, *European Sociological Review* **29**(1): 74–85.

**URL:** <https://doi.org/10.1093/esr/jcr041>

Sun, L. and Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects, *Journal of Econometrics* **225**(2): 175–199. Themed Issue: Treatment Effect 1.

**URL:** <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030440762030378X>

Tortarolo, D. (2014). Female Labor Supply and Fertility. Causal Evidence for Latin America, *CEDLAS, Working Papers 0166*, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.

**URL:** <https://ideas.repec.org/p/dls/wpaper/0166.html>

Waldfogel, J. (1997). The effect of children on women's wages, *American Sociological Review* **62**(2): 209–217.

**URL:** <http://www.jstor.org/stable/2657300>

Waldfogel, J. (1998). Understanding the 'family gap' in pay for women with children, *Journal of Economic Perspectives* **12**(1): 137–156.

**URL:** <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.12.1.137>

Wilde, E. T., Batchelder, L. and Ellwood, D. T. (2010). The Mommy Track Divides: The Impact of Childbearing on Wages of Women of Differing Skill Levels, *NBER Working Papers 16582*, National Bureau of Economic Research, Inc.

**URL:** <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/16582.html>

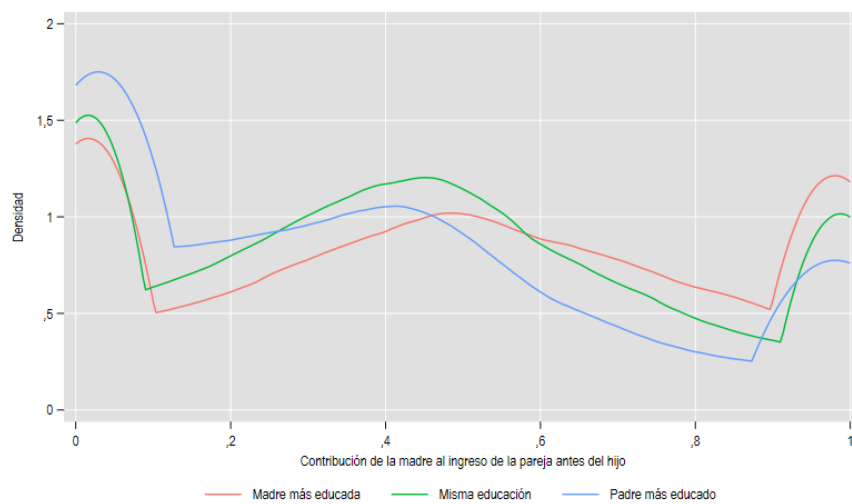
### 3.7. Anexo

Cuadro A3.1: Estadísticas descriptivas al momento del nacimiento del primer hijo

	Media	SD	Obs.
<b><i>Lugar de ocurrencia</i></b>			
Ciudad Capital (Montevideo)	0,39	0,49	43802
Salud pública	0,12	0,33	43800
<b><i>Características de la madre</i></b>			
Edad	28,6	6,0	43807
Asiste a educación	0,06	0,24	40868
Alcanzó educ. primaria	0,07	0,25	43096
Alcanzó educ. secundaria básico	0,20	0,40	43096
Alcanzó educ. secundaria superior	0,35	0,48	43096
Alcanzó educ. terciaria	0,4	0,5	43096
<b><i>Características del padre</i></b>			
Edad	31,28	6,58	43807
Asiste a educación	0,04	0,20	39797
Alcanzó educ. primaria	0,14	0,34	40598
Alcanzó educ. secundaria básico	0,26	0,44	40598
Alcanzó educ. secundaria superior	0,34	0,47	40598
Alcanzó educ. terciaria	0,26	0,44	40598

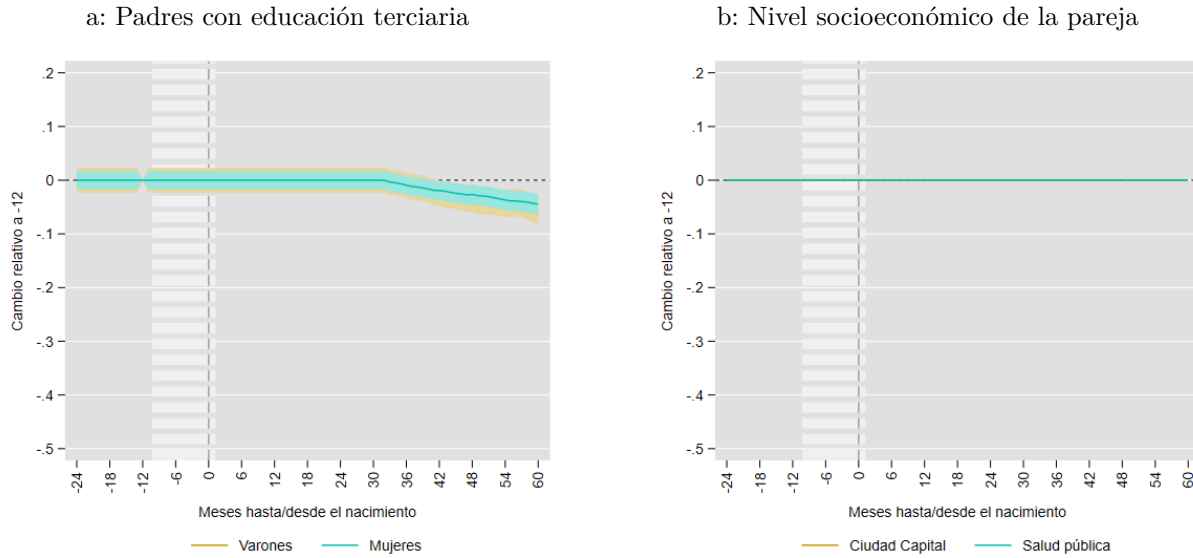
**Notas:** La Tabla muestra la media, desvío estándar y número de observaciones de las principales características de la muestra al momento del parto. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Figura A3.1: Distribución de la contribución de la madre al ingreso de la pareja, según educación relativa



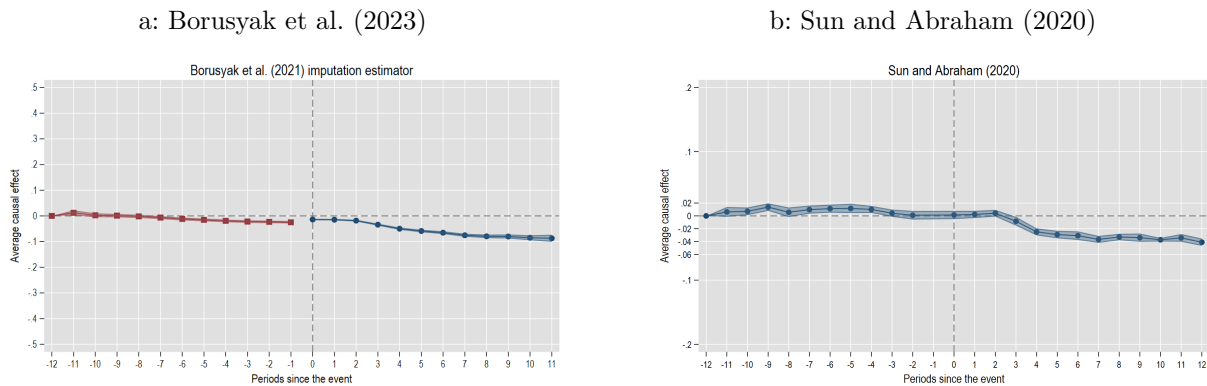
**Notas:** La Figura muestra la densidad kernel de la proporción de ingresos de la pareja que contribuye la madre antes del nacimiento del primer hijo, según educación relativa de la pareja. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Figura A3.2: Composición de la muestra. Efecto en características predeterminadas.



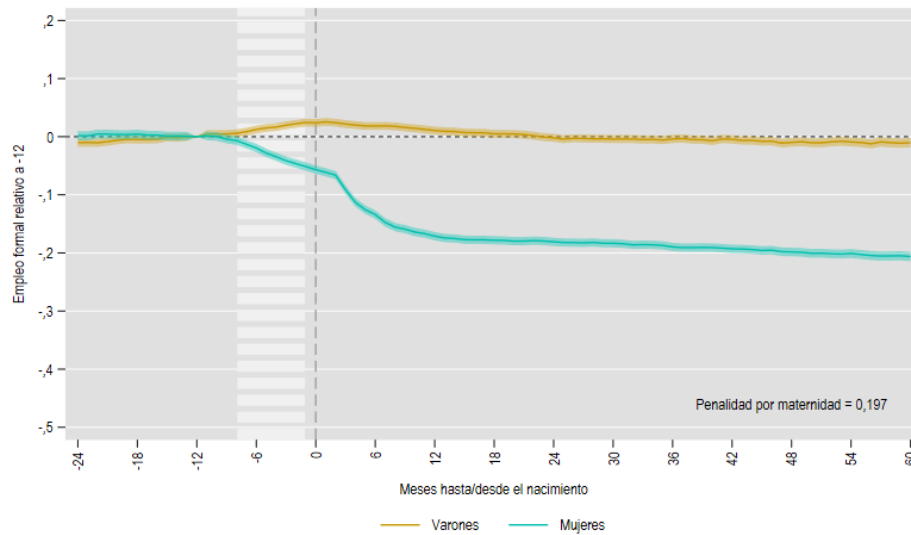
**Notas:** Las Figuras muestran el coeficiente  $\beta_\tau$  resultante de regresar cada característica predeterminada en la variable de tiempo relativo  $y_{it} = \sum_{\tau \neq -12} \beta_\tau I(e_{it} = \tau) + \varepsilon_{it}$  donde la variable omitida es el año antes del nacimiento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. Las variables representadas son binarias que toman valor 1 si los padres alcanzaron nivel terciario (panel a), el nacimiento ocurrió la ciudad capital –Montevideo– y el nacimiento ocurrió en un hospital público –*proxy* de nivel socioeconómico bajo– (panel b). Ambas corresponden a características al momento del nacimiento. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Figura A3.3: Especificaciones TWFE alternativas: Efectos de corto plazo en la probabilidad de pareja con doble ingreso



**Notas:** Las Figuras muestran los efectos mensuales relativos al año previo al nacimiento. Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.

Figura A3.4: Efecto del primer hijo en el empleo formal individual



**Notas:** La Figura muestra el efecto relativo al año previo al nacimiento. En gris claro se señalan los meses de gestación (-9 a 0). Intervalos de confianza al 95% basados en errores estándar robustos. La muestra se compone de parejas que tuvieron su primer hijo biológico entre enero de 2014 y diciembre de 2018, convivían y tenían entre 16 y 49 años de edad al momento del parto. Elaboración propia con base en registros administrativos de nacimientos e historias laborales.





# Comentarios finales

Esta tesis contribuye a la discusión sobre normas de género y desigualdades en el mercado laboral desde la literatura en economía, a partir de tres preguntas de investigación complementarias. Es también la síntesis de un esfuerzo por contribuir a esta reciente literatura desde un país en desarrollo. Uruguay emerge como un caso de estudio interesante debido a las realidades contrastantes de ser uno de los países de la región con mayores tasas de participación laboral femenina y visiones de género más igualitarias, pero con persistentes brechas laborales y normas de género aún extendidas que restringen las oportunidades de mujeres y niñas. Esta tesis busca además contribuir a esta literatura adoptando una perspectiva de ciclo de vida, aportando evidencia sobre (i) la importancia de referentes adultos en la formación de la identidad sobre roles de género durante etapas iniciales, (ii) la importancia de los pares en la formación de normas de género durante la adolescencia, y (iii) los efectos de dichas normas en las decisiones laborales durante la adultez.

El Capítulo 1 contribuye a la creciente literatura sobre normas de género y a la literatura sobre efectos de pares. Proporciona evidencia causal de transmisión intergeneracional del comportamiento laboral de las mujeres en Uruguay. En concreto, los resultados muestran que la exposición a madres trabajadoras en etapas iniciales del ciclo de vida tiene efectos positivos sobre el empleo formal de las mujeres en su adultez temprana. Este es uno de los pocos trabajos que analizan el efecto de la exposición a madres trabajadoras en la participación laboral femenina para un país en desarrollo. Asimismo, esta contribución se basa en datos novedosos al combinar datos longitudinales de encuesta con registros administrativos de trayectorias laborales formales. Más aún, contribuye a la escasa literatura que aborda los efectos de pares sobre normas de género. La teoría y evidencia sobre el desarrollo de género muestra que los estereotipos de género se desarrollan tempranamente y, a los seis años, niños

y niñas se comportan de acuerdo con las normas culturales. Por lo tanto, la escuela primaria juega un papel fundamental en el proceso de socialización de las normas de género. En efecto, los resultados de este trabajo muestran que las interacciones de pares durante etapas iniciales del ciclo de vida contribuyen a modificar los roles de género e incrementan la participación laboral femenina en la adultez temprana.

El Capítulo 2 contribuye a la misma línea de investigación. Utilizando una encuesta representativa a nivel nacional de estudiantes de 9° grado en Uruguay, se proporciona evidencia causal de que una mayor exposición a compañeras mujeres conduce a normas de género más igualitarias. Si bien la literatura académica ha hecho grandes avances por entender los efectos de pares en la formación de habilidades cognitivas, este trabajo aporta evidencia novedosa sobre la transmisión de normas de género en contextos educativos. Asimismo, aunque los efectos de las normas de género en los resultados económicos han sido ampliamente estudiados, cómo se forman las percepciones sobre normas de género y qué impulsa sus cambios a lo largo del tiempo son todavía preguntas abiertas. Este trabajo es uno de los primeros en explorar el rol de los pares en la formación de normas de género en el contexto educativo. Los resultados muestran que interacciones de pares durante la adolescencia pueden contribuir a reducir los estereotipos y comportamientos de género.

El Capítulo 3 contribuye a la literatura sobre desigualdades de género en el mercado laboral y el rol de la maternidad. Con base en registros administrativos de nacimientos y trayectorias de empleo formal, se aplica la metodología de estudio de eventos para proporcionar evidencia causal sobre el impacto del primer hijo en la trayectoria laboral de la pareja. Este es el primer trabajo que analiza el efecto del primer hijo considerando a las parejas como unidad de análisis para un país en desarrollo, hasta lo que es de mi conocimiento. Esto permite controlar por características de las parejas que afectan simultáneamente las decisiones laborales y de fecundidad. La novedosa fuente de información permite contribuir también a la literatura teórica sobre determinantes de la desigualdad laboral de género. Este capítulo explora las respuestas heterogéneas a la maternidad combinando dos medidas de productividad relativa en el mercado laboral y concluye que tanto la educación como los ingresos relativos proporcionan información útil para comprender la dinámica de la pareja en torno a la maternidad. La existencia de una trampa de maternidad, en la que se evidencian efectos

negativos en el empleo formal para todas las mujeres con independencia de su productividad relativa, no permite racionalizar los resultados a la luz de la teoría la especialización basada en ventajas comparativas. Finalmente, este trabajo también proporciona evidencia novedosa relacionando la literatura sobre asignación de tareas en el hogar y sobre decisiones de fecundidad. Los resultados muestran que la ineficiencia en la asignación de tareas que surge luego del primer hijo explica la decisión de tener más hijos en el futuro, brindando por primera vez evidencia de un posible canal detrás de los persistentes efectos negativos de la maternidad.

La evidencia proporcionada a lo largo de esta tesis aporta a la comprensión pública sobre cómo se transmiten las normas de género y cuáles son sus consecuencias en las trayectorias laborales de las mujeres. Asimismo, contribuye a investigaciones previas que identifican ventanas de oportunidad para modificar actitudes y comportamientos de género. En etapas iniciales del ciclo de vida, la exposición a mujeres trabajadoras modifica los roles de género vinculados al empleo femenino de la siguiente generación. Así, promover políticas activas de empleo dirigidas a las mujeres tendrían efectos dinámicos al afectar también el empleo femenino de generaciones posteriores. Por su parte, la adolescencia constituye otra ventana de oportunidad para la implementación de políticas orientadas a modificar las actitudes de género hacia una sociedad más igualitaria. Promover la diversidad en la composición por sexo de las clases y trabajar con los estudiantes abordando temas relacionados con la equidad de género, surgen como posibles implicaciones de política. Estas acciones impactan directamente en el proceso de formación de normas de género y podrían tener un impacto duradero sobre las actitudes y comportamientos. En efecto, intervenciones tempranas que modifiquen las normas de género tradicionales podrían mitigar las consecuencias negativas de la maternidad sobre el empleo femenino. Esto sin desmedro de la extensa evidencia en favor de políticas de familia que promuevan los cuidados desde una perspectiva de corresponsabilidad.

En conjunto, la evidencia proporcionada en esta tesis pone de relieve la importancia de políticas que no solo aborden las brechas de género actuales, sino que también promuevan un cambio económico y cultural sostenido. Desde una perspectiva de política pública, atender estos aspectos en las diferentes etapas del ciclo de vida es crucial para garantizar la igualdad de oportunidades y potenciar la eficiencia económica.