

Cierre de escuelas en pandemia y brechas de género en  
Argentina:  
*¿madres más vulnerables?*

Pilar Toyos

Tesis de maestría  
Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata

Directora de tesis: Inés Berniell  
Co-Directora de tesis: Florencia Pinto  
Abril 2022

Códigos JEL: D13, J16, J20

# Cierre de escuelas en pandemia y brechas de género en Argentina: *¿madres más vulnerables?\**

Pilar Toyos<sup>†</sup>

## Resumen

En este documento estudio el efecto del cierre de escuelas durante la crisis del COVID-19 sobre las brechas de género en el mercado de trabajo en Argentina. Utilizando la metodología de triple diferencias, encuentro un efecto significativo y desigual para las madres con niños en edad escolar (de 4 a 18 años). En total, el primer año de la pandemia (del segundo trimestre del 2020 al primero del 2021) implicó una reducción de su probabilidad de participar en el mercado de trabajo de 8,5 puntos porcentuales. Además, esta caída fue 1,9 p.p. mayor que para las mujeres sin hijos en edad escolar y que para los hombres, posiblemente debido al cierre de escuelas. Al controlar por el efecto que la pandemia tuvo en cada sector de actividad y segmentar a las personas por grupos de edad del hijo menor, encuentro que el impacto diferencial de la pandemia sobre la participación laboral de las madres con hijos de 4 a 12 años fue aún 4,5 p.p. mayor que el resto. En la misma línea, el mecanismo contractivo de la pandemia sobre la ocupación muestra una reducción de su probabilidad de emplearse de 3,5 p.p. mayor. Los hallazgos de este estudio llaman la atención sobre el largo camino que queda por recorrer para atender los impactos negativos del COVID-19 en materia de brechas de género en Argentina.

Palabras clave: brechas de género, cierre de escuelas, COVID-19, mercado de trabajo

---

\*Este trabajo es mi tesis de maestría dirigida por Inés Berniell y co-dirigida por Florencia Pinto. A ambas les envío mi más sincero agradecimiento por su guía y apoyo a lo largo de todo el proceso. Agradezco también los valiosos comentarios y sugerencias de Mariana Marchionni y Mariana Viollaz, fueron de gran utilidad para robustecer el análisis. Finalmente agradezco a mi madre Lucila, por impulsarme con su ejemplo a seguir formándome y crecer como persona. Cualquier error es de mi entera responsabilidad.

<sup>†</sup>Contacto: pilartoyos@gmail.com

## **Abstract**

In this document I study the effect of school closure during the COVID-19 crisis on the labor market gender gaps in Argentina. Employing a triple difference methodology, I find a significant and unequal effect for mothers of school-age children (children who are 4 to 18 years old). The overall effect of the first year of pandemic crisis (from the second quarter of 2020 to the first quarter of 2021) on these mothers meant an 8.5 percentage points reduction of their probability of being active in the labor market. This decrease was 1.9 p.p. larger than the fallout of the probability of participating in the labor market of other people, probably due to school closures. When controlling for the effect of the crisis on each industry of occupation and when grouping parents based on the years of their youngest child, I find an even larger effect within mothers whose kids are between 4 and 12 years old. They suffered an extra 4.5 p.p. reduction of their probability of participating in the labor market, and a 3.5 p.p. reduction of their chance of getting employed. The findings in this study draw attention to the long way ahead to address the negative impacts of COVID-19 in terms of gender gaps in Argentina.

Keywords: gender gaps, school closure, COVID-19, labor market

# Índice

1	Introducción	4
2	Revisión de la literatura	5
3	Contexto en Argentina	10
4	Metodología	14
4.1	Sobre las variables de resultado . . . . .	19
5	Requisitos para la validez del método	21
6	Datos	24
7	Resultados	28
7.1	Heterogeneidad de los resultados por nivel de educación y región . . . . .	36
8	Pruebas de robustez	40
9	Conclusiones	42
	Referencias	44
A	Estimación de la correlación entre producto, actividad laboral y ocupación en Argentina	48
B	Tablas y gráficos	50
C	Resultados para grupo de personas con hijos de 4 a 18 años.	61
D	Resultados para mujeres	62
E	Resultados para madres	63
F	Heterogeneidad de los resultados por calificación y región.	65

## 1. Introducción

El objetivo de este estudio es evaluar el impacto del cierre de escuelas durante la pandemia del COVID-19 sobre las brechas de género en el mercado de trabajo argentino. En específico, buscaré validar la hipótesis de una ampliación de las diferencias laborales entre hombres y mujeres como consecuencia de un aumento de las horas dedicadas al cuidado de los niños, por parte de las madres.

Utilizando la metodología de triple diferencias, encuentro un impacto global del primer año de crisis sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo de las madres cuyo hijo menor tenga entre 4 y 18 años, de 8,5 puntos porcentuales. La caída fue 1,9 p.p. mayor que el resto de las personas (hombres, mujeres sin hijos o con hijos menores por fuera de tal edad), probablemente debido al aumento de tareas de cuidado por el cierre de escuelas. Al controlar por el impacto de la pandemia en cada sector de ocupación y al segmentar a las madres por grupos de edad del hijo menor, encuentro que la crisis también implicó una caída más aguda del empleo. El diferencial sobre la probabilidad de emplearse de las madres con niños menores en el primario o preescolar (de 4 a 12 años) fue de 3,5 p.p.

Los hallazgos sobre el efecto de la crisis en la cantidad de horas y del ingreso percibido por la ocupación principal son menos concluyentes y varían dependiendo de la población que se evalúe para medir el impacto de la crisis. Cuando contemplo a toda la muestra (personas de 25 a 55 años, estén ocupadas, desocupadas o inactivas), controlo por el impacto de la pandemia en cada sector y divido a las madres por grupos de edad de sus hijos menores, los coeficientes de interés para las madres con hijos menores de hasta 12 años son negativos, pero no son significativos (con excepción del impacto de la pandemia sobre el ingreso de las madres de 0 a 3 años, cuyo coeficiente de interés es negativo y significativo al 5%). Queda a cargo de estudios posteriores realizar un estudio más detallado de los diferenciales sobre el margen intensivo del trabajo. La amplia diferencia en la cantidad de horas y el ingreso entre hombres y mujeres previo a la pandemia es un punto por considerar cuando se analizan las brechas de la crisis en el mercado de trabajo.

Finalmente, investigo la heterogeneidad del impacto de la crisis por grupos de calificación y por región sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo y de emplearse. Los

grupos más desfavorecidos fueron las madres de menor calificación (sin estudios secundarios) y las personas que residían en aglomerados urbanos con mayor densidad poblacional – como la Capital Federal y los partidos aledaños, pertenecientes a la Provincia de Buenos Aires. Encuentro resultados negativos y significativos sobre la participación laboral y sobre el empleo para las madres con niños menores de 4 a 12 años de ambos grupos.

Los resultados aquí presentados son un aporte a la literatura que estudia el desempeño laboral femenino en grandes crisis económicas. Mientras que en la historia reciente se había evidenciado un impacto desproporcionado de las recesiones sobre el empleo masculino, dando pie al apodo “mancession” (Elsby et al. 2010[20] Bachmann Sinning 2011[7] Bachmann et al.2015[6]), los estudios actuales sobre el impacto de la pandemia en países desarrollados comprueban un impacto de la crisis del COVID-19 mayor para las mujeres, dando paso a una “shession” (Alon et al 2021[2]). En este documento compruebo que el impacto también fue mayor para las madres en Argentina, incluso bajo una tendencia de cierre de brechas de género en la actividad laboral de las mujeres.

## **2. Revisión de la literatura**

La literatura del impacto de las grandes recesiones económicas sobre las brechas de género explica el aumento de la actividad laboral y la ocupación femenina en periodos de contracción del ciclo a través de dos grandes mecanismos. El primero nace de la estructura sectorial del empleo, en donde se identifica una mayor participación de las mujeres en ocupaciones más estables y contracíclicas como en los servicios, la enseñanza y la salud. Los autores que estudian este mecanismo comprueban que, en periodos de caída de la actividad, los sectores más afectados suelen ser actividades más masculinizadas en términos de proporción de cantidad de ocupados hombres, como la industria o la construcción. Como consecuencia, las diferencias de género en la desocupación, la actividad y la ocupación se reducen (Elsby 2010[20] Nagore García 2017[33] Guner 2020 [24]). Así sucedió en las crisis de la subprime del 2008 en Estados Unidos, en donde se originó el término de “mancession” (Elsby et al. 2010[20] Bachmann Sinning 2011[7] Bachmann et al.2015[6]). Una segunda explicación de la reducción de brechas de género durante las crisis económicas se relaciona con el cambio en las decisiones intrafamiliares. Conocido como “efecto trabajador adicional” y acuñado originalmente por

Woytinsky (1940)[38] implica que, bajo condiciones de pérdida del empleo del jefe de hogar (usualmente hombre), las mujeres salen a buscar trabajo para compensar la caída del ingreso familiar (ver por ejemplo Lundberg 1985[29] y Ellieroth 2019[19] para un análisis en Estados Unidos; o Serrano et al 2019[37] y Berniell et al 2022[9] para un estudio sobre países de América Latina).

Pero la recesión económica desatada por las medidas de prevención contra el COVID-19 fue completamente distinta a las grandes crisis globales estudiadas en la literatura mencionada. No solo por su magnitud, sino porque las medidas de restricción a la movilidad implicaron un impacto inmediato tanto sobre la oferta real de bienes y servicios como en su demanda. Además, las medidas implementadas por los gobiernos para controlar la expansión del virus también desencadenaron un desempeño diferenciado entre sectores. Mientras que algunas actividades fueron habilitadas para seguir operando, otras debieron frenar sus operaciones por completo, lo cual derivó en una evolución disímil de la demanda de empleo entre sectores. Por el lado de la oferta laboral, las medidas de aislamiento también tuvieron un efecto desigual. En términos del sector y el tipo de ocupaciones que realizaban las personas previo a la pandemia, las cuarentenas implementadas recortaron en gran medida la posibilidad de ocupación de aquellas personas con empleos de alto contacto físico. Adicionalmente a las diferencias dadas por las condiciones ocupacionales en el mercado de trabajo, otro mecanismo de potencial reducción de la oferta laboral fue el aumento de las horas de trabajo no remunerado de las familias con niños por el cierre de escuelas y centros de cuidado. Por lo tanto, los mecanismos por los cuales se esperaba un cierre de las brechas de género en períodos de contracción económica parecieran no haber operado. Por lo contrario, las medidas de aislamiento por la pandemia han impactado tanto sobre la estructura sectorial del empleo como en la dinámica de las familias de forma inversa a lo estudiado por la literatura previamente.

La reciente y creciente literatura que estudia el impacto de la crisis pandémica sobre las brechas de género muestra que, a pesar de una aguda y generalizada caída del empleo producto de la recesión, la merma de las horas trabajadas por las mujeres fue mayor en comparación a la de los hombres en muchos países (Alon et al 2021[2] Beauregard et al 2020[8] Hupkau y Petrongolo 2020[25]). Los estudios también presentan una distribución desigual del aumento de horas en los cuidados del hogar, en donde las mujeres le dedicaron más tiempo a suplir la

falta de escolaridad de sus hijos que los hombres (Farré et al 2020[22] Costoya et al 2021[13]).

Alon, Coskun, Doepke, Koll y Tertilt (2021) analizan la transición de las crisis tradicionales hacia la actual, y denominan a la crisis pandémica como una “shecession”, aludiendo al agudo impacto de la pandemia sobre las mujeres. A partir de un análisis microeconómico para seis países desarrollados, miden el impacto del cierre de escuelas sobre las madres con hijos en edad escolar y encuentran un efecto diferencial de la pandemia sobre la probabilidad de ocuparse y la cantidad de horas trabajadas en comparación al resto. Los autores elaboran un paneo de la literatura que analiza el efecto de la caída en la actividad sobre las brechas de género. En el caso de Estados Unidos, se comprueba una gran diferencia de género en la reducción del empleo y las horas trabajadas por la pandemia, especialmente para los grupos de personas con hijos en edad escolar (Albanesi, S. y J. Kim 2021[1] Alon et al 2021[2] Dias, Chance y Buchan 2020[18] Cowan 2020[15] Montenovo et al. 2020[32] Fabrizio, Gomes y Tavares 2021[21] Collins et al 2020[12] Couch, Fairlie, y Xu 2020[14]). El impacto en España también pareciera ser negativo para el empleo en las mujeres, aun cuando se presentó un incremento en la cantidad de horas dedicadas al cuidado por parte de los hombres (Farré et al 2020[22]). Tanto para Canadá (Beauregard et al 2020[8] Qian, Y. y S. Fuller 2020 [36]) como para Inglaterra (Andrew et al 2020[3] Hupkau y Petrongolo 2020[25]) se encuentra una mayor merma en el empleo de las madres en familias biparentales. Por su parte, para el caso de Holanda, la literatura no encuentra diferencias de género de empleo y horas trabajadas. Las causas señalan la presencia de instituciones de protección al empleo femenino como grandes esquemas de trabajos a medio tiempo, una licencia por maternidad generosa y la disponibilidad de cuidados de emergencia de niños (Meeks et al 2020[30]).

En América Latina y en países en desarrollo en general, la literatura sobre el impacto de la crisis en el empleo con perspectiva de género es aún incipiente. Algunos estudios que analizan el impacto de la pandemia sobre los mercados de trabajo en países en desarrollo apuntan a una mayor vulnerabilidad de las mujeres. Este es el caso de Kugler y otros (2021)[28], los cuales, a través de encuestas telefónicas de alta frecuencia durante la pandemia en 40 países en desarrollo, encuentran una acentuación de las brechas de género derivada de las diferencias sectoriales del empleo. El análisis estima una probabilidad de abandono del trabajo de las

mujeres 8 p.p. mayor a la de los hombres durante la primera fase de la pandemia. En misma línea, pero utilizando los microdatos de la encuesta de ocupación y empleo de México, Monory-Gomez-Franco (2021)[31] realiza un detallado análisis del impacto de la pandemia sobre las brechas de género en el mercado de trabajo mexicano aplicando el método de diferencias en diferencias. El autor estima que la probabilidad de empleo de las mujeres que vivían en hogares con miembros de alta demanda de cuidados (menores de 15 años, mayores de 65 o personas con discapacidad) cayó 3 puntos porcentuales relativa a la de los hombres. Por otro lado, el autor estima que el tiempo de trabajo de cuidado de las mujeres en relación a la de los hombres se redujo levemente.

En referencia a la división de tareas en el hogar, Costoya y otros (2021)[13] estudian los cambios en la repartición de las tareas de cuidado del hogar a partir de una encuesta que realizaron en Argentina durante el primer semestre de 2020. Encuentran que, si bien hubo un mayor involucramiento de los hombres en el tiempo dedicado a tareas no remuneradas durante la pandemia, el aumento para las mujeres fue mayor, ampliando así las brechas de género.

Otro conjunto de investigaciones estudia el alcance del teletrabajo y sus consecuencias sobre el mercado de trabajo bajo el contexto de las medidas de asilamiento durante la pandemia. La mayoría de los estudios evalúa el grado de adopción de tecnologías digitales y el tipo de tareas realizadas en las distintas ocupaciones del mercado para establecer la cantidad de empleos teletrabajables. Berniell y Fernández (2021)[10] encuentran que en Latinoamérica, la vulnerabilidad del empleo ante la pandemia en la región es mayor justamente porque la proporción de gente que puede realizar teletrabajo en comparación a EE. UU. y Europa más pequeña. Garrote Sánchez et al (2020)[23] analizan la factibilidad del teletrabajo a través de un estudio que mide las diferencias entre 107 países de todo el mundo, e identifican que a nivel global solo uno de cada cinco empleos puede realizarse desde el hogar, pero que en países de bajos ingresos dicha relación baja a 1 de cada 26 empleos. También estudian las diferencias del teletrabajo intra-país para Brasil y México, y encuentran que las desigualdades de ocupación entre regiones más ricas con mayor acceso a internet y las más pobres de menor conectividad se exacerban.

Asimismo, Bonavida y Gasparini (2020)[11] realizan un estudio de factibilidad del teletrabajo en Argentina. Encuentran que solamente un cuarto del empleo podría realizarse por

remoto, y que, entre los trabajos compatibles con el teletrabajo, hay una mayor proporción de mujeres que hombres. Por último, Peluffo y Viollaz (2021)[35] realizan un índice que refleja la probabilidad de realizar teletrabajo para las familias en México en base a las características ocupacionales y el acceso a internet previo a la pandemia. Encuentran una alta correlación de la probabilidad de teletrabajar al interior de los hogares en pareja, en donde las familias de mejor acceso al crédito tienen más probabilidad de trabajar por remoto que las familias más pobres. Las autoras esperan en consecuencia una ampliación de las diferencias de ingreso entre hogares de México.

La escasa literatura concerniente al efecto del cierre de escuelas sobre el desempeño laboral de las madres en la región abre la oportunidad a nuevas líneas de investigación en América Latina que procuren estimar tal efecto. Un estudio reciente de Jaume y Willén (2021)[27] realiza una evaluación del impacto del cierre de escuelas, pero a partir de las huelgas docentes en Argentina entre el 2003 y el 2014. Los autores estiman que una no presencialidad de los niños en las aulas de 10 días reduce la oferta laboral de sus madres, y reduce sus ingresos mensuales en un 3 por ciento en comparación a la media.

Al presente, la literatura de estudios sobre el impacto de la cuarentena en las brechas de género de las actividades remuneradas en Argentina es escasa. Una de las principales razones puede residir en la dificultad de aislar el impacto de una crisis de tal magnitud a la hora de medir la incidencia de las medidas de aislamiento sobre el empleo. Esta vacancia en la literatura sobre el impacto de las medidas de atenuación del COVID-19 en la región y, en específico, en Argentina, motiva el presente estudio. Buscaré demostrar cuál fue el impacto del primer año de la pandemia (del segundo trimestre del 2020 al primero del 2021) en las diferencias de empleo, actividad laboral, ingreso y horas trabajadas entre las personas según su género y según la presencia de hijos menores en edad escolar. Dado que el A.S.P.O. implicó un cierre absoluto de las escuelas y los espacios de crianza, enseñanza y cuidado en el período de análisis, supondré un efecto indirecto de la no presencialidad sobre las personas con hijos menores en edad escolar. No mediré directamente la incidencia del cierre de tales instituciones sobre las personas con niños que asistían allí, por falta de información pública al respecto.

### 3. Contexto en Argentina

Para poder entender el estado de situación de las brechas de género al inicio de la pandemia, comenzaré describiendo el contexto previo del mercado laboral argentino, y cuál ha sido el comportamiento de las mujeres ante las crisis económicas de los últimos 20 años y en la reciente crisis pandémica.

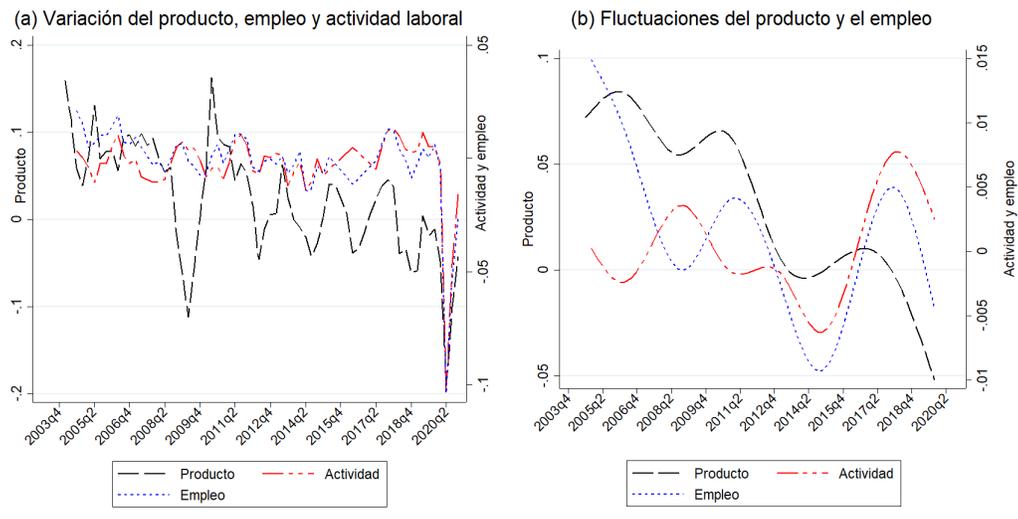
Una primera aproximación al tema es observar la evolución del empleo y la participación laboral de hombres y mujeres con respecto a la variación del producto. Esto puede verse en el gráfico 1, en donde incluyo, por un lado, la evolución de la actividad económica medida como el crecimiento trimestral interanual del producto interno bruto (o PBI) y por el otro, las tasas de empleo y de participación laboral medidas en diferencias anuales de los últimos 20 años. Los datos reflejan cuatro períodos de marcada fluctuación del producto: la salida de la crisis de la convertibilidad en la primera mitad de la década del 2010, el impacto local de la crisis internacional de la *subprime* en 2008, la crisis devaluatoria del 2018 y la recesión económica del 2020, fruto de la pandemia. En los primeros tres casos, (del 2004 al primer trimestre de 2020) el acompañamiento del empleo a la evolución del producto marca una relación positiva entre actividad económica y ocupación. De hecho, al estimar la relación del crecimiento interanual del producto y la variación de la tasa de ocupación desde el primer trimestre de 2004 al primer trimestre de 2020, obtengo un coeficiente de correlación positivo de 5,5 puntos porcentuales, significativo al 1%. Por el lado de la participación de las personas en el mercado de trabajo, la gráfica muestra una dinámica contracíclica, al menos hasta los primeros años de la década del 2010. La estimación lineal de la variación de la participación laboral en respuesta al crecimiento interanual del producto indica una contraciclicidad de la actividad laboral: el coeficiente de correlación de la tasa de actividad con respecto a la variación del producto del 2004 al primer trimestre del 2020, arroja un coeficiente de correlación negativo pero no significativo, del -1,6 p.p.<sup>1</sup>

La diferenciación por género de la participación laboral brinda aún más claridad sobre el comportamiento contracíclico de la actividad del mercado de trabajo. En el gráfico 2 comparo la evolución suavizada de la actividad laboral por género con la del producto. Al igual que

---

<sup>1</sup>En el Anexo A se incluye la especificación y estimaciones realizadas para obtener los coeficientes de correlación entre producto, empleo y participación laboral.

Figura 1: Evolución del producto bruto interno, de la ocupación y de la participación laboral en Argentina.

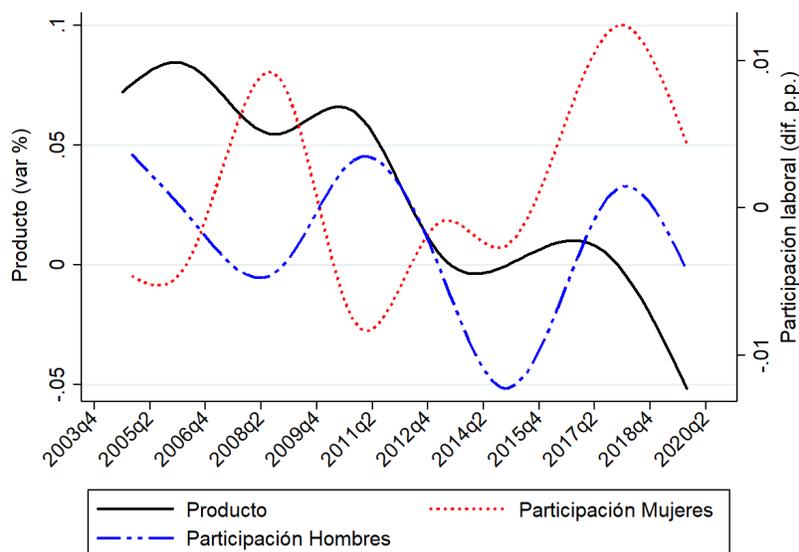


Nota: El gráfico a. muestra la variación año a año del PBI a precios 2004 y la diferencia año a año de las tasas de empleo y actividad laboral, ambos en frecuencia trimestral. El gráfico b. muestra los datos del gráfico a. con una interpolación spline cúbica. Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua, 2003-2020 y a Cuentas Nacionales de INDEC.

lo sugerido por los estudios sobre el impacto de las crisis económicas sobre el desempeño laboral de las mujeres, en Argentina la actividad laboral femenina ha sido contracíclica hasta el desenlace de la crisis pandémica. De hecho, los tres momentos de mayor variación del producto mencionados previamente coinciden con una marcada diferencia en participación laboral de los hombres y mujeres. Los datos reflejan una relación positiva de la participación laboral de los hombres con respecto al producto mientras que la actividad laboral femenina refleja una dinámica contracíclica, seguida de una tendencia de crecimiento de la participación laboral desde 2015, la cual cae pronunciadamente en el 2020. Aún más, el coeficiente de correlación entre el crecimiento año a año del PBI y la diferencia interanual de las tasas de participación laboral masculina previo a la pandemia se aproxima a los 1,4 p.p. (pero no es significativo), mientras que el coeficiente para la participación laboral femenina explicada por la variación del producto es negativo en 4,7 p.p. y significativo al 10%.

El análisis gráfico indica entonces un posible efecto “trabajador adicional”, con una participación laboral femenina contracíclica para el periodo analizado, sobre todo a partir del crecimiento de la actividad laboral de las mujeres desde el 2015. De hecho, las mujeres en plena edad laboral (de 25 a 55 años) aumentaron su participación en el mercado en promedio

Figura 2: Evolución del producto bruto interno y de la participación laboral en Argentina por género.



Nota: El gráfico muestra una interpolación spline cúbica de la variación año a año del PBI a precios 2004 y la diferencia año a año de las tasas de actividad laboral de hombres y mujeres, ambos en frecuencia trimestral. Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua, 2003-2020 y a Cuentas Nacionales de INDEC.

6,1 puntos porcentuales entre el primer trimestre del 2015 y el primero del 2020, mientras que la actividad de los hombres de misma edad cayó 1,4 p.p. La diferencia entre las tasas de actividad de padres y madres es incluso mayor, las madres aumentaron en 8,7 p.p. su participación en el mercado de trabajo y los padres redujeron en 1 p.p. su participación laboral (se adjuntan en el cuadro B.1 del Anexo B las tasas de actividad para los grupos analizados).

A pesar de la aparente reducción de brechas de género en el mercado de trabajo en los cinco años previos a la pandemia, las condiciones laborales de los hombres continuaban siendo muy superiores a las femeninas. Tomando como base los datos promedio en 2019 para personas de 25 a 55 años, las diferencias salariales y de horas trabajadas eran pronunciadas: las mujeres ocupadas percibían un ingreso de su ocupación principal un 24% menor a la de los hombres y trabajaban 10 horas semanales menos. De hecho, una posible consecuencia de la amplia desigualdad de los niveles de trabajo entre hombres y mujeres podría recaer en que la pandemia haya surtido un efecto más profundo sobre los hombres en términos de horas trabajadas e ingresos laborales. En tanto la salida de un hombre del mercado de trabajo significara, en

promedio, una pérdida mayor de horas y de ingresos, cabría suponer que el efecto de la crisis en el margen intensivo del trabajo sea mayor para hombres. Volveré a profundizar sobre este supuesto al estimar los efectos de la pandemia en horas e ingresos; a priori se advierte que la estructura del mercado previa a la pandemia da razones para suponer un efecto más agudo en hombres.

Otro punto no menor para el análisis es la estructura ocupacional y el tipo de inserción laboral de las personas previo a la crisis. Naturalmente, aquellas personas con menor grado de protección social y aquellos ocupados que desempeñaban tareas de mayor contacto físico se encontraban peor preparadas para sobrellevar las medidas de aislamiento establecidas. En la tabla B.2 incluyo algunos indicadores del mercado de trabajo por sector de actividad pre pandemia (promedio 2019). La segmentación sectorial del empleo presentaba una marcada feminización de las actividades más vulnerables (en términos de protección social y remuneración) y aquellas relacionadas con el cuidado con mayor contacto físico. Por ejemplo, el sector con mayor participación de las mujeres eran los servicios domésticos, en donde las mujeres representaban el 96,3% del empleo. Este sector también se caracteriza por una alta informalidad, del 72,4%, y una remuneración en promedio un tercio más baja a la de los demás sectores. Igualmente, la participación femenina era alta en actividades informales y mal pagas como actividades de servicios comunitarios, sociales y personales no relacionadas con la salud (un 51% de los asalariados eran mujeres) u hoteles y restaurantes (en donde la participación femenina ascendía al 46%). En ambos sectores, la tasa de informalidad superaba el 40% de los casos y el salario era menor al promedio.

En resumen, la composición feminizada de los empleos más vulnerables ante la pandemia podría resultar en un efecto relativo más negativo para las mujeres. Sin embargo, otras actividades más masculinizadas también atravesaron un agudo parálisis de sus operaciones. En este sentido, mientras que el servicio doméstico presentó una caída interanual real del valor bruto de la producción en 2020 de 18,8% o los servicios personales de 38,9%, otras actividades masculinizadas y también vulnerables, como la construcción o el transporte presentaron caídas superiores al resto de la economía. Queda claro que las heterogeneidades por sector jugarán un papel importante en el análisis.

En lo siguiente se buscará responder si el efecto del aumento de las horas de cuidado por

el cierre de escuelas fue lo suficientemente grande como para contrarrestar el efecto contracíclico de las mujeres, ampliando las brechas de género en el mercado de trabajo. El cierre de escuelas en Argentina fue extenso, y probablemente tuvo una repercusión importante sobre la organización familiar ante el aumento de horas requeridas para cuidar a los niños. Desde el 23 de marzo de 2020, los niños no pudieron asistir a la escuela. Esto suma un total de 165 días del calendario lectivo en 2020. En el 2021 la vuelta a clases de forma presencial varió según provincia, grado escolar y también en cantidad de días semanales de asistencia (por lo general algunas provincias empezaron con un esquema mixto de presencialidad y clases virtuales). Pero la vuelta a clases para todas las edades y en todos los días de la semana recién comenzó a mediados de agosto de 2022, restando aproximadamente 114 días de presencialidad si tomamos el 15 de agosto como fecha de regreso promedio. En cuanto a la cantidad de días perdidos en el periodo analizado en este trabajo (1 de abril de 2020 y el 31 de marzo de 2021), se perdieron 161 días del 2020 y 21 del 2021, un total de 182 días y 728 horas tomando turno simple de 4 horas por día.

En este trabajo busco responder si este aumento de horas en que los niños permanecieron en el hogar tuvo algún impacto sobre el desempeño laboral de las madres. En especial, ver si el aumento de las horas de cuidado fue lo suficientemente grande como para contrarrestar el efecto contracíclico de las mujeres, ampliando las brechas de género en el mercado de trabajo. La hipótesis detrás será que las madres con niños de hasta 18 años (es decir, en edad escolar) se vieron más afectadas que los padres y que las mujeres sin hijos o con hijos fuera de edad escolar.

## 4. Metodología

En la introducción resumí las principales conclusiones de la literatura reciente sobre el desempeño laboral femenino, y en particular de las madres, durante la crisis pandémica del 2020. En síntesis, el cierre de escuelas durante la pandemia ha tenido importantes repercusiones en la cantidad de horas dedicadas a las tareas del hogar, lo cual ha impactado en mayor o menor medida en el mercado de trabajo, tanto en países desarrollados como en Argentina (Alon et al 2021[2], Farré et al 2020[22], CEPAL 2020[34]; Costoya, 2021[13]). Dada la poca información sobre el impacto del incremento en las horas de cuidado no remunerado sobre

el mercado laboral argentino, realizaré una evaluación de impacto comparando la evolución del desempeño laboral de las madres con la de otros grupos. En principio, el cambio experimentado por el grupo de padres antes y durante la pandemia constituye un buen punto de comparación con el de las madres. Asimismo, se podría contrastar el desempeño laboral de las mujeres con hijos en edad escolar con el de aquellas sin niños de esa edad, antes y después del inicio de la pandemia. Ambas comparaciones serán valiosas a la hora de comprobar si el aumento de horas no remuneradas tuvo un particular efecto negativo sobre el empleo de las madres.

Una de las estrategias que permiten aproximar el efecto causal del cierre de escuelas sobre las madres es la de diferencias en diferencias (Angrist y Krueger, 1999[4]) evaluando a la población cuyo último hijo esté en edad escolar (de 4 a 18 años) y comparando las diferencias por género en familias biparentales. La metodología de diferencias en diferencias (DD) es un método simple para comparar la evolución de una variable de interés ante la aplicación de un tratamiento entre dos grupos de personas, las tratadas (en este caso las madres) y las no tratadas (o grupo de control; los padres). Bajo esta metodología, se obtiene la diferencia de la diferencia de los resultados en la variable de interés entre ambos grupos, que representa el efecto del tratamiento siempre y cuando el grupo de control sea representativo de cómo hubiese evolucionado el grupo de tratamiento ante la ausencia del tratamiento.

$$y_{it} = \beta_o + \beta_1 Muj_i + \beta_2 POST + \beta_3 Muj_i \cdot POST + \beta_4 X_{it} + \beta_5 Muj_i \cdot Periodo. + \epsilon_{it} \quad (1)$$

En esta línea, la especificación 1 compara las diferencias de la variable de resultado promedio  $y_{it}$  (la tasa de participación laboral, la tasa de ocupación, la cantidad horas trabajadas en la semana de referencia y el ingreso de la ocupación principal medido en precios constantes del primer trimestre de 2021) antes y después de la pandemia entre padres y madres (en donde  $Muj_i = 1$  para madres).  $POST$  es una variable que toma el valor 1 los periodos con pandemia.  $X_{it}$  es un conjunto de controles en los que se incluye edad al cuadrado, dummies de aglomerado, un indicador de si la persona es extranjera, tres variables binarias de nivel educativo (en donde calificación baja agrupa a las personas sin título secundario, calificación media a las personas con título secundario y calificación alta a las personas que hayan ob-

tenido título superior o universitario) y una variable categórica para indicar la presencia de adultos en el hogar distintos al jefe de hogar o cónyuge, agrupados en personas de entre 19 y 69 años o adultos mayores (de 70 años o más).  $Periodo_t$  es la variable de periodos calendarios y se interactúa con el grupo de tratamiento para controlar la tendencia del grupo – volveré a ello en la sección de requisitos para la validez del método. El coeficiente de interés es  $\beta_3$ , el cual captura el efecto de tratamiento (la pandemia) en el desempeño laboral de las madres en comparación al de los padres, potencialmente atribuible al cierre de escuelas.

La muestra utilizada en este caso comprende a aquellas personas casadas o unidas cuyo hijo menor tenga entre 4 y 18 años.<sup>2</sup> El grupo de personas con niños en edad escolar se determina a través de la edad del último hijo para evitar incluir en la muestra a personas con niños más pequeños (de 3 o menos) que probablemente se hubiesen quedado en el hogar por los cuidados de la primera infancia independientemente del cierre de escuelas. Asimismo, al segmentar a las personas por edad del último hijo, simplifico la agrupación de aquellas personas con hijos en otra etapa educativa – como podría ser el caso de una familia con hijo pequeño, otro en primario y otro en secundario.

Ahora bien, la especificación 1 presenta algunos desafíos al análisis. Su mayor debilidad es el riesgo de atribuir al coeficiente de interés otros factores que no tengan que ver con la no presencialidad en las aulas pero que hayan afectado de forma diferencial al desempeño laboral de mujeres y hombres. Por ejemplo, la crisis económica desatada por las medidas de aislamiento podría haber tenido un impacto más intenso en aquellos sectores con mayor participación de hombres, o bien en ocupaciones con menor posibilidad de teletrabajo. En medida que el impacto sectorial de la pandemia hubiese sido especialmente fuerte en ocupaciones muy masculinizadas, existe el riesgo de subestimar la ampliación de brechas de género por el aumento de las tareas de cuidado en las familias con niños en edad escolar.

Otra opción es analizar únicamente a las mujeres, y comparar el desempeño de las madres con niños en edad escolar vis-à-vis el de las mujeres sin hijos o con hijos de otra edad (menores a 4 años o mayores de 18). De esta forma, los cambios en el comportamiento laboral de las madres en comparación al resto de las mujeres estarían más directamente vinculados al cierre

---

<sup>2</sup>En Argentina la asistencia obligatoria a la escuela es a partir de los 4 años. El gráfico B.1 en el Anexo B presenta la tasa de escolaridad por grupos de edad.

de escuelas.

$$y_{it} = \beta_o + \beta_1 Hij_i + \beta_2 POST + \beta_3 Hij_i \cdot POST + \beta_4 X_{it} + \beta_5 Hij_i \cdot Periodo + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Así pues, la especificación 2 toma como variable de tratamiento a  $Hij_i$ , una variable binaria que toma valor uno en caso de ser una mujer cuyo hijo menor tenga edad escolar, y cero en caso contrario. Aun así, la especificación (2) implica un desafío para la causalidad del análisis. El problema aquí es definir como grupo de control al resto de las mujeres ya que los cambios en la participación laboral entre mujeres con o sin hijos pueden ser sistemáticamente diferentes por otros factores distintos a un aumento en las horas de cuidado. Por ejemplo, si las personas con hijos en edad escolar tienen una mayor probabilidad de tener empleos informales en relación al grupo de personas sin hijos en edad escolar, y la pandemia afectó más fuertemente a los trabajadores informales, el coeficiente de interés estaría reflejando este efecto diferencial, que no está relacionado con el cierre de escuelas.

Una estrategia superadora que permite sortear ambos problemas es conservar en la estimación las diferencias entre hombres y mujeres y entre personas con y sin hijos en edad escolar utilizando el método de la triple diferencia. La alternativa supone conservar como controles a la variabilidad de los resultados pre y post pandemia que podrían ser atribuibles a las diferencias de género (especificación 1), así como conservar las diferencias imputables a la maternidad de hijos en edad escolar (especificación 2). El resultado es estimar un efecto de tratamiento virtualmente libre de causas inherentes a las características del grupo de tratamiento que pudieron haber actuado durante la pandemia. La especificación se detalla a continuación:

$$\begin{aligned} y_{it} = & \beta_o + \beta_1 Muj_i + \beta_2 Hij_i + \beta_3 POST_t + \beta_4 \cdot Muj_i \cdot POST_t + \\ & \beta_5 Hij_i \cdot POST_t + \beta_6 Muj_i \cdot Hij_i + \beta_7 Muj_i \cdot Hij_i \cdot POST_t + \\ & \sum_i \beta_8 (Hij_i \times Muj_i \times Periodo) + \beta_9 X_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

La estimación de 3 deja como efecto de tratamiento a  $\beta_7$ , el cual se compone del cambio en la variable de resultado promedio de las madres con hijos en edad escolar pre y post

pandemia, descontando el cambio en los resultados promedio de las mujeres sin hijos en edad escolar, y descontando también la variación en los resultados de los padres con hijos escolares en comparación a la de los hombres sin hijos escolares, como lo indica la ecuación 4. Esto permite identificar de forma más acertada los efectos del cierre de escuelas sobre las madres.

$$\beta_7 = [(\bar{y}_{Muj_1.Hij_1.POST_1} - \bar{y}_{Muj_1.Hij_1.POST_0}) - (\bar{y}_{Muj_1.Hij_0.POST_1} - \bar{y}_{Muj_1.Hij_0.POST_0})] - [(\bar{y}_{Muj_0.Hij_1.POST_1} - \bar{y}_{Muj_0.Hij_1.POST_0}) - (\bar{y}_{Muj_0.Hij_0.POST_1} - \bar{y}_{Muj_0.Hij_0.POST_0})] \quad (4)$$

Las variables incluidas en (3) son las mismas que están en (1) y en (2):  $y_{it}$  es la variable de resultado (participación laboral, ocupación, horas trabajadas, o ingreso en la ocupación principal),  $Hij_i$  es una variable binaria para identificar al primer grupo de tratamiento: las personas cuyo último hijo tenga edad de asistir a la escuela de 4 a 18 años y  $Muj_i$  es una *dummy* para el segundo grupo de tratamiento, las mujeres.

Además de los resultados principales, también se analizarán heterogeneidades en los efectos entre grupos de personas con hijos de distintas edades: aquellas cuyo hijo menor tiene 3 años o menos, aquellas cuyo hijo se encuentra en edad de asistir a la escuela primaria o preescolar -4 a 12 años-, quienes tengan un hijo menor en edad de asistir a la secundaria -de 13 a 18 años-, o bien las personas con hijos mayores a 18 años o sin hijos.<sup>3</sup> Agruparé a las personas a través de  $Hij_i$  transformada a un vector que tome las *dummies* de los cuatro grupos.

Una última especificación que puede mejorar la metodología consiste en controlar la estimación con el impacto de la contracción del sector por sector de ocupación. Ello supone un avance para la identificación del efecto causal del cierre de escuelas sobre las brechas de género, en tanto se limpia al coeficiente de interés de una merma sobre el empleo por el freno de un sector en particular. La ecuación 5 así lo incluye, interactuando a la variable de tratamiento, POST, con el sector de actividad en el cual estaban empleadas las personas en el último período previo a la pandemia ( $Sector_iPRE$ ).

---

<sup>3</sup>Al analizar las diferencias entre grupos se agrega como control una variable *dummy* que indica si la persona se encuentra casada o unida y se quita el control de presencia de adulto mayor en la familia (el cual incluye a los hermanos de 19 años en adelante que pudieran hacerse cargo de las tareas de cuidado de sus hermanos pequeños).

$$\begin{aligned}
y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Muj_i + \beta_2 Hij_i + \beta_3 POST_t + \beta_4 Muj_i \cdot POST_t + \\
& \beta_5 Hij_i \cdot POST_t + \beta_6 Muj_i \cdot Hij_i + \beta_7 Muj_i \cdot Hij_i \cdot POST_t + \\
& \beta_8 Sector_{iPRE} + \beta_9 Sector_{iPRE} \cdot POST_t + \\
& \sum_i \beta_{10}(Hij_i \times Muj_i \times Periodo) + \beta_{11} X_{it} + \epsilon_{it}
\end{aligned} \tag{5}$$

$Sector_{iPRE}$  es una variable categórica que informa en qué sector de los 14 sectores de actividad del CAES se empleaba el individuo en el periodo anterior al inicio de la pandemia. La variable además suma una categoría para los individuos que no presentaron información sobre el sector de ocupación (ya sea porque estaban desocupados o inactivos).

#### 4.1. Sobre las variables de resultado

Las variables dependientes que selecciono para medir el impacto de la pandemia sobre las madres son: la participación laboral y el empleo, medidos respectivamente como variables binarias que toman el valor unitario si la persona participa en el mercado de trabajo y si la persona está ocupada. También estimo el impacto de la pandemia sobre el ingreso de la ocupación principal mensual, medido en términos reales a precios del primer trimestre de 2021, y la cantidad de horas trabajadas en la semana de referencia en la ocupación principal.

Los periodos en donde se implementaron medidas de aislamiento estricto en Argentina significaron un desafío para el relevamiento de los datos de los ingresos y las horas trabajadas en la ocupación principal. En muchos casos las personas seguían ocupadas, pero no trabajaron ninguna hora en la semana de referencia, no percibían un ingreso o este fue drásticamente reducido. De hecho, según el informe trimestral del mercado de trabajo del INDEC del segundo trimestre de 2020 se verificó un aumento relevante de la proporción de ocupados ausentes (personas que no pudieron concurrir por suspensiones, otras causas laborales y licencias), pasando de 2,6 % de los ocupados en el segundo trimestre de 2019 a 21,1 % de los ocupados en el segundo del 2020 (INDEC, 2020 [26]). Asimismo, la población ocupada con ingreso laboral nulo o no declarado, pasó de un 13 % en el primer trimestre de 2020 a 16,4 % en el segundo trimestre de 2020.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup>En las tablas B.3 y B.4 del Anexo B se incluyen las estadísticas mencionadas. Las estadísticas contemplan a las personas mayores de 13 años, en línea con las edades utilizadas para los indicadores de mercado de trabajo

Dados estos limitantes, la estrategia para analizar los datos será la siguiente: en primer lugar, utilizo la ponderación de frecuencia disponible en la EPH, la cual corrige por no respuesta del entrevistado, en todas las variables de resultado para las estimaciones que toman la información trimestral de corte transversal.<sup>5</sup> Para analizar el efecto sobre horas trabajadas e ingreso de la ocupación principal, transformo las variables a la inversa hiperbólica del seno. Esta transformación permite aproximar la variable al logaritmo natural, pero se conservan los resultados nulos y se mantiene el margen extensivo de las variables.<sup>6</sup> Como consecuencia, las estimaciones sobre los ingresos y sobre las horas trabajadas equiparan a los individuos desocupados o inactivos a los individuos ocupados, pero sin información de ingresos. Ahora bien, en vistas del alto nivel de no respuesta salarial de la encuesta y con el fin de brindar robustez a los resultados, se propone una medición de las estimaciones del ingreso diferenciada en tres grupos:

1. El primer grupo tomará a toda la población de referencia, personas de 25 a 55 años, sean ocupadas o no, e incluye a las personas ocupadas que no declaran ingresos o declaran ingresos nulos, asignándoles indistintamente ingreso nulo. Lo identificaremos como “muestra total”.
2. El segundo grupo deja de lado a las personas ocupadas que no declaran ingreso, lo llamaremos “muestra total sin ocupados que no declaran ingreso”.
3. El último grupo tomará únicamente a las personas ocupadas que declaren ingreso en su ocupación principal; “solo ocupados”. Por definición, se excluye a los trabajadores familiares sin remuneración.

En materia de las horas ocupadas, el impacto de las medidas de confinamiento es de difícil medición a través de las horas de trabajo efectivo. La implementación forzada del teletrabajo dificulta una clara delimitación de las horas de trabajo dentro del hogar. Además, aumentaron los casos de personas ocupadas pero suspendidas debido a la prohibición de

---

utilizados por el INDEC en Argentina.

<sup>5</sup>En el caso de la ocupación, la participación laboral y las horas trabajadas se utiliza la variable “pondera”, en caso del ingreso laboral se utiliza el ponderador “pondiio”.

<sup>6</sup>La inversa hiperbólica del seno está definida como:

$$\operatorname{senh}^{-1}(x) = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1})$$

despidos sancionada por el gobierno nacional a través del decreto de Necesidad y Urgencia 329/2020. La alternativa implementada en este documento será estimar el impacto de la pandemia sobre la muestra total (se identifica de igual forma a los no ocupados y a los ocupados que declaran cero horas trabajadas en la semana de referencia) y luego recalcular el impacto de la pandemia únicamente para los ocupados con horas trabajadas mayores a cero, es decir, la muestra de “solo ocupados”.

## 5. Requisitos para la validez del método

La validez de las estimaciones utilizando el método de diferencias en diferencias están atadas al cumplimiento de algunos requisitos y una sólida argumentación de supuestos subyacentes. El primer requisito es la existencia de tendencias paralelas entre el grupo de control y el grupo de tratamiento. La idea detrás es poder suponer que la diferencia en la variable de interés entre ambos grupos se habría mantenido constante a lo largo del tiempo de no haberse implementado ningún tratamiento. Si bien se trata de un ejercicio contra fáctico, el análisis de las tendencias previas entre ambos grupos permite darle validez a dicho supuesto.

En el análisis de la coyuntura del mercado de trabajo en Argentina de la introducción presenté el aumento de la participación laboral femenina de los últimos 5 años previos a la pandemia. Los datos para las personas cuyo último hijo se encuentra en edad escolar también indica una tendencia creciente en la participación laboral, en especial para las mujeres. Los datos de la participación en el mercado de trabajo de los hombres no convalidan un aumento de la actividad laboral masculina.

En el Anexo B, adjunto los gráficos B.2 a B.5 que comparan las tasas de participación laboral y las tendencias entre los distintos grupos hasta ahora considerados (diferenciados por género y por presencia de hijos menores en edad escolar). Nuevamente las ilustraciones parecieran indicar que, en los períodos previos a la pandemia, la tendencia en la participación de las mujeres venía aumentando, mientras que la de los hombres descendía. De igual forma, la comparación entre la participación laboral de las personas con hijos escolares presenta un ascenso de la participación laboral de las madres y un leve descenso de la de los padres. En el caso de las trayectorias de las mujeres con y sin hijos en edad escolar, los datos presentan una

tendencia ascendente de la actividad laboral de las madres con hijos en dicha edad, mientras que las mujeres sin hijos no presentaron variación en su participación laboral. En total, las mujeres con hijos en edad escolar aumentaron la participación en el mercado de trabajo un poco más de 9 p.p. desde 2015.

Para complementar la descripción gráfica, realizo una prueba formal de tendencias paralelas previas, tanto entre mujeres y hombres, como entre personas con y sin hijos en edad escolar, siguiendo la siguiente especificación:

$$y_{it} = \delta_o + \delta_1 Periodo_t + \delta_2 Tratado_i \cdot Periodo_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

La hipótesis nula de la prueba ( $H_0$ ) es que el coeficiente de interés es nulo ( $\delta_2 = 0$ ), o sea que no hay relación entre el tiempo ( $Periodo_t$ ) y el grupo de tratamiento ( $Tratado_i$ ) y por ende no hay una tendencia temporal del grupo. Los resultados de las pruebas de tendencias entre mujeres y hombres y entre personas con y sin hijos en edad escolar se presentan en la tabla 1. Si bien ambas estimaciones arrojan valores pequeños para  $\delta_2$ , se trata de valores positivos y estadísticamente significativos, por lo cual debemos rechazar la hipótesis nula de tendencias previas paralelas.

Cuadro 1: Test de tendencias paralelas previas.

	Participación	Ocupación	Ingreso	Horas
Mujeres * Periodo	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.031*** (0.000)	0.242*** (0.000)
Hijo escolar * Periodo	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.008*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Observaciones	245,051,972	245,051,972	224,786,248	244,877,795

Errores estándar robustos entre paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo de aglomerado. Ingreso a precios de 1er trim. 2021. Ingresos y horas transformados en la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Las estimaciones requerirán entonces de una corrección para poder utilizar el método de diferencias en diferencias. Para ello sigo la metodología de Angrist y Pischke (2009)[5] bajo la cual se agrega a la especificación un control lineal de la tendencia temporal por grupo

de tratamiento. Volviendo a las especificaciones, agregaré un término de interacción entre la variable del tiempo ( $Periodo_t$ ) y la variable de identificación del grupo de tratamiento,  $Muj_i$  e  $Hij_i$  respectivamente, para corregir el efecto de tendencias desiguales. Aplicaré la corrección en todas las estimaciones hasta ahora planteadas, tanto para diferencias por género entre personas con hijos en edad escolar 1, como por maternidad de niños escolares entre mujeres 2 o bien para la triple diferencia de 3.

El segundo punto para la viabilidad de las estimaciones utilizando diferencias en diferencias supone la prevalencia de shocks comunes a ambos grupos, tratamiento y control. Bajo este supuesto, no existen shocks exógenos distintos entre grupos que pudieran afectar de manera desigual a la variable de interés. En este estudio supongo que la permeabilidad de la crisis pandémica sobre toda la economía ha sido homogénea entre grupos, en la medida en que tanto hombres como mujeres, padres y madres han sufrido la caída en la actividad económica. De igual forma, tanto las diferentes políticas paliativas a la pérdida de empleo, como la prohibición de las desvinculaciones de los asalariados formales, o bien la suspensión de ciertas actividades con mayor contacto físico han afectado tanto al grupo de tratamiento como a los grupos de control.<sup>7</sup> De hecho no encuentro shocks exógenos de magnitud considerable en el periodo de tratamiento que no estén vinculados a la crisis pandémica.

Finalmente, el uso de la metodología de diferencias en diferencias supone que la estructura de la población de los grupos de control y tratamiento se mantiene estable a lo largo del periodo analizado, de modo que no existan cambios en la variable de interés originados por cambios en las características sociodemográficas de los grupos. Por otra parte, el requisito de estabilidad de la muestra también es necesario para poder utilizar datos de corte transversal y no de panel en las estimaciones (1), (2) y (3).

En el anexo B, las tablas B.5 a B.8 presentan una prueba de diferencia de medias para las características sociodemográficas observables de los grupos pre y post pandemia según género y según si la persona tiene hijos. El test calcula el coeficiente de interés del tratamiento (POST) sobre las características individuales de cada grupo. Si bien los resultados arrojan

---

<sup>7</sup>En caso en que un shock exógeno de gran alcance y no vinculado a la pandemia afecte al grupo de tratamiento y no al de control, se podría atribuir tal efecto al impacto de la crisis pandémica erróneamente. Por ejemplo, si Estado hubiese lanzado un plan de asignaciones para las mujeres, el método de diferencias en diferencias para medir los cambios en la participación laboral de las mujeres no podría tomar al grupo de control de hombres, ya que los resultados estarían sesgados por dicho plan.

algunas diferencias significativas para los grupos entre periodos, estas son pequeñas y en general las medias se mantienen casi constantes (la diferencia mayor es de menos de 0,5 puntos porcentuales). Por ejemplo, en la pandemia se registra un pequeño aumento en la proporción de mujeres jefas de hogar de la proporción de jefes de hogar, y una reducción también pequeña de las personas con calificación baja (sin título secundario). Y, por último, se incluirán las características como controles en las regresiones.

## 6. Datos

La fuente de datos que utilizo son los microdatos trimestrales de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). La EPH-C es una encuesta trimestral, de corte transversal, que cubre a los 31 aglomerados urbanos más importantes de Argentina. La información relevada es representativa para la población urbana, alcanzando una población de referencia de 28,8 millones de personas para el primer trimestre de 2021 (lo cual corresponde aproximadamente al 63% de la población total). La EPH-C se basa en una muestra probabilística de los aglomerados principales del país, los cuales se dividen por cuatro grupos de rotación o paneles, en donde en cada trimestre entra un panel nuevo (por lo tanto, de los 4 paneles por aglomerado, tres ya han sido entrevistados y uno no). Los paneles siguen un esquema del tipo “2-2-2” en donde se encuesta a las mismas viviendas dos trimestres, se las deja descansar por un semestre y luego se realiza la entrevista dos trimestres más al año siguiente.

La modalidad de las entrevistas es presencial, excepto en el segundo trimestre de 2020, en donde las entrevistas se realizaron telefónicamente dadas las medidas de restricción a la movilidad dispuestas por el decreto n<sup>o</sup> 297/2020, el cual estableció el aislamiento social preventivo y obligatorio en todo el país. En esta línea, si bien no se realizaron cambios en la encuesta para preservar la comparabilidad de las entrevistas y sus resultados en el tiempo, el cambio en la forma de entrevistar inevitablemente supone una diferencia con los resultados hasta el momento obtenidos. En particular, el nivel de atrición de los paneles de datos fue alto por la escasez de los datos telefónicos, sobre todo del panel entrante. El resultado fue que en el segundo trimestre de 2020 de las 26.940 viviendas a ser entrevistadas se obtuvo

información de 21.950 y únicamente 11.841 respondieron la encuesta telefónica (el 44% del total de viviendas a encuestar).

Por lo tanto, tomaré los datos trimestrales disponibles para el período 2015-2021, si bien las recomendaciones técnicas dispuestas por INDEC para el segundo trimestre de 2020 advierten sobre una menor calidad de los datos para algunos aglomerados relevados.<sup>8</sup> (INDEC, 2020[26]) El período de pre-tratamiento va desde el primer trimestre de 2015 hasta el primer trimestre de 2020, y el período post tratamiento comienza en el segundo trimestre de 2020, fecha en la que se inició el cierre de escuelas, y finaliza el primer trimestre del 2021.

Continuando con los datos utilizados en la estimación del impacto de la pandemia bajo la especificación (5), la inclusión del sector de ocupación previo a la pandemia exige observar al individuo a lo largo del tiempo y por ende contar con un panel de datos. La razón de este requisito es contar con la información necesaria para estimar el efecto de la pandemia sobre cada actividad en donde las personas se desempeñaban antes de la crisis. De esta manera, controlo que el coeficiente de interés de la triple diferencia ( $\beta_7$ ) tenga un sesgo sectorial distinto al impacto del aumento de las horas de trabajo no remunerado en las familias con niños escolares.

Por consiguiente, utilizo los componentes de panel de la EPH-C del 2019 al 2021 para construir un pool de datos que refleje la información de ocupación del individuo antes y después de la pandemia. En un primer paso tomo aquellos individuos que hayan sido entrevistados por primera vez previo a la pandemia (desde el primer trimestre de 2019 al primero de 2020) y que también hayan sido entrevistados durante la pandemia (del segundo trimestre de 2020 al primero de 2021). Seguidamente, fijo el último sector de la ocupación principal que el individuo haya declarado previo a la pandemia como el valor que tomará la variable  $Sector_i$  en la estimación (5). Cabe advertir que al establecer el último sector de actividad declarado previo a la crisis como el sector que será evaluado en (5) descarto todo movimiento del

---

<sup>8</sup>El informe de consideraciones metodológicas sobre el tratamiento de la información del segundo trimestre de 2020 presenta la reponderación utilizada para los casos de no respuesta. También se indican las condiciones que debe reunir un aglomerado para la correcta difusión de sus datos. Indica que en el segundo trimestre de 2020 los aglomerados de Posadas; Gran Resistencia; Ciudad Autónoma de Buenos Aires; partidos del Gran Buenos Aires; Mar del Plata-Batán; Gran Tucumán-Tafí Viejo; Santa Rosa-Toay; Neuquén-Plottier; Ushuaia-Río Grande; Gran La Plata; Comodoro Rivadavia-Rada Tilly; Bahía Blanca-Cerri; Viedma-Carmen de Patagones; San Nicolás-Villa Constitución; y Rawson-Trelew no contaron con los requisitos necesarios para equiparar la calidad de resultados de habitualmente presenta la EPH.

individuo anterior a su última entrevista, o bien posterior a la misma. En otras palabras, la persona que haya rotado de sector justo antes de la pandemia, o bien que haya quedado desocupado será contemplado como tal sin importar cuanto tiempo se haya desempeñado en otra actividad. Además, aquellas personas inactivas o desocupadas sin información sobre el sector de ocupación previo quedan agrupadas bajo el mismo sector “nulo”.

En cuanto a la estabilidad de los paneles, el nivel de atrición durante la pandemia fue considerable. La tabla 2 refleja la estructura del pool de datos en base a la cantidad de individuos relevados por trimestre según el periodo entrante a la muestra (por ejemplo, en el primer trimestre de 2019 se encuestaron por primera vez 7.160 personas y las definimos como el panel t1). Tomando a la muestra entrante a partir del primer trimestre de 2019 (inicio del periodo más lejano del cual se puede obtener información sobre un individuo que haya sido entrevistado en POST, dada la duración del panel rotativo de un año y medio), los paneles iniciales presentan una magnitud de entre seis mil y siete mil individuos de 25 a 55 años. Luego, los paneles de los trimestres de pandemia se contraen a un promedio de 3.700 individuos. Podemos estimar entonces un nivel de atrición promedio entre el primer trimestre de relevamiento y el último del 44% (en cualquiera de los motivos posibles, falta de número telefónico para realizar la entrevista, no respuesta del hogar al llamado, entre otros).

Cuadro 2: Cantidad de individuos identificados en el pool de datos de panel de la Encuesta Permanente de Hogares iniciados a partir del primer trimestre de 2019, por inicio de recolección de información.

Periodo	t1	t2	t3	t4	t5
2019q1	7,147				
2019q2	6,175	6,171			
2019q3		5,138	6,696		
2019q4	590		5,828	6,153	
2020q1	4,428	637		4,890	5,276
2020q2	3,297	3,646	460		3,924
2020q3		3,368	3,923	600	
2020q4			3,370	4,176	433
2021q1				3,563	4,093
Atrición	0.54	0.45	0.5	0.42	0.22

Nota: Los individuos relevados en los meses de descanso (8,6% del panel original) se identifican por primera vez en el primer trimestre de relevamiento y luego dos trimestres después. \* Al no contar con información del segundo trimestre de 2021, se toma al último periodo de relevamiento como el final para calcular la atrición.

En total se identifican 22,252 personas con información en algún trimestre previo al inicio de la pandemia, así como en la pandemia (POST). La composición de los paneles finales con los cuales se realizarán las estimaciones de (5) se detalla en la tabla 3. La estructura del pool de datos tiene una mayor concentración de las observaciones sobre el primer y segundo trimestre del 2020 porque en ellos se concentran los datos de paneles iniciados en el primer semestre del 2019 y el inicio de la segunda vuelta de relevamiento en el primer semestre del 2020, sumando el 32% del total de las observaciones del pool.

Cuadro 3: Paneles de la EPH. Personas relevadas por periodo

Periodo	t1	t2	t3	t4	t5
2019q1	3,298				
2019q2	3,091	4,365			
2019q3		3,533	4,494		
2019q4			3,623	4,819	
2020q1	2,942	434		3,561	5,276
2020q2	3,297	3,646	460		3,924
2020q3		3,368	3,923	600	
2020q4			3,370	4,176	433
2021q1				3,563	4,093

Nota: los individuos entrevistados por fuera de lo estipulado en el diseño de los datos de panel de 2-2-2 (dos trimestres de entrevista, dos de descanso y dos de entrevista) no se encuentran en periodos previos al primer trimestre de 2019.

Se toma la información relevada de los mismos a fin de contar con más datos y robustecer la estimación.

## 7. Resultados

Los resultados de todas las especificaciones planteadas apuntan hacia una ampliación de las brechas de género en la participación laboral de las mujeres con hijos de 18 años o menos. Las estimaciones también apuntan hacia una acentuación de las diferencias para las madres en términos de probabilidad de estar ocupadas al controlar por el sector de ocupación en donde se desempeñaban previo al inicio de la pandemia. Además, las estimaciones comprueban que hubo una contracción de los ingresos laborales de las madres de niños de 0 a 3 años significativa y mayor a la del resto. Estos resultados son un aporte en línea con la literatura de “*shesession*” planteada para países desarrollados, pero en Argentina.

Siguiendo el orden planteado en la metodología, el cálculo de las diferencias dentro de las familias refleja las consecuencias de una arraigada asignación de roles de género presentes en las dinámicas de cuidado de los hogares biparentales. Se observa una profundización de las brechas entre hombres y mujeres incluso al incluir a las personas solteras en la estimación.

Los cálculos para la especificación 1, la cual mide el efecto diferencial de la pandemia por género entre las personas casadas o unidas cuyo hijo menor se encuentra en edad escolar están en la tabla 4. Los resultados presentan un efecto total negativo y significativo al 1% de la pandemia en la probabilidad de participación laboral de las mujeres de 10 puntos porcentuales, unos 6,3 puntos porcentuales (p.p.) mayor a la contracción que sufrieron los hombres en la

pandemia ( $\beta_3$ ). Asimismo, la tasa de empleo presenta una caída por la pandemia de 9 p.p., unos 4,6 p.p. más que la contracción de la tasa de empleo de los padres.

El signo y la significatividad de los resultados también se mantiene al incluir a los padres y madres solteros con niños en edad escolar dentro de la muestra evaluada, aunque el nivel del impacto de la pandemia sobre las mujeres se reduce. La participación laboral de las mujeres cayó 8,3 p.p. por la pandemia, unos 4,5 p.p. más que la de los hombres con niños en edad escolar. En cuanto a la tasa de empleo, la disminución de las madres superó en 3 p.p. más que los padres.

Cuadro 4: Efecto de la pandemia sobre indicadores laborales de personas con hijo menor en edad escolar (de 4 a 18 años)

	(1a) Participación laboral		(1b) Ocupación	
	Casados	Todos	Casados	Todos
POST $\beta_2$	-0.037*** (0.000)	-0.038*** (0.000)	-0.044*** (0.000)	-0.045*** (0.000)
POST * Mujeres $\beta_3$	-0.063*** (0.000)	-0.045*** (0.000)	-0.046*** (0.000)	-0.030*** (0.000)
Observaciones	76,528,655	90,362,981	76,528,655	90,362,981
R-cuadrado	0.209	0.162	0.201	0.159

Especificación 1. Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

La contracción del ingreso y las horas trabajadas reflejan un impacto más agudo de la pandemia sobre las madres al considerar el total de la muestra de personas casadas con hijo menor en edad escolar – incluyendo no ocupados y personas ocupadas que no declaren ingresos (o el grupo 1 definido en la metodología). Las tablas para los resultados de personas casadas con hijos se presentan en el Anexo C. El impacto de la pandemia implicó una merma de los ingresos reales (descontando el efecto inflacionario) de la ocupación principal un 19,6 % mayor para las madres que para los padres. Contrariamente, cuando se excluyen a las personas desocupadas, inactivas u ocupadas que no declararon ingreso, la merma sobre el ingreso real fue menor para las mujeres en comparación a los hombres, los cuales sufrieron una caída de ingresos 6,3 % mayor que las mujeres.

La diferencia en la contracción de las horas trabajadas fue más tenue, aunque se repite una

merma mayor para las madres que para los padres al considerar a las desocupadas e inactivas, y una merma menor de las madres ocupadas en comparación a los padres ocupados (grupo 2). Lógicamente este efecto podría guardar derivados de la contracción desigual por sectores, por lo cual volveré a profundizar sobre los resultados de ingresos y horas en las estimaciones finales.

Las estimaciones hasta aquí presentadas reflejan un mecanismo de ajuste sobre el mercado de trabajo en las familias biparentales perjudicial para las mujeres durante la pandemia, que amplió las brechas de género en la actividad laboral, el empleo y los ingresos laborales. Ahora bien, atento a lo planteado en la metodología, el coeficiente de interés  $\beta_3$  podría estar reflejando los efectos de la pandemia por desigualdades propias del género, como los estereotipos en las ocupaciones, más que una derivación del cierre de escuelas. Una mejor aproximación para evaluar la validez del impacto por el cierre de escuelas es cerrar el análisis a la población femenina, esperando encontrar una dinámica laboral más deprimida para las madres con hijos en edad escolar que para el resto.

Sin embargo, las estimaciones que toman exclusivamente a las mujeres (ver cuadro 5) no presentan cambios pronunciados en las diferentes probabilidades de participar en el mercado de trabajo de las mujeres con y sin hijos en edad escolar del resto. Si bien los coeficientes de interés son significativos, las madres con hijos menores en edad escolar presentaron una contracción levemente superior (de 0,2 p.p.) que el resto de las mujeres en términos de participación del mercado laboral y una merma menor, aunque prácticamente igual, en términos de empleo. Los efectos en los ingresos y en las horas trabajadas, adjuntos en el Anexo D, arrojan resultados asimilables a una merma menor en la probabilidad de emplearse de las madres cuyo hijo menor tenga entre 4 y 18 años, si bien las diferencias varían según si se toma o no al grupo de inactivas y desempleadas sobre la muestra (con un impacto menos diferenciado en horas e ingreso al considerar únicamente el espectro de ocupadas).

Nuevamente, las diferencias entre mujeres podrían estar ocultando otras desigualdades propias de la inserción de las personas con hijos independientes del cierre de escuelas, como podría ser una participación informal más amplia sobre el grupo de madres en comparación a las no madres o bien una mayor representatividad en empleos flexibles o de medio turno.

Cuadro 5: Efecto de la pandemia sobre indicadores laborales en las mujeres

	(2a)	(2b)
	Participación laboral	Ocupación
POST $\beta_2$	-0.077*** (0.000)	-0.079*** (0.000)
POST * Hijo escolar (4 a 18 años) $\beta_3$	-0.002*** (0.000)	0.007*** (0.000)
Observaciones	127,346,477	127,346,477
R-cuadrado	0.092	0.097

Especificación 2. Errores estándar robustos en paréntesis. 2021. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

La estimación de la triple diferencia (siguiendo la especificación 3), la cual conserva a ambos grupos de control (no madres con último hijo en edad escolar y hombres), despeja aún más las dudas sobre una ampliación de las brechas de las madres con hijos en edad escolar. Los resultados presentados en la tabla 6 corroboran que la merma en la participación laboral y en el empleo ha sido mayor para las madres. En concreto, encuentro un efecto negativo y significativo de la pandemia en la probabilidad de participación laboral y de ocupación de las madres cuyo último hijo se encuentre en edad escolar. En total, la pandemia redujo su probabilidad de participar en el mercado de trabajo en 8,5 puntos porcentuales (es decir la suma de  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ ,  $\beta_5$  y  $\beta_7$ ) arrojando una participación laboral promedio de 61,5%. Además, esta caída fue 1,9 p.p. mayor que para el resto, probablemente debido al cierre de escuelas. Las estimaciones para la probabilidad de estar ocupadas también son negativas y estadísticamente significativas, pero el coeficiente de interés es pequeño (de 0,8 p.p.).

Cabe recordar que la caída en la participación laboral de las madres se presenta luego de al menos cinco años de crecimiento de su actividad laboral. De hecho, el aumento de la participación laboral de las madres de 25 a 55 años cuyo hijo menor está en edad escolar fue de 9,1 p.p. entre el primer trimestre de 2015 y el primero de 2020. En este sentido, la ampliación de las diferencias se dio incluso bajo una tendencia de cierre de brechas en la participación laboral, restando alrededor de un 93% del crecimiento en la tasa de actividad de las madres del último tiempo.<sup>9</sup>

<sup>9</sup>En base a los datos trimestrales de la Encuesta Permanente de Hogares, estimo que la tasa de actividad de las madres cuyo hijo más pequeño tenga entre 4 a 18 años pasó del 64% en el primer semestre del 2015

Cuadro 6: Efecto de la pandemia sobre indicadores laborales en las madres con último hijo en edad escolar

	(3a)	(3b)
	Participación laboral	Ocupación
POST $\beta_3$	-0.049*** (0.000)	-0.057*** (0.000)
POST * Mujeres $\beta_4$	-0.028*** (0.000)	-0.023*** (0.000)
POST * Hijo escolar (4 a 18 años) $\beta_5$	0.011*** (0.000)	0.010*** (0.000)
POST * Mujeres * Hijo escolar $\beta_7$	-0.019*** (0.000)	-0.008*** (0.000)
Oservaciones	245,051,972	245,051,972
R-cuadrado	0.141	0.131

Especificación 3. Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado.

Control de tendencia sobre mujeres y personas con hijos en edad escolar. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Las estimaciones del impacto de la pandemia sobre ingresos y horas trabajadas (cuadros E.2) y E.3 del Anexo E) para las madres con niños escolares dan positivas en comparación al resto (un impacto 7% más tenue sobre el ingreso de la ocupación principal y de 5,2% sobre las horas trabajadas). Estos resultados podrían estar ocultando un efecto desigual de la caída por sector de empleo entre hombres y mujeres, así como las consecuencias del margen intensivo de la caída de las tasas de empleo en la pandemia, dado que las mujeres presentaban un salario laboral mucho más cercano al salario mínimo y una cantidad de horas trabajadas muy inferior al masculino.

Hasta el momento he presentado al grupo de tratamiento de madres con hijo menor en edad escolar (de 4 a 18 años) bajo el supuesto de una especial afectación del cierre de los ciclos obligatorios de enseñanza sobre el desempeño laboral de las madres. No obstante, dado que la incidencia del cierre de otras instituciones de cuidado distintas a las escuelas – en particular los jardines maternos y centros de cuidado para niños pequeños – también ha significado un aumento de las horas dedicadas a los cuidados por parte de las familias, ahondaré el análisis hasta aquí introducido diferenciando al grupo de personas con últimos hijos pequeños.

---

a un 73,1% en el primer semestre de 2020. Esto significa un aumento en la tasa de participación laboral de 9,1 p.p. El impacto de -8,5 p.p. en la tasa de participación de las madres por la pandemia significa entonces el 93% de la suba alcanzada previo al 2020.

También es posible evaluar las diferencias del impacto de la pandemia entre familias con niños cursando el ciclo primario, de menor autonomía y mayor necesidad de un adulto presente en el hogar que los niños más grandes e independientes que asistían a la escuela secundaria (de 13 a 18 años).

Por consiguiente, realizo una nueva estimación de la triple diferencia, pero segmentando a las personas con hijos menores de acuerdo con la etapa educativa en la que se encuentran, es decir en niños con edad de asistir a jardines maternales y otros espacios de crianza, enseñanza y cuidado (de 0 a 3 años); niños que inician la etapa educativa obligatoria o están en el primario (de 4 a 12 años); y adolescentes en momento de asistir al secundario (de 13 a 18 años). De este modo,  $Hij_i$  será un vector de variables para indicar cuatro subgrupos de personas, personas con niños menores pequeños, hijos menores en primario, aquellos cuyo último hijo este en edad de secundario y el grupo de personas sin hijos o con hijos menores viviendo en el hogar de 19 años o más. Tomaremos al cuarto grupo como base de comparación en los coeficientes de interés buscados.

Los resultados para las variables de resultado de actividad laboral y ocupación están en la tabla E.1. Los coeficientes de interés encontrados apoyan la hipótesis de una incidencia negativa más profunda de la pandemia en las familias que contaban con el sistema educativo formal como herramienta fundamental para el cuidado de los hijos. La segmentación por etapa educativa del hijo menor arroja un impacto de la pandemia para los niños de 4 a 12 años más grande que para las madres cuyo último hijo tenga entre 0 y 3 años, ambas en comparación a los grupos de control (hombres o mujeres sin hijos o cuyos hijos menores tengan 19 años o más). La contracción en la actividad de las madres con hijos menores en primario y preescolar fue 3,8 puntos porcentuales mayor que la de los grupos de control, y fue de 2,1 p.p. en cuanto a la probabilidad de ocuparse. La disminución fue 0,8 p.p. mayor que la de las madres cuyo último hijo tenga tres años o menos, y 2,3 p.p. más aguda que para las madres con niños en edad de asistir al secundario. El orden de los efectos no se mantiene constante para la probabilidad de ocuparse. En este caso, fueron las madres con niños más pequeños quienes sufrieron un impacto mayor en la pandemia, pasando una contracción de 3,2 p.p. por motivos distintos a ser mujer o tener un niño pequeño.

El último paso para arribar a la especificación final de este análisis es aislar el efecto secto-

rial de la pandemia sobre el mercado de trabajo. Tal como fue mencionado en la especificación 5 de la metodología, corregir por el efecto de la pandemia en cada sector de ocupación da una mayor aproximación del posible impacto del cierre de escuelas sobre la ocupación de las personas con hijos escolares. La tabla 7 muestra los resultados finales, los cuales incluyen en la estimación de la triple diferencia una interacción de la variable de tratamiento, POST, con el sector de actividad en el cual estaban empleadas las personas en el último período previo a la pandemia. Cabe advertir que para poder realizar esta estimación debo tomar una muestra más pequeña, conformante de los datos de panel relevados en EPH para el período 2019-2021, el cual alcanza un pool de datos de 22,239 personas. El cambio de muestra tiene como consecuencia que la comparabilidad de las estimaciones (3) y (5) es menos robusta que en los resultados hasta ahora presentados.

Una vez más, los resultados respaldan la hipótesis de una mayor vulnerabilidad de las madres que el resto de la población de 25 a 55 años. El coeficiente de interés,  $\beta_7$ , aumenta en comparación a las especificaciones que no contemplan el efecto de la contracción de la actividad por sectores, aún sin corregir las estimaciones por los ponderadores de no respuesta. Las madres con hijos menores pequeños, de hasta 3 años, fueron afectadas tanto en términos de participación laboral, como en términos de empleo y de ingresos laborales. Por el lado de la actividad laboral, la caída en la probabilidad de estar activa se contrajo 7,2 p.p. más que en los hombres y las personas sin hijos o con hijos mayores de edad, con un nivel de significatividad del 1 %. Por otro lado, la probabilidad de que las madres con hijos menores de hasta 3 años estén empleadas cayó 6,8 p.p. más, también con un nivel de significancia del 1 %. Se comprueba además una disminución mayor, significativa al 5 %, de los ingresos laborales de este grupo de madres durante la pandemia, con una disminución real del 37,6 % del ingreso laboral.

Los resultados para las madres con niños menores en preescolar o primaria (de 4 a 12 años) también respaldan el supuesto de una ampliación de brechas de las madres debido al aumento de tareas de cuidado. El impacto negativo sobre la participación de las madres con niños escolares aumenta 4,5 p.p. al controlar por el efecto sectorial de la pandemia. En misma línea, el efecto contractivo de la pandemia sobre la ocupación muestra una reducción 3,5 p.p. mayor en la tasa de empleo, posiblemente por el cierre de escuelas.

De este modo, podemos confirmar que, al descontar el impacto sectorial de la caída de la actividad durante la crisis del COVID-19 en Argentina, se observa un efecto negativo y significativo de la pandemia sobre el rendimiento laboral de las madres con niños en las primeras etapas educativas. El aumento de las tareas de cuidado dedicadas a suplir la no escolaridad de los niños ha implicado un efecto desigual, desfavoreciendo en particular a las madres.

Cuadro 7: Impacto de la pandemia en indicadores laborales sobre madres con hijos en edad escolar con control por sector de ocupación laboral

	(5a) Participación	(5b) Ocupación	(5c) Ingreso	(5d) Horas
$(\beta_3)$ Impacto promedio de la pandemia en personas de 25 a 55 años	-0.103*** (0.007)	-0.114*** (0.009)	-1.374*** (0.126)	-0.757*** (0.047)
$(\beta_4)$ Plus por ser mujer	-0.047*** (0.006)	-0.034*** (0.007)	-0.267*** (0.091)	-0.197*** (0.034)
$(\beta_5)$ Plus por tener hijo menor				
Pequeño (0 a 3 años)	0.043*** (0.007)	0.047*** (0.009)	0.355** (0.143)	0.216*** (0.055)
Niño (4 a 12 años)	0.041*** (0.006)	0.037*** (0.008)	0.213* (0.114)	0.134*** (0.043)
Adolescente (13 a 18 años)	0.026*** (0.009)	0.019* (0.01)	0.172 (0.156)	0.000 (0.062)
$(\beta_7)$ Plus en madres cuyo hijo menor tenga edad de asistir a:				
Centros de cuidado (0 a 3 años)	-0.072*** (0.013)	-0.068*** (0.014)	-0.472** (0.192)	-0.105 (0.077)
Preescolar y primario (4 a 12 años)	-0.045*** (0.01)	-0.035*** (0.011)	-0.187 (0.149)	-0.091 (0.057)
Secundario (13 a 18 años)	-0.010 (0.013)	0.000 (0.014)	0.049 (0.199)	0.102 (0.078)
Observaciones	74,234	74,234	74,234	74,234

Especificación 5. Controles sociodemográficos y errores estándar robustos clusterizados a nivel individuo. Ingreso a precios de 1er trim. 2021. Ingresos y horas transformados en la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. La columna 5a. presenta la Participación laboral, las columnas 5c y 5d incluyen a toda la población (incluidos los no ocupados) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

## 7.1. Heterogeneidad de los resultados por nivel de educación y región

La ampliación de las brechas se agudiza cuando se estudian las heterogeneidades por grupos de personas de distinto nivel educativo. En el gráfico 3 presento los resultados del coeficiente de interés de la triple diferencia de la especificación 3 (sin descontar el efecto sectorial de la pandemia), para las variables de resultado de actividad laboral y empleo, segmentando a la población según el máximo nivel educativo alcanzado. Al comparar el desempeño laboral durante la pandemia medido en participación en el mercado de trabajo, encuentro que las madres sin estudios secundarios, cuyos hijos menores debían asistir a preescolar o al primario (de 4 a 12 años), atravesaron una merma en la probabilidad de participación laboral no explicada por el hecho de ser mujer o madre de 5,7 p.p. La aguda incidencia de la crisis pandémica sobre la población femenina con calificación más baja se condice con un aumento de la inactividad laboral de las mujeres madres por motivos de cuidados en el hogar. De hecho, en promedio, el 79 % de las madres inactivas sin estudios secundarios previo a la pandemia justificaban su salida del mercado de trabajo por ser ama de casa, pero esta proporción aumentó a un 84 % en los trimestres de la pandemia.<sup>10</sup> Por lo contrario, las estimaciones para las mujeres con niños escolares de estudios medios y superiores presentaron una merma sobre la participación laboral menor que el promedio. Ver en el gráfico F.1 del Anexo F con los datos al respecto.

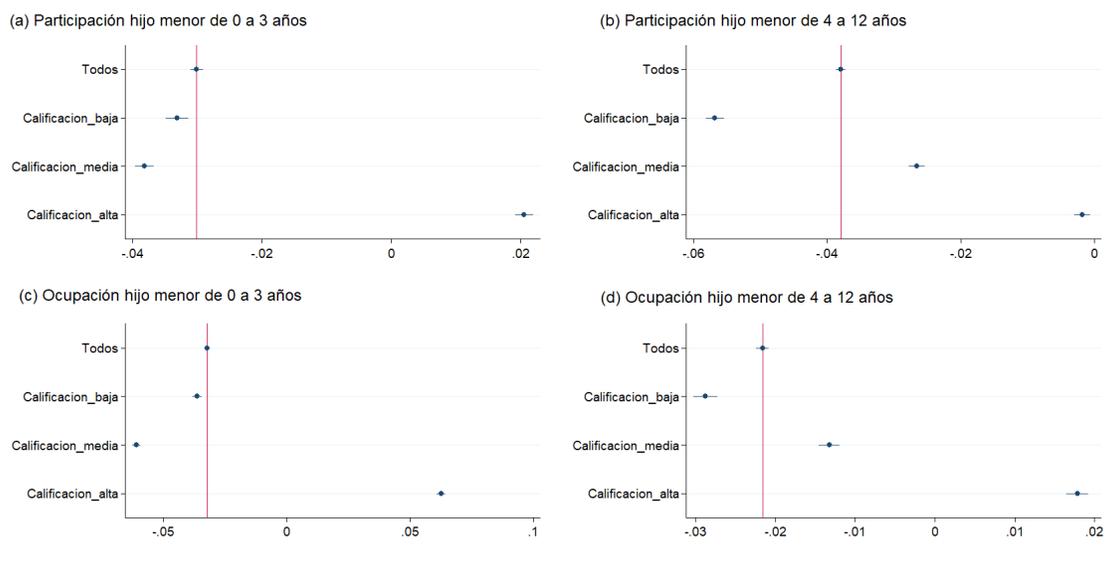
Igualmente que en términos de participación laboral, la agudización de las brechas para las madres de calificación más baja se da en la probabilidad de estar ocupadas. Esta vez con una marcada diferenciación para las mujeres madres de hijos de hasta 3 años, la pandemia significó una disminución de la probabilidad de estar ocupadas de 3,6 p.p. mayor que el resto. En contraste, la pandemia pareciera haber implicado un impacto menor sobre el empleo de las madres universitarias de hijos pequeños, ya que las estimaciones para el grupo presentan un coeficiente de interés,  $\beta_7$ , significativo y positivo. La alta tasa de formalidad de las madres asalariadas universitarias (la tasa de informalidad de las madres universitarias era 10 p.p. menor que las no madres en 2019) puede ser el motivo detrás de una merma de menor impacto en las tasas de empleo.

En cuanto a la diferenciación del efecto de la pandemia según el lugar de residencia de

---

<sup>10</sup>Estimación propia en base a datos de la EPH-C de INDEC.

Figura 3: Impacto de la crisis en la actividad y el empleo en madres por edad del hijo menor y calificación.



Nota: Resultados de los coeficientes de interés para la triple diferencia de la estimación  $3 \beta_7$  - sin controlar por sector de actividad. Se define como calificación baja a las personas sin título secundario, calificación media a las personas con hasta título secundario y a las personas de calificación alta aquellas con título terciario o universitario.

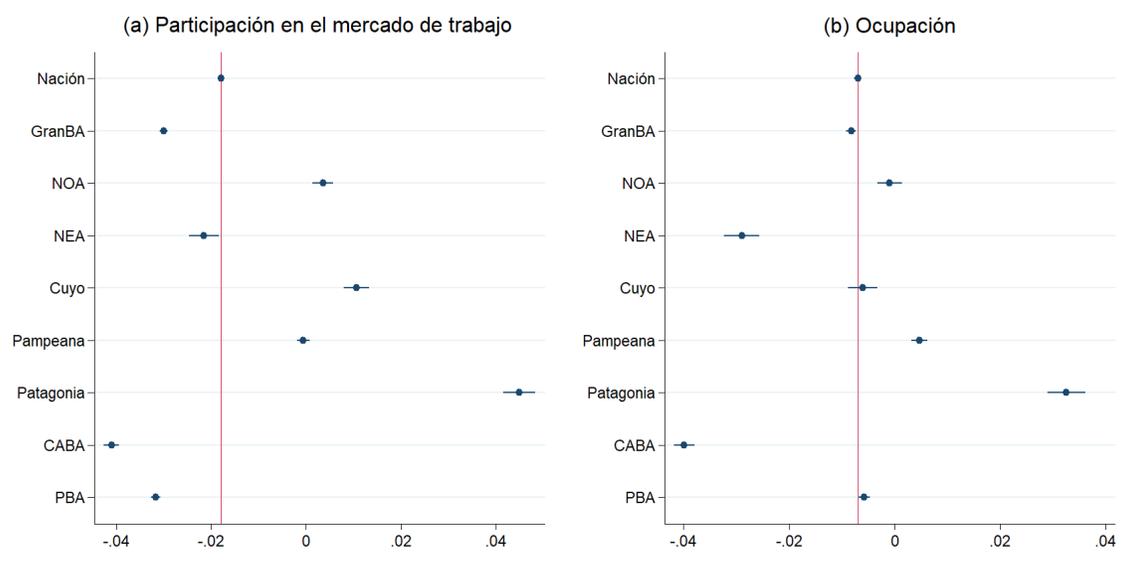
las personas, los resultados de las estimaciones presentan una heterogeneidad propia de los distintos grados avance del COVID-19 y las medidas sanitarias que tomaron las autoridades locales correspondientes a lo largo de la pandemia. En la figura 4 muestro las estimaciones de la triple diferencia especificada en 3 por región, para las personas con niños de 4 a 18 años.<sup>11</sup> También presento los datos para la Capital Federal de Argentina, la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) y los partidos del Gran Buenos Aires (PBA) (las 24 localidades aledañas de CABA también conocidas en Argentina como el “conurbano” bonaerense) ya que esta región es la más densamente poblada en el país y consecuentemente donde se presentaron más casos de contagios del virus.<sup>12</sup>

<sup>11</sup>Las definiciones de las regiones toman los grandes aglomerados de las provincias de cada región. En donde “Gran BA” es Gran Buenos Aires y corresponde a la Capital Federal y las 24 localidades del conurbano bonaerense; “NEA” es el noreste argentino, conformado por las provincias de Chaco, Corrientes, Formosa y Misiones; “NOA” noroeste argentino, conformado por Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán; “Cuyo” conformado por Mendoza, San Juan y San Luis; “Pampeana” compuesto por el resto de la Provincia de Buenos Aires, Córdoba, Entre Ríos, La Pampa y Santa Fe; “Patagonia” compuesto por Chubut, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz y Tierra del Fuego.

<sup>12</sup>Según los datos de INDEC correspondientes al último censo nacional del 2010, la densidad poblacional de la Capital Federal era de con 14.450,8 hab./km<sup>2</sup> y era el distrito de mayor densidad de la población. Seguidamente la densidad de los 24 partidos del Gran Buenos Aires era de 2.694,8 hab./km<sup>2</sup>. (INDEC, 2012[16])

La región con mayor impacto de la pandemia sobre las diferencias de género en el mercado de trabajo de las madres con niños escolares fue el conjunto de la Ciudad con los 24 partidos del conurbano, el Gran Buenos Aires. En total, la pandemia implicó una reducción de su probabilidad de participación laboral de 10,9 p.p., unos 3 p.p. más que para el resto de los bonaerenses.

Figura 4: Impacto de la crisis en la actividad y el empleo en madres por edad del hijo menor y calificación.



Nota: Resultados de los coeficientes de interés para la triple diferencia de la estimación  $3 \beta_7$  – sin controlar por sector de actividad. Se descarta el efecto fijo por aglomerado.

Al comparar el desempeño laboral de las madres dentro de la Ciudad de Buenos Aires con las de los partidos del gran Buenos Aires, compruebo que en la Ciudad se dio el mayor impacto de la pandemia para las madres con hijos en edad escolar. El efecto total de la pandemia sobre su probabilidad de estar activas laboralmente implicó una reducción de 9,8 p.p., unos 4,1 p.p. más que el resto de los porteños. En cuanto al empleo, la reducción en la probabilidad de ocuparse de las madres porteñas también fue la más alta, ascendió a los 11 p.p. y fue 4 p.p. mayor que el resto de los porteños. El alto nivel de ingresos promedio de la

En cuanto a la cantidad de casos de personas infectadas por el COVID-19, la información epidemiológica publicada por Ministerio de Salud de la Nación presenta al 12 de diciembre de 2021, 527.828 de casos de infectados en CABA. En cuanto a la cantidad de casos en los partidos del GBA, el 47° Boletín Epidemiológico del Ministerio de Salud de la Provincia de Buenos Aires indica que la cantidad de casos acumulada al 27 de noviembre de 2021 es de 6.010.110 casos. (Ministerio de Salud de la Provincia de Buenos Aires, 2021[17]).

Ciudad (en efecto, en 2019 presentaba un ingreso familiar per cápita 1,7 veces mayor que el promedio nacional) y el bajo nivel de informalidad de los asalariados (de aproximadamente el 20 % en promedio en 2019), son signos de una población con mayor capacidad económica y una mayor protección del empleo para enfrentar un aumento de las horas de cuidado fruto del encierro por las medidas de aislamiento. Podría esperarse una mayor salida del mercado de trabajo de las madres por el cierre de escuelas ante la imposibilidad de suplir los cuidados de los hijos por otros medios. No obstante, estos resultados se contradicen con los resultados de heterogeneidades por calificación, dada la alta proporción de profesionales en la C.A.B.A. (en 2019 más del 46 % de las personas de 25 a 55 años habían alcanzado un nivel terciario o universitario). Una posible explicación detrás de los mecanismos contrapuestos del impacto de la pandemia en las grandes ciudades, podría yacer en una menor disponibilidad de redes de cuidado informal (como familiares) que en otras regiones podría haber sustituido el cuidado formal de instituciones educativas. Un análisis posterior podría evaluar la incidencia de estos mecanismos sobre el impacto total de la pandemia en las grandes ciudades.

En el otro extremo, se destaca la incidencia de la crisis sobre la región con menores ingresos promedios del país, el noreste argentino. Esta fue la primera región luego del Gran Buenos Aires con una afección significativamente negativa de la pandemia en materia de participación y ocupación de las madres con hijos menores escolares. Su probabilidad de participar en el mercado cayó más que el promedio nacional y su probabilidad de empleo descendió 2,9 p.p. más que para el resto de las personas de 25 a 55 años de la región. En contraste con las condiciones de vida de la Capital Federal, el noreste presentaba en 2019 los ingresos familiares per cápita más bajos en comparación a las otras regiones, mientras que el nivel de calificación y la tasa de informalidad laboral eran similares al promedio nacional. El resto de las regiones presentan efectos heterogéneos de la pandemia, algunas de las cuales muestran una reversión de la profundización de las brechas de género con resultados positivos del coeficiente de interés,  $\beta_7$ . Queda abierto para un futuro trabajo analizar las causas detrás de esta marcada heterogeneidad entre regiones. Las explicaciones podrán profundizar sobre el tiempo de avance de la situación epidemiológica en cada provincia, así como el grado de afección de las medidas de aislamiento locales sobre la actividad. La especificación del tipo de ocupación realizada en cada región será también relevante.

La desagregación del efecto de la pandemia teniendo en cuenta el nivel de calificación y la región de las madres con niños escolares indica que hubo una vulnerabilidad mayor en las madres cuyo nivel educativo era bajo y las residentes de zonas densamente pobladas, en donde la cantidad de casos del COVID-19 fue mayor. El ingreso medio de las familias también podría haber sido un motivo de diferenciación regional entre las madres con niños escolares. Tanto en aquellas regiones con ingresos más altos (en donde hay una mayor capacidad económica para salir del mercado de trabajo) como en aquellas con mayor proporción de personas en situaciones vulnerable (en donde el acceso a servicios de cuidado es más limitado) el aumento de las horas de trabajo no remunerado pudo haber significado un impacto más agudo sobre las madres.

## 8. Pruebas de robustez

Los resultados hasta aquí presentados suponen la validez del método de diferencias en diferencias, atento a la comprobación de los requisitos para la validez del método planteados en la sección 4. En esta sección realizo una prueba placebo de falsificación con el fin de brindar más robustez a los resultados obtenidos, siguiendo la especificación de la triple diferencia (3) pero acotando el periodo de estimación previo a la pandemia (del 1er trimestre de 2015 al 1er trimestre de 2020). Defino el periodo de tratamiento como el año desde el segundo trimestre de 2017 hasta el primero del 2018, respetando la extensión del periodo de POST definido en las estimaciones previas. Las estimaciones se presentan en la tabla 8.

Los resultados arrojan un coeficiente de interés  $\beta_7$  significativo y positivo, pero casi nulo para la probabilidad de participación laboral y ocupación (en ambos casos el coeficiente de interés es de 0,9 p.p.). Contrariamente a lo presentado por las estimaciones de la triple diferencia durante la pandemia, la probabilidad total de participación en el mercado de trabajo de las madres con niños en edad escolar se mantiene casi constante, el efecto total es de 0,4 p.p. En cuanto a la probabilidad de estar empleadas, la prueba placebo comprueba una diferencia total positiva pero muy tenue de las madres en 2017, de 0,6 p.p. La prueba no presenta evidencia sobre un efecto distintivo en las madres con niños escolares en 2017.

No obstante, las estimaciones sobre un año de relativa estabilidad macroeconómica y de

Cuadro 8: Test placebo de falsificación sobre año de crecimiento económico (2017).

	(3a) Participación	(3b) Ocupación
$POST_{17}$	0.003*** (0.000)	0.010*** (0.000)
$POST_{17}$ * Mujeres	-0.003 *** (0.000)	-0.005*** (0.000)
$POST_{17}$ * Hijo escolar	-0.005*** (0.000)	-0.008*** (0.000)
$POST_{17}$ * Mujeres * Hijo escolar	0.009*** (0.000)	0.009*** (0.000)
Observaciones	198,116,914	198,116,914
R-cuadrado	0.14	0.127

Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

crecimiento del producto podrían ser no comparables con un año en el cual la oferta y demanda estuvieron enteramente comprometidas por las medidas de aislamiento.<sup>13</sup> Por definición, en momentos de crecimiento económico no debieran esperarse los efectos de trabajador adicional ni de empleo contracíclico de las mujeres. El 2018 sí fue un período de contracción de la actividad en Argentina, debido a la aguda crisis cambiaria iniciada en agosto. El año cerró con la devaluación interanual del peso superior a los 100 p.p., lo cual tuvo sus consecuencias en el producto (el cual se contrajo en -2,6 p.p.).<sup>14</sup>

Realizo entonces otra prueba placebo sobre el año de crisis devaluatoria, a fin de comparar los efectos de dos períodos de recesión sobre el mercado de trabajo femenino. Tomando el mismo lapso temporal que en la especificación (3) pero definiendo a POST como el periodo desde el segundo trimestre de 2018 al primero del 2019, realizo nuevamente una estimación de triple diferencia para evaluar las diferencias entre las mujeres y los hombres y las personas con hijos en edad escolar de aquellas sin hijos de tal edad. La tabla 9 resume los resultados para todas las variables de interés.

<sup>13</sup>Los datos de cuentas nacionales publicados por INDEC presentan un crecimiento real del producto interno bruto de 2,8 p.p. en 2017.

<sup>14</sup>Datos estimados a partir de las estadísticas cambiarias del Banco Central de la República Argentina (BCRA) y cuentas nacionales de INDEC.

Cuadro 9: Test placebo de falsificación sobre año de crisis económica (2018).

	(3a) Participación	(3b) Ocupación
$POST_{18}$	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
$POST_{18}$ * Mujeres	0.006*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
$POST_{18}$ * Hijo escolar	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
$POST_{18}$ * Mujeres * Hijo escolar	-0.006*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Observaciones	198116914	198116914
R-cuadrado	0.14	0.127

Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Al igual que en la primera prueba placebo, encontramos que la crisis devaluatoria habría tenido un efecto diferencial prácticamente nulo en la probabilidad de las madres con niños en edad escolar de participar en el mercado de trabajo y de estar ocupadas.

En resumen, la prueba placebo no captura una diferencia pronunciada en los indicadores de rendimiento de las mujeres con hijos en edad escolar sobre el mercado de trabajo del resto, tanto en un año de crecimiento económico como en un año de aguda crisis cambiaria. A pesar de ser claramente contextos socio económicos distintos, en ninguno de los periodos las horas de trabajo no remunerado aumentaron a la par de lo que lo hicieron en la crisis pandémica por el cierre de escuelas. Las pruebas de robustez brindan un respaldo empírico a la hipótesis de aumento de horas de cuidado detrás del efecto del efecto negativo en el desempeño laboral de las madres durante la pandemia.

## 9. Conclusiones

El estudio del impacto de la crisis pandémica sobre la actividad económica ha sido de gran interés desde su inicio hacia fines de 2019. Uno de los principales interrogantes de la literatura ha sido estudiar el efecto de las medidas preventivas para evitar su propagación, sobre las brechas de género en materia de cuidados y sus desencadenantes en el mercado de trabajo. En

continuidad a los estudios que comprueban efectos contracíclicos de la actividad femenina en períodos de grandes recesiones, la literatura reciente ha comprobado que la crisis pandémica ha sido distinta. Los autores que investigan el efecto de la pandemia en países desarrollados comprueban que el aumento de las horas de trabajo no remunerado impulsado por el cierre de escuelas tuvo un efecto negativo sobre el desempeño laboral femenino, en particular sobre las madres. En este documento brindo una primera aproximación a la evidencia para Argentina.

Los resultados aquí presentados son significativos y comprueban que, en Argentina, el efecto del cierre de escuelas ha ampliado las brechas de género para las mujeres con niños pequeños en edad escolar. El análisis de las diferencias de género sin controlar por sector de actividad ya presenta resultados negativos y significativos, convalidando la hipótesis de una “shesession”. La pandemia significó un plus en la caída de la participación laboral de las madres con niños en edad escolar de 1,9 p.p. más que el resto de las personas, posiblemente debido al cierre de escuelas. Al controlar por el efecto de la pandemia por sector de ocupación previo a la crisis y diferenciando a los grupos de madres según la edad del hijo menor, encuentro que el impacto de la recesión en términos probabilidad de participar en el mercado de trabajo y de emplearse ha sido particularmente negativo para las madres con niños pequeños (de hasta 3 años), pero también en el caso de mujeres con niños en edad de asistir a preescolar o al primario. En contraste, los coeficientes para madres de hijos adolescentes son casi nulos o no significativos.

En cuanto a las heterogeneidades de los resultados entre los grupos de distinta calificación, la población con niveles educativos más bajos fue la más afectada por la crisis. Las madres sin estudios secundarios, cuyos hijos menores debían asistir a preescolar o al primario (de 4 a 12 años), atravesaron una merma significativa en la probabilidad de participación laboral no explicada por el hecho de ser mujer o madre de 5,7 p.p. La segmentación regional de las estimaciones refleja también una marcada incidencia de la pandemia sobre regiones de alta densidad poblacional, en particular en el Gran Buenos Aires.

La ampliación de las diferencias en la caída de la participación laboral entre hombres y mujeres se dio a pesar de la tendencia creciente de la participación laboral femenina, restando más del 90 % de las brechas cerradas en los cinco años previos a la pandemia. Las conclusiones aquí presentadas llaman la atención sobre el largo camino que aún queda por recorrer para

atender los impactos negativos del COVID-19 en materia de brechas de género, en donde sin dudas se deberá mejorar la desigual repartición del trabajo dentro del hogar.

## Referencias

- [1] S. Albanesi and J. Kim. Effects of the covid-19 recession on the us labor market: Occupation, family, and gender. *Journal of Economic Perspectives*, 35(3):3–24, 2021.
- [2] T. Alon, S. Coskun, M. Doepke, D. Koll, and M. Tertilt. From mancession to shecession: Women’s employment in regular and pandemic recessions. 2021.
- [3] A. Andrew, S. Cattan, M. Costa Dias, C. Farquharson, L. Kraftman, S. Krutikova, A. Phimister, and A. Sevilla. The gendered division of paid and domestic work under lockdown. 2020.
- [4] J. D. Angrist and A. B. Krueger. Empirical strategies in labor economics. In *Handbook of labor economics*, volume 3, pages 1277–1366. Elsevier, 1999.
- [5] J. D. Angrist and J.-S. Pischke. Instrumental variables in action: sometimes you get what you need. *Mostly harmless econometrics: an empiricist’s companion*, pages 113–220, 2009.
- [6] R. Bachmann, P. Bechara, A. Kramer, and S. Rzepka. Labour market dynamics and worker heterogeneity during the great recession—evidence from europe. *IZA Journal of European Labor Studies*, 4(1):1–29, 2015.
- [7] R. Bachmann and M. Sinning. Decomposing the ins and outs of cyclical unemployment. *Available at SSRN 1978708*, 2011.
- [8] P.-L. Beaugregard, M. Connolly, C. Haeck, and T. L. Molnár. Primary school reopenings and parental work. Technical report, Research Group on Human Capital-Working Paper Series, 2020.
- [9] I. Berniell, L. Gasparini, M. Marchionni, M. Viollaz, et al. Lucky women in unlucky cohorts: Gender differences in the effects of initial labor market conditions in latin america. Technical report, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata, 2022.
- [10] L. Berniell and D. Fernandez. Jobs’ amenability is not enough: The role of household inputs for safe work under social distancing in latin american cities. *World Development*, 140:105247, 2021.

- [11] C. Bonavida Foschiatti and L. Gasparini. El impacto asimétrico de la cuarentena. Technical report, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata, 2020.
- [12] C. Collins, L. C. Landivar, L. Ruppner, and W. J. Scarborough. Covid-19 and the gender gap in work hours. *Gender, Work & Organization*, 28:101–112, 2021.
- [13] V. Costoya, L. Echeverria, M. Edo, A. Rocha, and A. Thailinger. The impact of covid-19 in the allocation of time within couples. evidence for argentina. 2020.
- [14] K. A. Couch, R. W. Fairlie, and H. Xu. *Gender and the COVID-19 labor market downturn*. Stanford Institute for Economic Policy Research (SIEPR), 2020.
- [15] B. W. Cowan. Short-run effects of covid-19 on us worker transitions. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.
- [16] I. N. de Estadística y Censos. *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010 Censo del Bicentenario. Resultados definitivos*. Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina, 2012.
- [17] M. de Salud de la Provincia de Buenos Aires. Boletín epidemiológico n° 47 dirección de epidemiología, prevención y promoción de la salud. Technical report, Ministerio de Salud de la Provincia de Buenos Aires, 2021.
- [18] F. A. Dias, J. Chance, and A. Buchanan. The motherhood penalty and the fatherhood premium in employment during covid-19: evidence from the united states. *Research in social stratification and mobility*, 69:100542, 2020.
- [19] K. Ellieroth. Spousal insurance, precautionary labor supply, and the business cycle. *Unpublished Manuscript, Indiana University*, 2019.
- [20] M. W. Elsby, B. Hobijn, and A. Sahin. The labor market in the great recession. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2010.
- [21] M. S. Fabrizio, D. B. Gomes, and M. M. M. Tavares. *Covid-19 she-cession: The employment penalty of taking care of young children*. International Monetary Fund, 2021.
- [22] L. Farré, Y. Fawaz, L. González, and J. Graves. How the covid-19 lockdown affected gender inequality in paid and unpaid work in spain. 2020.
- [23] D. Garrote Sanchez, N. Gomez Parra, C. Ozden, B. Rijkers, M. Viollaz, and H. Winkler. *Who on Earth Can Work from Home?* The World Bank, 2020.

- [24] N. Guner, Y. Kulikova, and A. Valladares-Esteban. Does the added worker effect matter? *Available at SSRN 3526072*, 2020.
- [25] C. Hupkau and B. Petrongolo. Work, care and gender during the covid-19 crisis. *Fiscal studies*, 41(3):623–651, 2020.
- [26] INDEC. Consideraciones metodológicas sobre el tratamiento de la información del segundo trimestre de 2020. Technical report, Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), 2020.
- [27] D. Jaume and A. Willén. The effect of teacher strikes on parents. *Journal of Development Economics*, 152:102679, 2021.
- [28] M. Kugler, M. Viollaz, D. Duque, I. Gaddis, D. L. Newhouse, A. Palacios-Lopez, and M. Weber. How did the covid-19 crisis affect different types of workers in the developing world? 2021.
- [29] S. Lundberg. The added worker effect. *Journal of Labor Economics*, 3(1, Part 1):11–37, 1985.
- [30] J. Meekes, W. Hassink, and G. R. Kalb. Essential work and emergency childcare: Identifying gender differences in covid-19 effects on labour demand and supply. *Life Course Centre Working Paper*, (2020-27), 2020.
- [31] L. Monroy Gómez Franco. Impactos diferenciados. efectos de la pandemia de covid-19 en la situación laboral de las mujeres en México. Technical report, Gobierno de la Ciudad de México., 2021.
- [32] L. Montenovo, X. Jiang, F. L. Rojas, I. M. Schmutte, K. I. Simon, B. A. Weinberg, and C. Wing. Determinants of disparities in covid-19 job losses. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.
- [33] A. Nagore García. Gender differences in unemployment dynamics and initial wages over the business cycle. *Journal of Labor Research*, 38(2):228–260, 2017.
- [34] C. E. para América Latina y el Caribe. Cuidados y mujeres en tiempos de covid-19: la experiencia en la argentina. Technical report, CEPAL, PNUD, 2020.
- [35] C. Peluffo and M. Viollaz. Intra-household exposure to labor market risk in the time of covid-19: lessons from Mexico. *Review of Economics of the Household*, 19(2):327–351, 2021.

- [36] Y. Qian and S. Fuller. Covid-19 and the gender employment gap among parents of young children. *Canadian public policy*, 46(S2):S89–S101, 2020.
- [37] J. Serrano, L. Gasparini, M. Marchionni, and P. Glüzmann. Economic cycle and deceleration of female labor force participation in latin america. *Journal for Labour Market Research*, 53(1):1–21, 2019.
- [38] W. S. Woytinsky. *Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression*, volume 1. Committee on social security, Social Science research council, 1940.

## A. Estimación de la correlación entre producto, actividad laboral y ocupación en Argentina

La relación entre el producto bruto interno y la ocupación en Argentina puede ser estimada bajo la siguiente especificación:

$$y_t = +\beta_1 Ocupacion_t + \epsilon_{it} \quad (A.1)$$

Donde

$$y_t = (y_{t+4}/y_t) - 1$$

siendo  $y_t$  el producto bruto interno a precios de 2004 y donde

$$Ocupacion_t = (\%Ocupados_{t+4} - \%Ocupados_t)$$

con

$$\%Ocupados = (PoblacionOcupada)/(PoblacionTotal)$$

Asimismo, la relación entre el producto bruto interno y la participacin laboral en Argentina puede ser calculada bajo la especificación (A2)

$$y_t = +\beta_1 Participacion_t + \epsilon_{it} \quad (A.2)$$

Donde

$$y_t = (y_{t+4}/y_t) - 1$$

y en donde

$$Participacion_t = (\%PEA_{t+4} - \%PEA_t)$$

con

$$\%PEA = (Poblacionactiva)/(Poblaciontotal)$$

Los resultados para A.1 y A.2 se presentan en la siguiente tabla:

Cuadro A.1: Relación del producto a la ocupación y la participación laboral en Argentina

	Ocupación	Participación laboral
$y_t$	0.0549*** (0.0133)	-0.0164 (0.0141)
Observaciones	55	55

Errores estándar en paréntesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Por su parte, la tabla (2) presenta los resultados correspondientes a la especificación (A2), pero dividiendo la muestra entre hombres y mujeres.

Cuadro A.2: Coeficientes de correlación de la participación laboral por género y la actividad económica.

	Ocupación	Participación laboral
$y_t$	0.0138 (0.0151)	-0.0467*** (0.0174)
Observaciones	55	55

Errores estándar en paréntesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

## B. Tablas y gráficos

Cuadro B.1: Coeficientes de correlación de la participación laboral por género y la actividad económica.

Periodo	No padres		Padres		Hombres	Mujeres
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer		
2015q1	0.879	0.743	0.973	0.62	0.932	0.663
2015q2	0.899	0.73	0.973	0.627	0.941	0.662
2016q2	0.891	0.751	0.976	0.666	0.937	0.696
2016q3	0.896	0.753	0.972	0.648	0.937	0.687
2016q4	0.879	0.735	0.97	0.649	0.928	0.681
2017q1	0.88	0.732	0.969	0.651	0.927	0.68
2017q2	0.878	0.754	0.972	0.663	0.929	0.695
2017q3	0.894	0.756	0.969	0.669	0.933	0.7
2017q4	0.902	0.747	0.97	0.67	0.938	0.699
2018q1	0.89	0.752	0.966	0.684	0.93	0.709
2018q2	0.886	0.771	0.971	0.688	0.931	0.717
2018q3	0.892	0.778	0.971	0.693	0.934	0.724
2018q4	0.888	0.757	0.972	0.687	0.933	0.712
2019q1	0.879	0.768	0.966	0.685	0.925	0.715
2019q2	0.885	0.77	0.974	0.711	0.931	0.733
2019q3	0.886	0.769	0.974	0.698	0.932	0.724
2019q4	0.884	0.761	0.968	0.696	0.928	0.72
2020q1	0.873	0.751	0.963	0.708	0.918	0.724
2020q2	0.764	0.656	0.862	0.589	0.817	0.611
2020q3	0.816	0.692	0.916	0.624	0.871	0.647
2020q4	0.872	0.737	0.956	0.663	0.918	0.687
2021q1	0.879	0.745	0.974	0.691	0.929	0.709

Fuente: estimación propia en base a EPH-C Indec.

Cuadro B.2: Caracterización del empleo por sector de actividad. Promedio 2019.

Sector	Mujeres ocupadas	Informales	Salario	Actividad*
Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	0.177	0.377	28,270	-0.041
Explotación de minas y canteras	0.118	0.036	69,143	-0.118
Industria manufacturera	0.312	0.256	26,921	-0.074
Electricidad, gas y agua	0.187	0.166	32,810	0.012
Construcción	0.042	0.643	18,125	-0.189
Comercio mayorista, minorista y reparaciones	0.412	0.329	23,691	-0.052
Hoteles y restaurantes	0.461	0.46	18,346	-0.471
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0.129	0.25	32,513	-0.167
Intermediación financiera y seguros	0.492	0.086	40,662	-0.002
Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler	0.43	0.253	25,162	-0.061
Administración pública y defensa; planes de seguridad social de afiliación obligatoria	0.446	0.137	31,835	-0.063
Enseñanza	0.76	0.077	23,293	-0.046
Servicios sociales y de salud	0.689	0.214	27,813	-0.078
Otras actividades de servicios comunitarias, sociales y personales	0.51	0.401	22,372	-0.389
Hogares privados con servicio doméstico	0.963	0.724	7,853	-0.188
Promedio	0.447	0.304	24,836	-0.099

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC y datos de Cuentas Nacionales de INDEC. \*Variación interanual de la actividad entre el 2019 y el 2020

Cuadro B.3: Personas ocupadas, mayores de 13 años cuyo ingreso de la ocupación principal sea nulo o no declarado. Se excluye a la categoría ocupacional de trabajadores familiares sin remuneración.

Periodo	No declara ingreso	Declara ingreso nulo	Total
2015q1	s-d	0.022	0.022
2015q2	s-d	0.021	0.021
2016q2	0.174	0.02	0.193
2016q3	0.185	0.017	0.202
2016q4	0.192	0.019	0.211
2017q1	0.191	0.022	0.213
2017q2	0.162	0.019	0.181
2017q3	0.151	0.02	0.171
2017q4	0.153	0.018	0.171
2018q1	0.15	0.022	0.172
2018q2	0.145	0.022	0.167
2018q3	0.14	0.02	0.16
2018q4	0.136	0.019	0.155
2019q1	0.138	0.021	0.159
2019q2	0.109	0.021	0.13
2019q3	0.113	0.023	0.136
2019q4	0.12	0.019	0.139
2020q1	0.124	0.024	0.148
2020q2	0.114	0.05	0.164
2020q3	0.125	0.031	0.156
2020q4	0.132	0.029	0.161
2021q1	0.137	0.028	0.165

Fuente: estimación propia en base a EPH continua INDEC

Cuadro B.4: Personas ocupadas, mayores de 13 años que declaren haber trabajado cero horas en la ocupación principal en la semana de referencia.

Periodo	Horas trabajadas nulas
2015q1	0.083
2015q2	0.019
2016q2	0.022
2016q3	0.027
2016q4	0.025
2017q1	0.092
2017q2	0.021
2017q3	0.03
2017q4	0.022
2018q1	0.093
2018q2	0.02
2018q3	0.031
2018q4	0.022
2019q1	0.095
2019q2	0.022
2019q3	0.03
2019q4	0.022
2020q1	0.103
2020q2	0.218
2020q3	0.101
2020q4	0.067
2021q1	0.099

Fuente: estimación propia en base a EPH continua INDEC

Cuadro B.5: Caracterización de la población de 25 a 55 años antes y después del tratamiento sin hijos\*

	Pre Media	Post Media	Dif.	POST Coef.	D.E.
Características sociodemográficas					
Mujeres	0.45	0.44	-0.01	-0.0125***	0.003
Edad	35.68	35.6	-0.08	-0.0819	0.051
Jefe de hogar	0.28	0.29	0.01	0.012***	0.003
Casados	0.33	0.31	-0.02	-0.021***	0.003
Extranjeros	0.05	0.04	-0.01	-0.008***	0.001
Secundario incompleto	0.3	0.27	-0.02	-0.024***	0.003
Secundario completo	0.48	0.49	0.01	0.01***	0.003
Superior o universitario	0.23	0.24	0.01	0.014***	0.002
Región					
Ciudad de Buenos Aires	0.13	0.12	-0.01	-0.009***	0.002
Partidos del GBA	0.39	0.37	-0.02	-0.018***	0.003
Pampeana	0.22	0.23	0.01	0.012***	0.002
NOA	0.11	0.11	0.01	0.007***	0.002
NEA	0.05	0.05	0.00	0.000	0.001
Cuyo	0.06	0.07	0.01	0.00809***	0.001
Patagonia	0.04	0.04	0.00	-0.000428	0.001
Características laborales					
Participación	0.83	0.78	-0.05	-0.049***	0.002
Ocupados	0.75	0.69	-0.07	-0.068***	0.002
Horas trabajadas	27.48	21.89	-5.6	-5.597***	0.124
Ingreso laboral real	33,192	25,700	-7,492	-7,492***	207

\*Nota: Se utilizan los ponderadores de no respuesta de la EPH. Coef: coeficiente correspondiente a la regresión de cada característica con el tratamiento (POST) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro B.6: Caracterización de la población de 25 a 55 años antes y después del tratamiento con hijos\*

	Pre Media	Post Media	Dif.	POST Coef.	D.E.
Características sociodemográficas					
Mujeres	0.56	0.57	0.01	0.0074***	0.002
Edad	41.44	41.2	-0.24	-0.237***	0.038
Jefe de hogar	0.56	0.58	0.01	0.0147***	0.002
Casados	0.86	0.84	-0.02	-0.023***	0.002
Extranjeros	0.07	0.07	0.00	-0.002*	0.001
Secundario incompleto	0.4	0.39	-0.01	-0.006***	0.002
Secundario completo	0.39	0.39	0.00	-0.001	0.002
Superior o universitario	0.21	0.22	0.01	0.008***	0.002
Región					
Ciudad de Buenos Aires	0.1	0.1	0.00	0.003**	0.001
Partidos del GBA	0.45	0.46	0.01	0.013***	0.002
Pampeana	0.22	0.21	-0.01	-0.008***	0.002
NOA	0.09	0.08	0.00	-0.004***	0.001
NEA	0.05	0.05	0.00	0.000	0.001
Cuyo	0.06	0.06	0.00	-0.002	0.001
Patagonia	0.04	0.04	0.00	-0.002***	0.001
Características laborales					
Participación	0.8	0.76	-0.04	-0.039***	0.002
Ocupados	0.76	0.7	-0.05	-0.054***	0.002
Horas trabajadas	27.95	22.59	-5.36	-5.356***	0.108
Ingreso laboral real	38,085	29,599	-8486	-8,486***	208

\*Nota: Se utilizan los ponderadores de no respuesta de la EPH. Coef: coeficiente correspondiente a la regresión de cada característica con el tratamiento (POST) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro B.7: Caracterización de las mujeres de 25 a 55 años antes y después del tratamiento.

	Pre	Post		POST	
	Media	Media	Dif.	Coef.	D.E.
Características sociodemográficas					
Edad	39.25	39.14	-0.12	-0.118***	0.044
Jefe de hogar	0.32	0.38	0.06	0.061***	0.002
Casados	0.64	0.62	-0.02	-0.017***	0.002
Extranjeros	0.07	0.06	0.00	-0.004***	0.001
Secundario incompleto	0.32	0.3	-0.02	-0.016***	0.002
Secundario completo	0.42	0.43	0.00	0.004	0.002
Superior o universitario	0.26	0.27	0.01	0.012***	0.002
Región					
Ciudad de Buenos Aires	0.11	0.11	0.00	-0.001	0.002
Partidos del GBA	0.42	0.43	0.01	0.008***	0.002
Pampeana	0.22	0.22	0.00	-0.003*	0.002
NOA	0.1	0.1	0.00	-0.001	0.001
NEA	0.05	0.05	0.00	-0.001	0.001
Cuyo	0.06	0.06	0.00	0.001	0.001
Patagonia	0.04	0.04	0.00	-0.003***	0.001
Características laborales					
Participación	0.66	0.7	0.04	-0.039***	0.002
Ocupados	0.6	0.65	0.05	-0.051***	0.002
Horas trabajadas	16.17	19.95	3.77	-3.771***	0.103
Ingreso laboral real	26,056	20,422	-5634	-5,634***	170

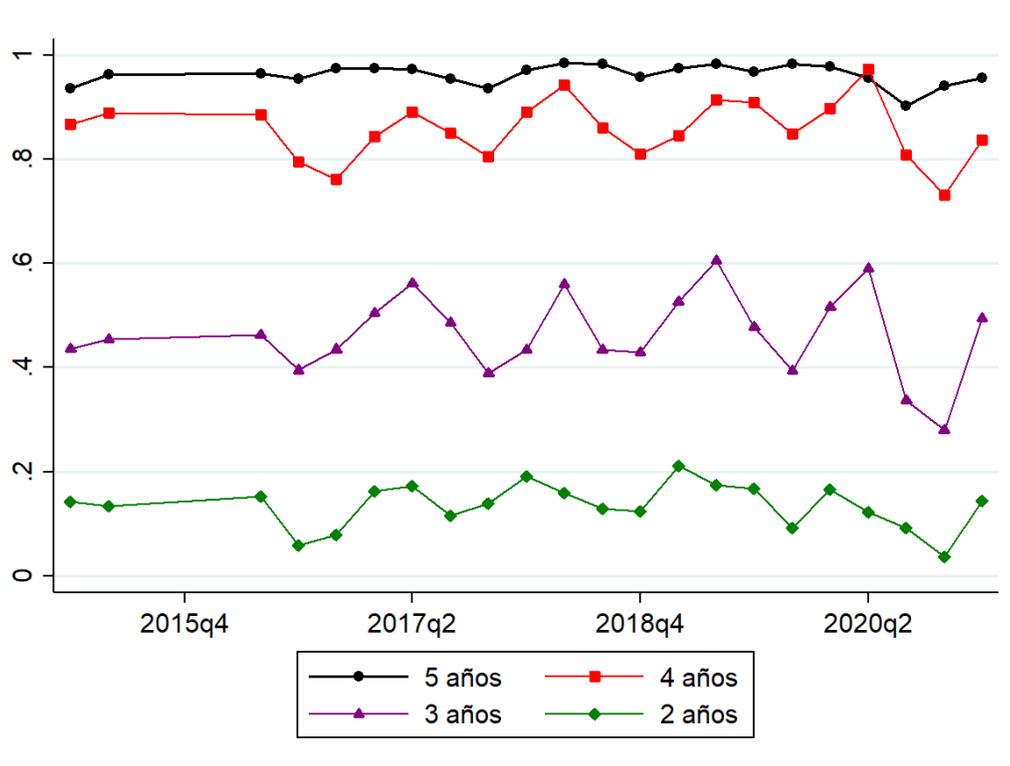
\*Nota: Se utilizan los ponderadores de no respuesta de la EPH. Coef: coeficiente correspondiente a la regresión de cada característica con el tratamiento (POST) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro B.8: Caracterización de los hombres de 25 a 55 años antes y después del tratamiento.

	Pre	Post		POST	
	Media	Media	Dif.	Coef.	D.E.
Características sociodemográficas					
Edad	38.87	38.88	0.01	0.0103	0.047
Jefe de hogar	0.58	0.56	-0.02	-0.025***	0.003
Casados	0.65	0.65	0.00	-0.004*	0.003
Extranjeros	0.06	0.05	0.00	-0.004***	0.001
Secundario incompleto	0.4	0.39	-0.01	-0.005**	0.003
Secundario completo	0.43	0.43	0.00	-0.002	0.003
Superior o universitario	0.18	0.18	0.01	0.007***	0.002
Región					
Ciudad de Buenos Aires	0.11	0.11	0.00	-0.003**	0.002
Partidos del GBA	0.43	0.42	0.00	-0.003	0.003
Pampeana	0.22	0.22	0.00	0.003	0.002
NOA	0.09	0.1	0.00	0.001	0.002
NEA	0.05	0.05	0.00	0.00	0.001
Cuyo	0.06	0.06	0.00	0.003**	0.001
Patagonia	0.04	0.04	0.00	0.00	0.001
Características laborales					
Participación	0.93	0.88	-0.05	-0.047***	0.001
Ocupados	0.88	0.81	-0.07	-0.067***	0.002
Horas trabajadas	36.19	29.01	-7.19	-7.185***	0.113
Ingreso laboral real	46,989	36,525	-10,464	-10,464***	241

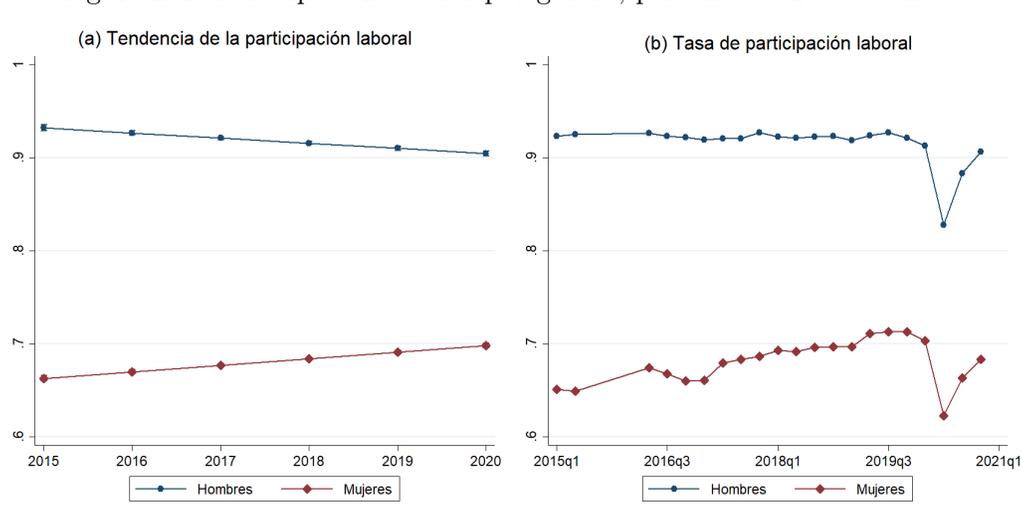
\*Nota: Se utilizan los ponderadores de no respuesta de la EPH. Coef: coeficiente correspondiente a la regresión de cada característica con el tratamiento (POST) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Figura B.1: Tasas de asistencia escolar por edad en Argentina. Hijos en el hogar menores de 6.



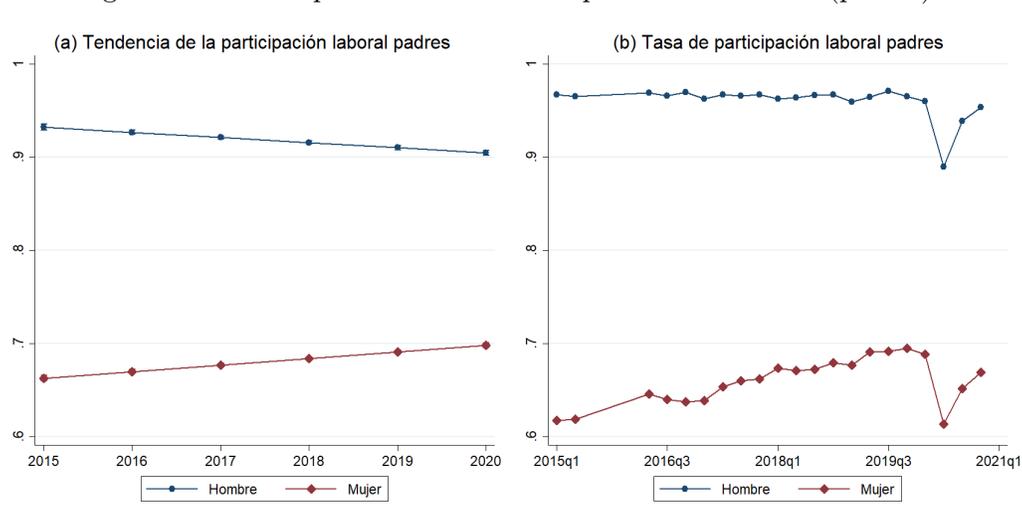
Nota: Fuente: estimación propia en base a EPH-INDEC. Nota: Se excluyen los periodos del segundo semestre del 2015 y del primer trimestre de 2016 debido a que INDEC no publicó los microdatos.

Figura B.2: Participación laboral por género, personas de 25 a 55 años.



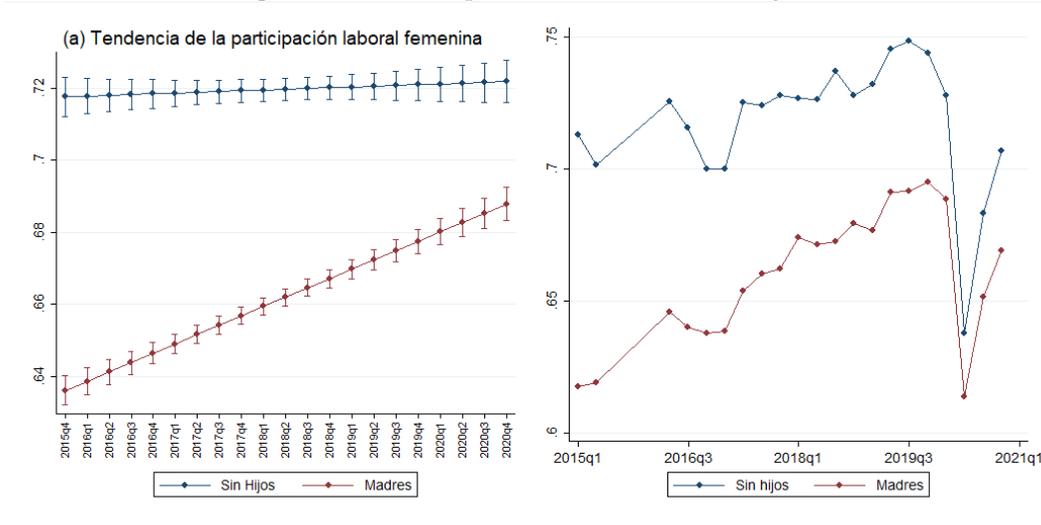
Nota: el gráfico a. presenta la predicción linear ajustada de las tasas de actividad de hombres y mujeres con un intervalo de confianza al 95 %, utilizando margines. El gráfico b. presenta las tasas de actividad trimestrales de hombres y mujeres. Se excluyen los periodos del segundo semestre del 2015 y del primer trimestre de 2016 debido a que INDEC no público los microdatos.

Figura B.3: Participación laboral de las personas con niños (padres).



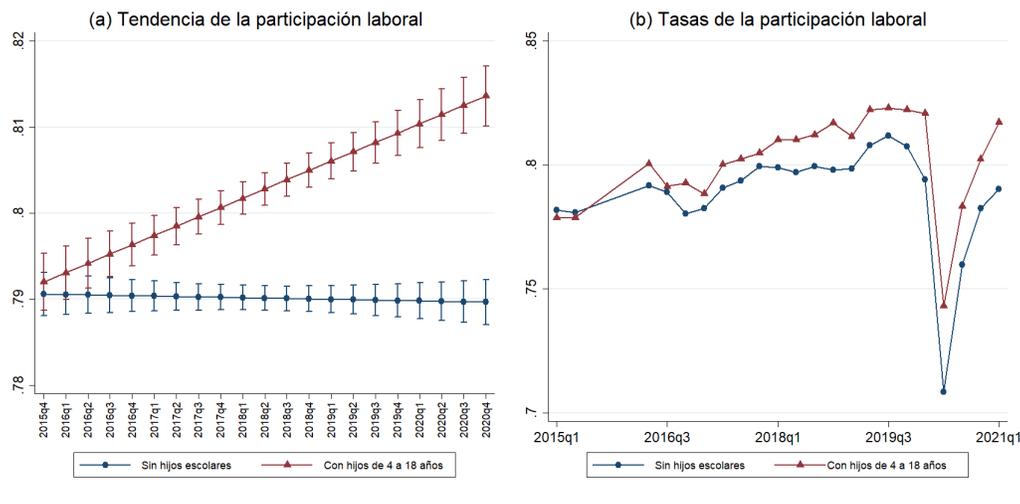
Nota: el gráfico a. presenta la predicción linear ajustada de las tasas de actividad de hombres y mujeres con hijos con un intervalo de confianza al 95 %, utilizando margines. El gráfico b. presenta las tasas de actividad trimestrales de hombres y mujeres con hijos

Figura B.4: Participación laboral de las mujeres



Nota: el gráfico a. presenta la predicción linear ajustada de las tasas de actividad las mujeres con y sin hijos con un intervalo de confianza al 95%, utilizando margins. El gráfico b. presenta las tasas de actividad trimestrales de las mujeres con hijos.

Figura B.5: Participación laboral personas con hijos en edad escolar versus el resto



Nota: el gráfico a. presenta la predicción linear ajustada de las tasas de actividad las personas cuyo último hijo este en edad escolar (de 4 a 18 años) y el resto de las personas con un intervalo de confianza al 95%, utilizando margins. El gráfico b. presenta las tasas de actividad trimestrales a.

## C. Resultados para grupo de personas con hijos de 4 a 18 años.

Cuadro C.1: Efecto de la pandemia sobre el ingreso real de las personas con hijos en edad escolar

	(1c)	(1c')	(1c'')
	Muestra total (g1)	Sin ocupados que no declaran ingreso (g2)	Ocupados que declaran ingreso (g3)
POST	-0.724*** (0.002)	-0.627*** (0.002)	-0.079*** (0.000)
POST * Mujeres	-0.218*** (0.004)	-0.292*** (0.003)	0.061*** (0.001)
Observaciones	71,652,151	70,765,159	52,985,791
R-cuadrado	0.228	0.239	0.291

Especificación 1. Errores estándar robustos en paréntesis. Ingreso a precios de 1er trim. 2021 transformados en la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro C.2: Efecto de la pandemia sobre horas trabajadas en personas con hijos en edad escolar

	(1d)	(1d')
	Muestra total	Solo ocupados
POST	-0.493*** (0.001)	-0.351*** (0.001)
POST * Mujeres	-0.010*** (0.001)	0.039*** (0.001)
Observaciones	76,528,655	56,935,558
R-cuadrado	0.217	0.060

Especificación 1. Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. Las horas fueron transformadas por la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

## D. Resultados para mujeres

Cuadro D.1: Efecto de la pandemia sobre el ingreso de la ocupación principal de las mujeres

	(2c)	(2c')	(2c'')
	Muestra total (g1)	Sin ocupadas que no declaran ingreso (g2)	Ocupadas que declaran ingreso (g3)
POST	-0.918*** (0.002)	-0.942*** (0.002)	-0.081*** (0.000)
POST * Hijo escolar	0.119*** (0.003)	0.195*** (0.003)	0.080*** (0.001)
Observaciones	116,763,486	115,182,203	72,761,447
R-cuadrado	0.125	0.130	0.264

Especificación 2. Errores robustos estándar en paréntesis. Ingreso a precios de 1er trim. 2021 transformados en la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro D.2: Efecto de la pandemia sobre el ingreso de la ocupación principal de las mujeres

	(2d)	(2d')
	Muestra total	Solo ocupadas
POST	-0.508*** (0.001)	-0.356*** (0.001)
POST * Hijo escolar	0.035*** (0.001)	0.014*** (0.001)
Observaciones	127,346,477	80,626,126
R-cuadrado	0.081	0.021

Especificación 2. Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. Las horas fueron transformadas por la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

## E. Resultados para madres

Cuadro E.1: Efecto de la pandemia sobre indicadores laborales en las madres por grupos de hijo menor en base a etapa educativa

	(3a')	(3b')
	Participación laboral	Ocupación
POST * Mujeres * Hijo menor $\beta_7$		
Centros de cuidado (0 a 3 años)	-0.030*** (0.000)	-0.032*** (0.001)
Preescolar y primaria (4 a 12 años)	-0.038*** (0.000)	-0.021*** (0.000)
Secundaria (13 a 18 años)	-0.015*** (0.000)	-0.015*** (0.001)
Observaciones	245,051,972	245,051,972
R-cuadrado	0.150	0.138

Especificación 3. Errores estándar robustos en paréntesis. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. Los coeficientes miden la diferencia del grupo en comparación a las personas sin hijos o con último hijo mayor de 18 años. Control de tendencia sobre mujeres y personas con hijos. Uso de ponderadores por no respuesta de INDEC. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro E.2: Efecto de la pandemia sobre el ingreso de la ocupación principal en madres

	(3c)	(3c')	(3c'')
	Muestra total (g1)	Sin ocupados que no declaran ingreso (g2)	Solo ocupados que declaran ingreso (g3)
POST	-0.747*** (0.002)	-0.739*** (0.002)	-0.056*** (0.000)
POST * Mujeres	-0.171*** (0.003)	-0.201*** (0.003)	-0.017*** (0.001)
POST * Hijo escolar	0.020*** (0.003)	0.100*** (0.003)	-0.020*** (0.001)
POST * Mujeres * Hijo escolar	0.068*** (0.004)	0.061*** (0.004)	0.092*** (0.001)
Observaciones	224,786,248	221,421,925	163,820,344
R-cuadrado	0.164	0.172	0.273

Especificación 3. Errores estándar robustos en paréntesis Ingreso a precios de 1er trim. 2021 transformados en la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

Cuadro E.3: Efecto de la pandemia sobre el ingreso de la ocupación principal en madres

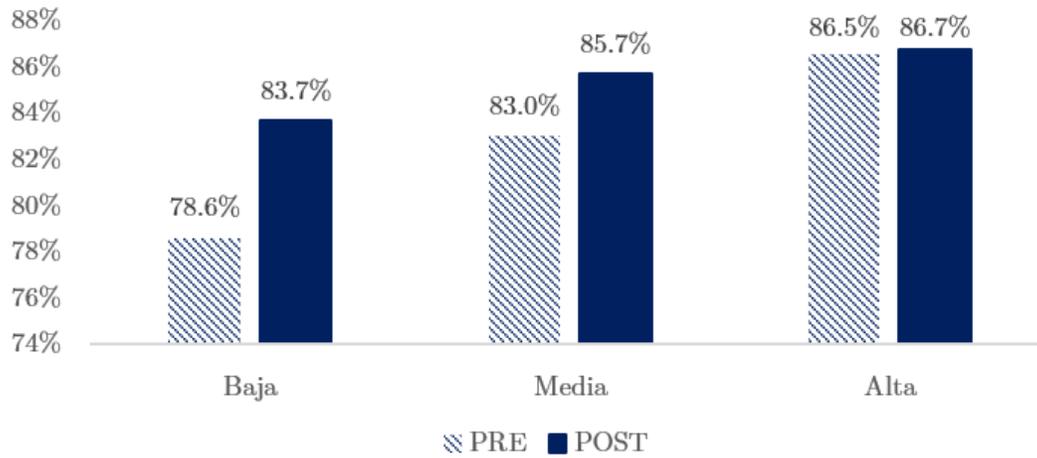
	(3d)	(3d')
	Muestra total	Solo ocupados
POST	-0.474*** (0.001)	-0.309*** (0.001)
POST * Mujeres	-0.038*** (0.001)	-0.046*** (0.001)
POST * Hijo escolar	-0.026*** (0.001)	-0.042*** (0.001)
POST * Mujeres * Hijo escolar	0.051*** (0.002)	0.055*** (0.001)
Observaciones	245,051,972	182,096,607
R-cuadrado	0.142	0.053

Especificación 3. Errores estándar robustos en paréntesis Horas transformadas en la inversa hiperbólica del seno para aproximar al logaritmo natural y conservar los valores nulos. Controles sociodemográficos y efecto fijo por aglomerado.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

## F. Heterogeneidad de los resultados por calificación y región.

Figura F.1: Proporción de madres inactivas por motivos de cuidados del hogar por calificación\*



Elaboración propia en base a EPH-C INDEC. \*Se toma a las mujeres con hijos menores de 4 a 12 años. La calificación se define como “baja” para a las personas sin título secundario; “media” a las personas con hasta título secundario y “alta” para aquellas personas con título terciario o universitario.