



Pontificia Universidad Javeriana

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

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

Título:

**Aumento en las cargas de cuidado por la pandemia del covid-19 y
oferta laboral de las madres en Colombia**

Autora:

Helena María Hernández Bonilla

Asesora:

Paula Herrera Idárraga

Bogotá D.C.

Marzo, 2022



Aumento en las cargas de cuidado por la pandemia del covid-19 y oferta laboral de las madres en Colombia*

Helena María Hernández Bonilla

Resumen

En Colombia, por la pandemia del covid-19, los colegios, las guarderías y otros servicios de cuidado se suspendieron en 2020, al menos presencialmente. Esta situación aumentó las cargas domésticas y de cuidado en los hogares. Por medio de la técnica econométrica diferencias en diferencias, este trabajo examina el impacto del aumento en las cargas de cuidado en el hogar sobre la oferta laboral de las madres de niños pequeños en Colombia. Se encuentra un efecto negativo y significativo sobre la participación laboral de estas mujeres. Las madres más afectadas fueron las madres con pareja, las de mayor nivel educativo y las madres de niños en edad escolar.

Palabras clave: oferta laboral materna, cuidado infantil, covid-19, cierres colegios

Clasificación JEL: J16, J22, H12

Abstract

In the covid-19 pandemic, schools, day care centers, and other care services were suspended in 2020 in Colombia, at least in person. This situation increased domestic and care burdens in households. Using the econometric technique differences-in-differences, this paper examines the impact of the increase in household care burdens on the labor supply of mothers of young children in Colombia. I find a negative and significant effect on the labor participation of these women. The most affected were mothers in two-parent households, those with higher educational levels, and mothers of school-age children.

Key words: maternal labor supply, childcare, covid-19, school closures

Clasificación JEL: J16, J22, H12

* Este trabajo fue realizado gracias a la financiación del proyecto Quanta - Cuidado y Género de la Pontificia Universidad Javeriana. Gracias a mi asesora, Paula Herrera Idárraga, por su apoyo.

1. Introducción

Las actividades domésticas y de cuidado suelen ser un impedimento para que las mujeres participen en el mercado laboral (International Labour Organization, 2019). La disponibilidad y accesibilidad a servicios de cuidado a través del mercado, la comunidad o el Estado pueden influir en la decisión de las mujeres, especialmente de las madres, de trabajar o de buscar trabajo remunerado. Como el cuidado es indispensable para la vida humana, tiene que ser realizado y provisto por alguien. Si los servicios de cuidado fuera del hogar no están disponibles, las cargas recaen en la familia y, por motivos históricos y culturales, en las mujeres.

En Colombia, por la pandemia del covid-19, el Gobierno decretó en 2020 un confinamiento obligatorio de toda la población. Los colegios, las guarderías, el servicio doméstico y otros servicios de cuidado se suspendieron, al menos presencialmente. La ayuda que recibían muchos hogares por parte de abuelas o tías de otras viviendas que cuidaban a los niños tampoco se pudo brindar. Esta imposibilidad de tercerizar la provisión de cuidado generó que las cargas domésticas y de cuidado en los hogares aumentaran.

En consecuencia, los padres y madres se enfrentaron a un desafío para articular el empleo remunerado con la permanencia de los niños en el hogar y con las actividades domésticas. Tuvieron que apoyar el estudio en casa de los hijos, estar pendientes de lo que hacían, atender todas sus necesidades, cocinar, lavar la ropa, lavar los platos, hacer el aseo de la vivienda. Este aumento en las responsabilidades de cuidado posiblemente influyó en la oferta laboral de las madres, quienes fueron las que asumieron la mayor carga no remunerada (DANE, 2021b). Es posible que algunas de ellas hayan tenido que dejar de trabajar o reducir sus horas de trabajo para dedicarse al cuidado.

Las decisiones dentro del hogar sobre cómo repartir el tiempo para enfrentar las nuevas cargas de cuidado probablemente estuvieron influenciadas por normas sociales y culturales de los roles de género, por las diferencias en los salarios entre los padres, por el poder de negociación de cada integrante de la familia, entre otros factores.

Este trabajo busca determinar si el aumento en las cargas de cuidado en el hogar, generado por la pandemia del covid-19, tuvo un impacto en la oferta laboral de las madres con niños pequeños en Colombia. En otras palabras, examina si la suspensión de los colegios y jardines

infantiles afectó el trabajo remunerado de las madres. Para esto, se analiza, mediante la técnica econométrica de diferencias en diferencias, si el covid-19 afectó de forma diferenciada la participación en el mercado laboral, la ocupación y las horas de trabajo de las madres de niños de 14 años o menos, en comparación con las mujeres sin hijos en este rango de edad, el cual se selecciona teniendo en cuenta la revisión de literatura y el hecho de que las necesidades de cuidado varían con la edad, como se explica en la subsección de especificaciones.

Los resultados de este documento indican que la tasa de participación laboral de las mujeres con hijos pequeños se afectó de forma diferenciada frente a la de las mujeres sin hijos de 14 años o menos. Las madres más perjudicadas por el aumento en las cargas de cuidado fueron las que tenían pareja, las de mayor nivel educativo y las madres de niños entre 5 y 14 años. No se encuentra un efecto significativo para las madres de niños de 0-4 años.

Las mujeres han sido las más impactadas por la crisis económica generada por la pandemia. El covid-19 ha profundizado las brechas de género laborales y ha puesto en riesgo los avances femeninos de las últimas décadas. En Colombia, según las cifras del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), las mujeres históricamente han tenido mayores tasas de desempleo, menores tasas de participación laboral y menores tasas de ocupación. En promedio estas brechas disminuyeron lenta y levemente en el siglo XXI hasta antes de la pandemia, cuando se ampliaron y llegaron a máximos históricos de la última década.

Este impacto desproporcionado sobre las mujeres ha sido global. Se considera que sus causas son (i) que el empleo de las mujeres se concentraba en los sectores económicos más golpeados y (ii) el aumento de las necesidades de cuidado infantil por el cierre de escuelas y guarderías (Alon et al., 2020). Es importante examinar qué tanto de ese retroceso en los avances laborales de las mujeres se debe al cuidado no remunerado, no solo para justificar y promover políticas públicas, sino para saber cómo sería la vida de las madres y su trabajo remunerado si no existieran los servicios de cuidado infantil fuera del hogar y para dimensionar los posibles efectos de una oferta limitada de cuidados o de una reducción en la provisión de estos servicios.

La suspensión de la presencialidad de todos los colegios y guarderías en Colombia durante cerca de un año es un choque exógeno e inesperado que alteró el trabajo, las cargas domésticas y las responsabilidades de cuidado. Además, es un experimento natural que permite medir el efecto de la ausencia de servicios de cuidado sobre indicadores laborales de las madres, con una fuente de variación plausiblemente exógena, que permitiría inferir efectos causales. Este estudio no se ha hecho para Colombia.

Después de esta introducción, la sección 2 presenta un contexto de la pandemia en Colombia en el que se detalla la suspensión de los servicios de cuidado y se muestra cómo aumentaron las cargas no remuneradas en los hogares. En la sección 3 se realiza una revisión de literatura. La sección 4 presenta la fuente de los datos, las especificaciones para los análisis y unas estadísticas descriptivas. La sección 5 explica la estrategia de identificación y la metodología. La sección 6 detalla los resultados. En la sección 7 se realizan algunos análisis de robustez. Finalmente, la sección 8 concluye.

2. Contexto covid-19 en Colombia

Medidas tomadas

Para controlar la propagación del covid-19, el 25 de marzo de 2020 comenzó en Colombia el aislamiento preventivo obligatorio de toda la población. Esta medida restringió la libre circulación de personas y de vehículos, y obligó a todos los habitantes a permanecer en sus casas, con algunas excepciones (Decreto 457 de 2020, 2020). El aislamiento se extendió varias veces incluyendo nuevos permisos de movilidad en cada ocasión. Duró hasta el 31 de agosto de 2020.

Desde el 16 de marzo de 2020, los colegios públicos y privados, las guarderías y los jardines infantiles dejaron de ofrecer servicios presenciales en Colombia (Ministerio de Educación Nacional, 2020). Los niños, niñas y adolescentes permanecieron confinados en los hogares y los servicios educativos se ofrecieron bajo la modalidad de “estudio en casa”. Estos cierres se extendieron por cerca de 150 días escolares (OECD, 2021).

En septiembre de 2020, empezaron los pilotos de reapertura de colegios en unos pocos municipios de Colombia bajo un modelo de alternancia. En los meses siguientes de 2020 y en el primer semestre de 2021 la reapertura escolar avanzó poco. Por ejemplo, en marzo de

2021 solo 11 % de los estudiantes de educación preescolar, básica y media asistía presencialmente a las instituciones educativas (El Espectador, 2021b). En mayo esa cifra había aumentado a 15,5 % (El Tiempo, 2021). Solo a partir de julio de 2021 hubo un retorno significativo a la presencialidad.

Según la Unesco (2021), los cierres de colegios en Colombia duraron 70 semanas: 23 con cierres totales y 47 con cierres parciales. Las 23 semanas con cierres totales fueron entre el 16 de marzo de 2020 y el 13 de septiembre de 2020; las 47 semanas con cierres parciales ocurrieron entre el 14 de septiembre de 2020 y el 31 de octubre de 2021. Estos cierres escolares afectaron a once millones de estudiantes (Unesco, 2021).

Las guarderías y servicios de cuidado para la primera infancia tuvieron periodos de cierres similares a los de los colegios. En octubre de 2020 hubo pilotos de reapertura de unos pocos establecimientos en algunos municipios (El Tiempo, 2020). En marzo de 2021, casi todos los jardines infantiles públicos seguían sin abrir (El Espectador, 2021a). A pesar de que la reapertura varió entre ciudades, solo desde el segundo semestre de 2021 fue generalizada (Ministerio de Educación Nacional, 2021).

Descripción de los cambios en el acceso a servicios de cuidado

De acuerdo con la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (ENUT), en el periodo septiembre-diciembre de 2020 (incluso cuando ya se había acabado el confinamiento en Colombia), como consecuencia de la pandemia, 89,8 % de los niños o adolescentes que iban al colegio lo hizo de manera virtual, 6,7 % perdió el acceso, 2,5 % accedió presencialmente con menor frecuencia que antes y 1,1 % accedió igual que antes (DANE, 2021a). Las cifras para los servicios de cuidado de primera infancia indican que 41,5 % de los que accedían a estos servicios perdió el acceso, 49 % lo hizo de manera virtual, 5,9 % accedió presencialmente con menor frecuencia y 3,6 % lo hizo igual que antes (DANE, 2021a).

Muchos de los hogares que tenían servicio doméstico también perdieron el acceso a este servicio por la pandemia. Mientras que en 2016-2017 5,9 % de los hogares tenían empleado/a doméstico/a, en 2020-2021 este porcentaje bajó a 4,5 % (DANE, 2021b). Durante el periodo

de aislamiento los trabajadores domésticos externos no pudieron ir a trabajar a las viviendas, lo que también aumentó las cargas para los hogares que contaban con este servicio².

Aumento en las cargas de cuidado

La ENUT también muestra cómo aumentó el tiempo en actividades domésticas y de cuidado en el hogar por la crisis de la pandemia. Las mujeres pasaron de destinar 6 horas y 50 minutos al día a trabajo no remunerado en el periodo septiembre-diciembre de 2016 a dedicar 8 horas diarias en el mismo periodo de 2020, lo que representa un aumento de 1 hora y 10 minutos. Mientras tanto, el tiempo de los hombres en trabajo no remunerado no presentó una variación significativa, pues pasó de 3 horas y 13 minutos a 3 horas y 7 minutos (DANE, 2021a). Es decir, la carga de cuidado que generó la emergencia fue asumida por las mujeres.

Para las madres con hijos en el hogar, el aumento en la carga doméstica y de cuidado fue mucho mayor. En 2017 (enero-abril) estas mujeres destinaron 9 horas y 1 minuto al día a actividades de trabajo no remunerado. Entre enero y abril de 2021, las madres con hijos en el hogar destinaron 10 horas y 43 minutos a trabajar de forma no remunerada (DANE, 2021b). Unos meses antes, también en pandemia, en el periodo septiembre-diciembre de 2020, estas mujeres dedicaron 10 horas y 35 minutos al día a actividades domésticas y de cuidado no remuneradas (DANE, 2021b). Es decir, hubo un aumento en las cargas no remuneradas para las madres con presencia de hijos en el hogar de más de hora y media al día (en la pandemia frente a 2017). En cambio, las mujeres sin presencia de hijos dedicaron 4 horas y 9 minutos al día al trabajo no remunerado en 2021 (enero-abril), 6 horas y media menos que las mujeres con hijos (DANE, 2021b).

Por su parte, los padres con hijos en el hogar no tuvieron un aumento en la dedicación a trabajo no remunerado: el tiempo diario en estas actividades pasó de 4 horas y 51 minutos en el periodo de enero-abril 2017 a 4 horas y 31 minutos en el periodo de enero a abril de 2021 y a 4 horas y 26 minutos en el periodo de septiembre a diciembre de 2020 (DANE, 2021b). En otras palabras, mientras que por la pandemia las madres con hijos en el hogar tuvieron un

² En la GEIH no se puede saber si un hogar tiene empleada doméstica, a menos de que sea interna. Por tanto, en el análisis econométrico no se incluye esta variable de control. El porcentaje de hogares con servicio doméstico es muy bajo, por lo que se considera que no tener en cuenta este factor no debería afectar los resultados significativamente.

aumento de más de hora y media al día en el trabajo no remunerado, los padres tuvieron una leve disminución (no estadísticamente significativa).

Además, en julio de 2020, cuando aún el país estaba en aislamiento obligatorio, 38 % de las mujeres se sintieron más sobrecargadas que antes de la pandemia con las tareas domésticas y de cuidado en el hogar (DANE, 2020b). Para los hombres este porcentaje fue de 23,5. Según esa misma encuesta (Pulso Social) 15 % de los hombres no realizó oficios del hogar en julio de 2020, frente a 3 % de las mujeres (DANE, 2020b).

Indicios de posibles impactos

En el segundo trimestre de 2020 (abril-junio) hubo 7,3 millones de mujeres inactivas dedicadas a oficios del hogar en Colombia, un aumento de 1,7 millones (o del 31 %) frente al mismo periodo de 2019 (GEIH, cálculos propios). Esto significa que casi dos millones de mujeres dejaron de trabajar o de buscar trabajo y se dedicaron a labores domésticas y de cuidado no remuneradas en el periodo con mayores restricciones por la pandemia en Colombia.

En 2019, 49 % de los hogares en Colombia tenía presencia de al menos una persona de 14 años o menos (GEIH, cálculos propios). De esos hogares con menores de 14 años, 41 % (3 millones de hogares) no contaban con un potencial cuidador disponible, entendido como una persona del hogar de 18 años o más que no estuviera trabajando (GEIH, cálculos propios; definición basada en Dingel et al., (2020)). Es decir, en 3 millones de hogares colombianos, la suspensión de los servicios de cuidado infantil pudo suponer una fuerte restricción al trabajo remunerado de los padres pues no había ningún adulto que pudiera cuidar a los niños³.

Las cifras presentadas en esta sección motivan y justifican el análisis de este trabajo: (i) las medidas tomadas para enfrentar la pandemia generaron cambios en la provisión de los servicios de cuidado; (ii) aumentó el tiempo en trabajo no remunerado, sobre todo para los hogares con menores; (iii) esa carga adicional fue asumida por las mujeres, quienes se sintieron sobrecargadas; (iv) el número de mujeres inactivas dedicadas a oficios del hogar se

³ En Colombia es usual que hermanos mayores cuiden a hermanos menores, por lo que calculé también esas cifras definiendo como cuidador potencial disponible a las personas del hogar de 15 años o más que no trabajan. El porcentaje de hogares con menores de 14 años sin potencial cuidador disponible de 15 años o más en 2019 fue de 34 %, es decir, 2,5 millones de hogares (vs. 41 % o 3 millones de hogares con la definición de 18 años o más). En cualquier caso, continúa siendo una magnitud relevante.

incrementó; (v) antes de la pandemia, había 3 millones de hogares en los que la suspensión de colegios podía suponer una fuerte restricción al trabajo remunerado.

Como las mujeres tuvieron un aumento significativo en el tiempo dedicado a actividades domésticas y de cuidado, mientras que los hombres casi no presentaron variaciones en su producción doméstica, este documento se enfoca en analizar los impactos sobre las mujeres más afectadas por el incremento en las cargas no remuneradas: las mujeres con hijos, sobre quienes recayeron las labores de cuidado extras por el cierre de colegios y guarderías, y por ende son quienes probablemente tuvieron un mayor impacto en su oferta laboral.

3. Revisión de literatura

El efecto de la disponibilidad y accesibilidad de cuidado infantil sobre indicadores laborales de las madres ha sido ampliamente estudiado. Este trabajo aporta a un área complementaria menos investigada: el impacto de la ausencia de servicios de cuidado.

Literatura anterior al covid-19

En resumen, la literatura sugiere que aumentar la disponibilidad de cuidado infantil público y reducir los gastos de bolsillo incrementan el uso de estos servicios y tienen efectos positivos en la oferta laboral de las madres (Morrissey, 2017). La mayoría de artículos se enfoca en el efecto de la disponibilidad de servicios de cuidado a menores de 5 años públicos, gratuitos o subsidiados sobre indicadores laborales de las madres. Para encontrar efectos causales, utilizan la variación geográfica y temporal en la implementación de políticas, o discontinuidades en la elegibilidad de los programas dependiendo de la fecha de nacimiento de los menores. Los métodos econométricos más usados son diferencias en diferencias, variable instrumental y regresión discontinua.

Para países desarrollados (Estados Unidos, Canadá, España, Alemania, Italia, Bélgica) se encuentran efectos positivos y significativos de la disponibilidad de los servicios de cuidado infantil en la oferta laboral materna: probabilidad de trabajar, horas trabajadas, participación laboral (Baker et al., 2008; Bauernschuster & Schlotter, 2015; Carta & Rizzica, 2018; Dujardin et al., 2018; Gelbach, 2002; Lefebvre et al., 2009; Müller & Wrohlich, 2020; Nollenberger & Rodríguez-Planas, 2015).

Las magnitudes de los efectos varían, pero –por ejemplo– algunos estudios encuentran que un aumento en la cobertura de cuidado infantil de un punto porcentual incrementa la tasa de participación de las madres entre 0,2 y 0,34 puntos porcentuales (Bauernschuster & Schlotter, 2015; Müller & Wrohlich, 2020) y la tasa de empleo en 0,2 puntos porcentuales (Nollenberger & Rodríguez-Planas, 2015).

Algunos estudios solo encuentran efectos para madres solteras (Elizabeth U. Cascio & Elizabeth U. Cascio, 2009; Goux & Maurin, 2010; Maria Donovan Fitzpatrick & Maria Donovan Fitzpatrick, 2010). Para Latinoamérica, específicamente para Argentina y Chile, también se encuentran efectos positivos de la disponibilidad del cuidado infantil sobre el empleo materno (Berlinski et al., 2011; Berlinski & Galiani, 2007; Martínez A. & Perticará, 2017).

Además, los costos del cuidado infantil tienen un efecto negativo y significativo en la participación laboral de las madres, en las horas de trabajo, en la probabilidad de tener empleo y en la decisión de contratar cuidado infantil (Cleveland et al., 1996; Pierre Lefebvre & Philip Merrigan, 2008; Simonsen, 2010).

La literatura anterior a la pandemia sobre el efecto en indicadores laborales de la ausencia de servicios de cuidado es escasa. En Colombia, el paro de profesores de 2017, que supuso una suspensión temporal de los colegios públicos, aumentó las horas dedicadas por las mujeres al cuidado de niños y redujo el número de horas trabajadas a la semana, de acuerdo con Villa Benavides (2019). En Argentina, Jaume & Willén (2019) encontraron que el cierre temporal de escuelas afectó negativamente la participación laboral de las madres, en especial de las madres con menor educación y de hogares en los que los dos integrantes recibían ingresos laborales. El impacto que hallan es una reducción en la probabilidad de estar empleada de 0,016 puntos porcentuales y de estar en la fuerza laboral de 0,015 puntos porcentuales (Jaume & Willén, 2019).

Literatura de la pandemia

Varios estudios muestran que –en países como Sudáfrica, Australia, Reino Unido, Estados Unidos, Canadá, Dinamarca y Brasil– el incremento en las cargas no remuneradas en el hogar como consecuencia de los cierres de escuelas y guarderías recayó sobre las mujeres principalmente (Casale & Posel, 2021; Craig & Churchill, 2021; Giurge et al., 2021;

McKinsey & Company & LeanIn.Org, 2020; Zamarro & Prados, 2021; Zamberlan et al., 2021).

En Estados Unidos, por la pandemia y principalmente por las responsabilidades de cuidado infantil, en 2020, de las madres empleadas 17 % consideraron reducir las horas de trabajo, 16 % cambiar a un trabajo menos demandante, 15 % tomar una licencia de ausencia, 8 % pasar de una actividad a tiempo completo a una a tiempo parcial y 7 % abandonar la fuerza laboral por completo. Estos porcentajes fueron mucho menores para los padres. En total, una de cada tres madres empleadas estaba en riesgo de reducir su trabajo o renunciar a él (McKinsey & Company & LeanIn.Org, 2020).

La falta de acceso al cuidado de los niños se asoció con un aumento en la probabilidad de dejar el empleo y con una reducción en las horas de trabajo de las madres (Hanzl & Rehm, 2021; Petts et al., 2021; Zamarro & Prados, 2021). Específicamente, Hanz & Rehm (2021) encuentran que las madres redujeron su tiempo de trabajo a la semana en 5,8 horas a la semana cuando los colegios cerraron en Austria. Los hallazgos de otros estudios sugieren que, por la pandemia, las madres con niños pequeños redujeron entre 4 y 5 veces más sus horas de trabajo que los padres (Collins, Landivar, et al., 2021) y las brechas de género en el empleo de los padres de niños pequeños se ampliaron (Qian & Fuller, 2020).

Algunos estudios han encontrado una relación entre la forma de enseñanza de los colegios durante la pandemia y el empleo de los padres. La brecha de género en la participación laboral de los padres se amplió más en los estados de Estados Unidos donde las escuelas eran remotas y menos en los que las escuelas eran híbridas o presenciales (Collins, Ruppanner, et al., 2021). La reapertura de escuelas en Canadá afectó positivamente el empleo y las horas trabajadas de los padres, especialmente de madres solteras (Beauregard et al., 2020).

Hay un grupo de estudios que analiza, intentando establecer efectos causales y con metodologías similares a la de este trabajo, si hubo un impacto del cierre de colegios y guarderías en Estados Unidos por la pandemia sobre los indicadores laborales de los padres. Estas investigaciones se pueden clasificar en dos grupos: (i) las que examinan si hubo un efecto diferenciado de la pandemia en los resultados laborales de las madres o padres en comparación con las mujeres u hombres sin hijos pequeños y (ii) las que comparan los resultados de las madres o padres en los estados en los que hubo los primeros cierres de

escuelas con los de las madres o padres de estados con cierres tardíos. Las metodologías de estos estudios son diferencias en diferencias, triples diferencias o efectos fijos. A pesar de que las investigaciones son similares, para un mismo país y con la misma fuente de información (*Current Population Survey*), los resultados varían, como se explica en detalle a continuación.

En relación con el primer grupo de trabajos (que comparan madres o padres con niños vs. mujeres u hombres sin hijos pequeños en Estados Unidos), Barkowski et al. (2020) no encuentran efectos negativos de las necesidades de cuidado infantil sobre la oferta laboral de los padres, con alguna evidencia de que las madres afectadas trabajaron por más horas. La investigación también sugiere que la posibilidad de teletrabajar ayudó a evitar las afectaciones laborales. Además, en Estados Unidos, los subsidios y las características de los cierres de colegios (parciales y menos largos que en Colombia) pudieron influir en el menor impacto laboral. Solamente para los padres y madres solteros de niños pequeños los autores encuentran un efecto negativo sobre la probabilidad de estar trabajando.

En esa misma línea de estudios, mediante un análisis de triples diferencias, Aaronson et al. (2021) encuentran que en Estados Unidos la pandemia redujo la tasa de participación laboral de las madres en 0,6 puntos porcentuales adicionales frente a los padres, controlando por las diferencias con las mujeres y hombres sin hijos. Los autores también encuentran una disminución específica en la tasa de ocupación de las madres de un punto porcentual. Los efectos fueron mayores para las madres negras, solteras y sin educación superior. Además, según su investigación, las madres tuvieron un aumento diferenciado en las horas de trabajo a la semana cercano a los 30 minutos.

En el segundo grupo de trabajos (que utilizan la variación geográfica y temporal de los cierres de colegios) se encuentran efectos negativos sobre la oferta laboral de los padres. De acuerdo con Heggeness (2020), si bien los cierres de colegios en Estados Unidos no tuvieron un efecto inmediato en la desvinculación de la fuerza laboral ni en el desempleo, las madres trabajadoras de estados en los que los cierres fueron primero tuvieron un 68,8% más de probabilidad de estar empleadas pero no estar trabajando esa semana (licencias temporales, permisos, etc.) en comparación con las madres de los estados en los que aún no había habido cierres. De manera similar, Amuedo-Dorantes et al. (2020) encuentran que el cierre de

colegios redujo las horas de trabajo a la semana de los padres y madres de niños en edad escolar entre 11 y 15 %, con mayores efectos para las mujeres y en especial para las que no podían teletrabajar, no eran trabajadora esenciales y no tenían otro adulto en la casa.

Para Latinoamérica, Viollaz et al. (2022) encuentran que el canal principal por el cual la pandemia afectó más el empleo de las mujeres que el de los hombres fue el incremento de las cargas de cuidado infantil, que impactó a las madres de niños en edad escolar. Ese estudio analiza cuatro países con datos panel laborales: Brasil, Chile, República Dominicana y México.

El único trabajo para Colombia directamente relacionado –de lo encontrado en la revisión– es la nota macroeconómica de la Universidad de Los Andes que muestra que en Colombia, por la pandemia, las mujeres con menores en el hogar tuvieron mayores caídas en el empleo en comparación con las mujeres sin niños y con los hombres (Becerra et al., 2020). Los autores sostienen que un poco más de la mitad de la diferencia entre la caída del empleo femenino y el masculino se explica por la presencia de menores y por la posición del trabajador en su hogar (jefe o no del hogar) (Becerra et al., 2020).

Otro estudio disponible para Colombia de los efectos de la pandemia con enfoque de género es el de García-Rojas et al. (2020), quienes muestran el aumento en las brechas de género para varios indicadores laborales. Esta investigación no se centra en los efectos diferenciados del aumento de las cargas de cuidado para las madres.

Con un modelo de búsqueda para explicar las decisiones laborales y domésticas en los hogares, Salazar-Saenz (2022) simula el efecto de un choque exógeno como el covid-19 y encuentra que en Colombia se reduciría drásticamente la participación laboral de las esposas, quienes aumentarían significativamente el tiempo en producción doméstica. Los efectos serían mayores para los hogares con niños (Salazar-Saenz, 2022).

Este documento contribuye a la literatura existente de cuatro formas específicas. En primer lugar, los estudios que examinan el impacto del cierre de escuelas en la pandemia sobre la oferta laboral de los padres se han centrado en países desarrollados (principalmente Estados Unidos), pero no fue posible encontrar estudios similares para Colombia⁴. Por tanto,

⁴ Con la excepción de la nota de Los Andes que no es un artículo académico, no está revisada por pares y no intenta establecer relaciones de causalidad.

este trabajo muestra, por primera vez, el efecto del aumento de las cargas de cuidado en la pandemia sobre la oferta laboral de las madres en Colombia.

En segundo lugar, los resultados de los estudios existentes no apuntan hacia la misma conclusión, por lo que aportar nueva evidencia puede dar luces en esta literatura naciente. En tercer lugar, la mayoría de los estudios analizan el impacto inmediato de los cierres, lo que puede limitar sus análisis, pues puede haber efectos tardíos que no se están analizando. En cuarto lugar y en relación con la literatura de provisión de cuidado y oferta laboral de los padres –que se ha enfocado en el impacto de la disponibilidad de los servicios de cuidado en la primera infancia–, este estudio contribuye a un campo menos estudiado y emergente hasta ahora: el efecto de la ausencia de servicios de cuidado para niños.

4. Datos, especificaciones y estadísticas descriptivas

Datos

La fuente de los datos es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del DANE, una encuesta representativa de la población colombiana que recoge información cada mes de más de 60.000 individuos sobre temas laborales, demográficos y económicos. La GEIH provee las estadísticas oficiales del país relacionadas con el mercado laboral. En cada medición, se encuestan a todos los integrantes de cerca de 19.000 hogares (distintos cada vez). En este trabajo se usan datos de corte transversal repetidos, pues se emplean varias aplicaciones de esa encuesta: antes y después del choque del covid-19.

Especificaciones

El análisis tomó como periodo inicial el periodo mayo de 2019 - febrero de 2020 y como periodo final el periodo mayo de 2020 - febrero de 2021 (mes en el que aún estaban cerrados casi todos los colegios y guarderías). No se incluyen marzo ni abril de 2020 en el periodo final porque en esos meses el cuestionario de la GEIH se redujo por la pandemia y no incluyó algunas preguntas que se requieren para construir las variables de control en las regresiones.

El periodo seleccionado permite (i) tener en cuenta la estacionalidad de las variables laborales pues se incluyen los mismos meses en ambos periodos, (ii) comparar una etapa inmediatamente anterior a la llegada del covid-19 a Colombia con los meses de pandemia en

los que estuvieron suspendidos los servicios de cuidado infantil e (iii) incluir en la muestra un número grande de observaciones (cerca de 200.000).

Para encontrar el efecto del aumento en las cargas de cuidados, es necesario definir los hogares en los que ocurrió este incremento, es decir, los que tenían necesidades de cuidado y tuvieron restricciones en el acceso a los servicios de cuidado que usaban. Los hogares con niños fueron los que tuvieron el incremento más claro en las cargas de cuidado. Así pues, para el diseño de investigación, se considera “tratadas” a las mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años que son madres⁵ de niños de 14 años o menos. El grupo de control son las mujeres con las mismas características, pero sin hijos en ese grupo de edad. A continuación, se justifica cada una de estas especificaciones.

Los grupos poblacionales que requieren cuidado directo son los niños, los adultos mayores⁶, las personas con discapacidad y las personas enfermas. Sin embargo, no es fácil identificar en qué hogares los adultos mayores o las personas enfermas o con discapacidad accedían a servicios de cuidado antes de la pandemia y por la emergencia dejaron de hacerlo. Estas personas por lo general son cuidadas por las familias de manera no remunerada (Hernández et al., 2021). Como la presencia de estas personas puede afectar la oferta de trabajo (desde antes de la pandemia), se incluyen variables de control que capturan este posible efecto, como se explica más adelante.

Dado que todos los colegios suspendieron los servicios presenciales y que la cobertura en educación básica y media en Colombia en 2019 fue de 96 % (Laboratorio de Economía de la Educación, 2020), se puede asumir que todos los hogares con presencia de menores en edad escolar tuvieron un incremento exógeno en las cargas de cuidado por la pandemia. Antes de la emergencia, los padres de niños en edad escolar (entre 5 años y 17 años) tenían provisto el

⁵ En estricto sentido, no todas las mujeres tratadas son madres de los niños. Para construir la variable se tiene en cuenta que los niños sean hijos o hijastros del jefe de hogar. Por tanto, puede haber niños que no son hijos biológicos de las mujeres analizadas, sino hijos de su pareja. Se incluyen estos casos pues la carga de cuidado puede recaer sobre las mujeres así no sean sus madres biológicas. Por simplicidad, en este documento se nombra a estas mujeres como madres.

⁶ No todos los adultos mayores tienen las mismas necesidades de cuidado. Hay adultos mayores con discapacidad, sin discapacidad, con y sin pensión, entre otros. Estas heterogeneidades afectan la forma como la presencia de un adulto mayor en un hogar puede influir en la oferta laboral de los otros integrantes.

cuidado de sus hijos entre semana en las horas de colegio⁷ y dejaron de tener este servicio desde marzo de 2020.

En 2019, 50,5 % de los menores de 5 años permanecía la mayor parte del tiempo entre semana con el padre o la madre en la casa (DANE, 2020a). Es decir, para la mitad de los hogares con niños menores de 5 años no hubo necesariamente un aumento en las cargas de cuidado por la pandemia, pues antes de esta los niños ya permanecían en la casa. No es posible saber en qué hogares los niños asistían a servicios de cuidado infantil y perdieron el acceso por la emergencia sanitaria.

A pesar de esto, este estudio incluye dentro de las mujeres tratadas a las madres de niños de 4 años o menos, pues en la mitad de estos hogares pudo haber un impacto y, además, porque los niños más pequeños son los que más cuidado necesitan, por lo que su presencia en el hogar puede restringir el trabajo de las madres más que la presencia de niños más grandes. En la sección de análisis de robustez se excluyen del grupo de tratamiento a las madres de niños de 4 años o menos, de manera similar a algunos estudios (Amuedo-Dorantes et al., 2020; Collins, Ruppanner, et al., 2021; Heggeness, 2020).

La edad límite de los 14 años se decide teniendo en cuenta que los adolescentes suelen ser más autónomos y no requieren la misma atención que niños más pequeños, y con base en la literatura. Para calcular las tasas de empleo materno, la OECD (2016) considera madres a las mujeres con al menos un niño de hasta 14 años. Dingel et al. (2020) calculan qué porcentaje de la fuerza laboral en Estados Unidos se vería restringido en la reapertura económica por las obligaciones de cuidado infantil, analizando los hogares en los que hay menores de 14 años. Otros estudios que investigan los efectos de la falta de cuidado infantil durante la pandemia usan rangos de edad similares a los de este trabajo: menores de 14 (Aaronson et al., 2021; Hanzl & Rehm, 2021), menores de 13 años (Barkowski et al., 2020), 6 a 12 años (Amuedo-Dorantes et al., 2020), 5 a 12 años (Collins, Ruppanner, et al., 2021), menores de 15 años (Becerra et al., 2020).

⁷ No todos los hogares tenían resuelto el cuidado de los niños de la misma manera, pues en Colombia una proporción alta de colegios tiene media jornada (se estudia solo por la mañana hasta las 12 m. o solo por la tarde).

El grupo de estudio son las mujeres entre 25 y 54 años. Este rango de edad, conocido en la literatura como *prime-age* o *prime-working-age*, considera mujeres que están en edad y en capacidad de trabajar y que en su mayoría no están estudiando. Usualmente es utilizado para restringir la muestra en estudios laborales. Varias investigaciones de la pandemia emplean este rango de edad o algunos muy similares para hacer los análisis (Aaronson et al., 2021; Barkowski et al., 2020; Lim & Zabek, 2021; Luengo-Prado, 2021).

Se estudia el impacto sobre las madres y no sobre los padres porque, como se mostró en la sección de contexto, el aumento en las cargas de cuidado fue asumido principalmente por las mujeres y porque en Colombia los roles de género están presentes: por motivos culturales se suele esperar, por ejemplo, que las mujeres sean las encargadas del hogar. De hecho, 67 % de los colombianos está de acuerdo o muy de acuerdo con que las mujeres son mejores para el trabajo domésticos que los hombres (DANE, 2021b). Por tanto, si hubo un impacto en la oferta laboral de las cargas extras de cuidado, es más probable que haya sido sobre las madres.

Estadísticas descriptivas

La tabla 1 presenta estadísticas descriptivas de las variables de resultado (participación laboral, ocupación y horas trabajadas por las ocupadas la semana anterior) de las mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años con y sin niños menores de 14 años en el periodo inicial y en el periodo final.

Antes de la pandemia las madres con niños participaban menos en el mercado laboral que las mujeres sin niños. Es decir, había menos madres trabajando o buscando trabajando en comparación con las mujeres sin hijos de 14 años o menos. Así mismo, había menos madres ocupadas y las que sí lo estaban trabajaban menos horas que las mujeres sin niños pequeños. La tabla 1 también muestra que, durante la pandemia, estos indicadores se redujeron bastante, tanto para las madres como para las mujeres sin niños. Sin embargo, las disminuciones fueron mayores para las madres, pues las diferencias entre las mujeres con niños y las mujeres sin niños se ampliaron levemente en el periodo final para los tres indicadores laborales analizados.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas de las variables de resultado de las mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años

Variable de resultado	Periodo	Mujeres con niños ≤ 14 años	Mujeres sin niños ≤ 14 años	Diferencia
		(1)	(2)	(1)-(2)
Participación laboral (%)	Inicial	71.88	73.61	-1.73***
	Final	65.74	68.37	-2.62***
Ocupación (%)	Inicial	62.00	66.23	-4.24***
	Final	51.42	56.09	-4.67***
Horas trabajadas la semana anterior (de las ocupadas)	Inicial	38.31	39.57	-126.07***
	Final	35.38	36.66	-127.17***

Notas: número de observaciones para participación laboral y ocupación 98555 en el periodo inicial y 98984 en el periodo final; para horas trabajadas 62944 en el periodo inicial y 52963 en el periodo final. La muestra para la variable de horas trabajadas solo incluye a las mujeres ocupadas. Periodo inicial: mayo de 2019-febrero de 2020. Periodo final: mayo de 2020-febrero de 2021. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$. Para el cálculo de las estadísticas no se usan factores de expansión. Participación laboral: % de mujeres económicamente activas (trabajando o buscando trabajo). Ocupación: % de mujeres trabajando. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia.

La tabla 2 presenta estadísticas descriptivas de variables sociodemográficas que pueden afectar el estado laboral, comparando las mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años con y sin niños menores de 14 años en el periodo inicial. Para todas las variables analizadas, hay diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de tratamiento y el grupo de control. Es decir, las mujeres con niños y las mujeres sin niños son distintas en las características observables. Por tanto, si estas variables afectan la oferta laboral, dado que están correlacionadas con el tratamiento, al estimar el efecto de la presencia de menores en los indicadores laborales sin incluirlas, se capturaría también el efecto de esas variables, por lo que el coeficiente estaría sesgado.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de variables demográficas de las mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años

Variable	Mujeres con niños \leq 14 años (1)	Mujeres sin niños \leq 14 años (2)	Diferencia (1) – (2)
Edad (promedio)	36.27	44.59	-8.32***
Años de educación (promedio)	10.94	10.11	0.828***
Rural (%)	10.10	8.00	2.1***
# personas del hogar \geq 18 años (promedio)	2.21	2.67	-0.453***
# personas del hogar $<$ 18 años (promedio)	1.89	0.53	1.366***
Pareja (%)	73.10	61.00	12.1***
Migrante (%)	4.60	3.00	1.6***
Presencia de menores de 2 años en el hogar (%)	21.80	7.10	14.7***
Jefe de hogar (%)	39.00	50.10	-11.2***
Ingresos laborales del hogar distintos a los de la mujer (promedio millones COP)	1.1	1.1	-0.063***
Presencia de mayores de 80 años en el hogar (%)	1.40	2.80	-1.5***
Necesidades de cuidado de larga duración (%)	1.70	3.50	-1.8***

Notas: número de observaciones: 98555 (43513 control y 55042 tratadas). Estadísticas del periodo inicial: mayo de 2019-febrero de 2020. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$. Para el cálculo de las estadísticas no se usan factores de expansión. Los hogares con necesidades de cuidado de larga duración son los hogares en los que sus integrantes dedican 20 horas o más a la semana al cuidado de mayores, enfermos o personas con discapacidad. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia.

5. Metodología

Este trabajo intenta establecer una relación causal del efecto de los cierres de guarderías y colegios en la pandemia sobre indicadores laborales de las madres, por medio de la técnica econométrica diferencias en diferencias. Esta metodología compara el grupo afectado (en este caso, por el aumento de las cargas de cuidado en el hogar), antes y después del choque, con un grupo de control que no fue impactado. En este sentido, se comparan los resultados laborales de las madres de niños de 14 años o menos con los de las mujeres sin niños, antes y durante la pandemia. Así, se controla tanto por las diferencias pre-existentes entre los dos grupos como por la evolución natural de los grupos en el tiempo.

Se estima el siguiente modelo:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 Post_i + \beta_3 Post_i D_i + X_i \gamma + u_i \quad (1)$$

y_i es el grupo de variables de resultado que analiza este trabajo: (i) participación laboral, variable binaria que toma el valor de 1 si la persona está ocupada o buscando trabajo y el valor de 0 si la persona es inactiva; (ii) ocupación: variable binaria que toma el valor de 1 si la persona está ocupada y 0 si está desempleada o inactiva; (iii) número de horas trabajadas la semana anterior por las ocupadas. Se analizan tres variables de resultado porque el aumento en las cargas de cuidado pudo generar cambios tanto en la cantidad de empleo provisto por cada trabajador como en la cantidad de trabajadores o de personas económicamente activas. Las variables de participación laboral y ocupación miden el impacto en el margen extensivo del trabajo, mientras que las horas laborales capturan el efecto en el margen intensivo.

D_i es una variable binaria que toma el valor de 1 si la persona es una mujer entre 25 y 54 años jefe de hogar o pareja del jefe de hogar con hijos de 14 años o menos y el valor de 0 si es una mujer con las mismas características, pero sin hijos de 14 años o menos. $Post_i$ es una variable binaria que toma el valor de 1 si la persona fue encuestada entre mayo de 2020 y febrero de 2021 (es decir, durante la pandemia) y toma el valor de 0 si fue encuestada entre mayo de 2019 y febrero de 2020 (antes de la pandemia).

X_i es un vector de variables demográficas de control: edad, edad al cuadrado, años de educación, número de personas mayores de 18 años en el hogar, número de personas de 17 años o menos en el hogar, presencia en el hogar de niños de 2 años o menos (variable binaria:

1 si hay presencia), presencia en el hogar de adultos mayores de 80 años⁸ (variable binaria: 1 si hay presencia), jefe de hogar (variable binaria: 1 si es jefe de hogar), presencia de pareja (variable binaria: 1 si la persona vive con una pareja –esposo/a, compañero/a, etc.–en el hogar), migrante (variable binaria: 1 si no nació en Colombia), zona geográfica de residencia (serie de variables binarias para cada una de las 23 ciudades principales de Colombia, para las zonas rurales y para las cabeceras municipales distintas a las ciudades), necesidades especiales de cuidado de larga duración (variable binaria: 1 si en el hogar hay estas necesidades⁹), ingresos laborales mensuales del hogar diferentes a los del individuo¹⁰.

En la regresión que tiene como variable de resultado horas trabajadas también se incluyen controles de sector económico y oficio (series de variables binarias para cada una de las ramas de actividad económica a 2 dígitos de la CIIU rev.4 y para cada uno de los oficios, respectivamente). La selección de las variables de control se realizó con base en (i) las variables usadas en la literatura, (ii) los factores que teóricamente pueden influir la oferta laboral y (iii) un análisis para no incluir “malos controles” (cuando el tratamiento afecta el control). u_i es el término de error.

El parámetro de interés es β_3 , que acompaña la interacción entre el tratamiento (D_i) y el periodo final ($Post_i$). β_3 captura el efecto diferenciado de la pandemia sobre la oferta laboral de las mujeres con hijos en comparación con las mujeres sin hijos. Es decir, recoge el impacto del aumento en las cargas de cuidado infantil en los indicadores laborales de las madres, asumiendo que este incremento fue el único factor que impactó de manera diferenciada a las mujeres con hijos y a las mujeres sin hijos durante la pandemia.

El parámetro β_3 es la diferencia entre la variable de resultado del grupo de tratamiento y la variable de resultado del grupo de control en el periodo final menos esa misma diferencia en el periodo inicial. Se espera que este coeficiente sea negativo, pues la hipótesis de este

⁸ A partir de esa edad la probabilidad de requerir cuidados y de tener dificultades para realizar actividades cotidianas aumenta (Hernández et al., 2021), por lo que la presencia de personas de esa edad puede implicar una carga de cuidado en el hogar que puede afectar la oferta laboral de las mujeres.

⁹ Es decir, 1 si en el hogar los integrantes dedican 20 horas o más a la semana al cuidado de mayores, enfermos o personas con discapacidad. Se utilizó este punto de corte de 20 horas porque en los hogares en los que se dedican más de 0 horas a cuidar personas enfermas, mayores y/o con discapacidad la mediana de tiempo es de 20 horas a la semana en esta actividad, por lo que, si se dedican más de 20 horas, se puede inferir que hay una necesidad especial de cuidado. Si, en vez de usar esta variable binaria, se usa como variable de control la variable continua de número de horas dedicadas a estos cuidados, los resultados no varían.

¹⁰ Incluir los ingresos del individuo sería un “mal control” pues el tratamiento podría afectarlo.

documento es que el aumento en las cargas de cuidado en el hogar limitó la oferta laboral de las madres.

El parámetro β_3 se puede interpretar como un efecto causal si se cumplen ciertos supuestos. El principal es que, si no hubiera habido el incremento en las cargas de cuidado en el hogar, las mujeres con niños habrían tenido el mismo cambio en la oferta laboral que las mujeres sin niños. Es decir, las diferencias entre las mujeres tratadas y las mujeres del grupo de control se hubieran mantenido constantes en ausencia del choque. Ese supuesto es conocido como tendencias paralelas. Dado que no se puede observar lo que hubiera pasado, es imposible comprobar este supuesto. Sin embargo, en la siguiente subsección se presenta información para tener indicios de su cumplimiento.

El supuesto de tendencias paralelas asume que no hay características inobservables específicas para cada grupo de tratamiento que varíen en el tiempo. Diferencias en diferencias controla por cualquier diferencia entre el grupo de tratamiento y de control que sea constante, y atribuye al choque cualquier diferencia entre tratados y controles que no existía antes de ese momento. En este sentido, se asume que no hubo otros factores durante la pandemia que afectaron de manera diferente a las mujeres con hijos en comparación con las mujeres sin niños pequeños.

Con la metodología propuesta se busca separar los efectos del choque negativo al empleo que generó la pandemia por la crisis económica (que se asume fueron similares para las mujeres con y sin hijos) del efecto de las responsabilidades de cuidado por los cierres de colegios y guarderías. Es decir, se intenta encontrar y aislar el efecto específico del aumento en las cargas de cuidado.

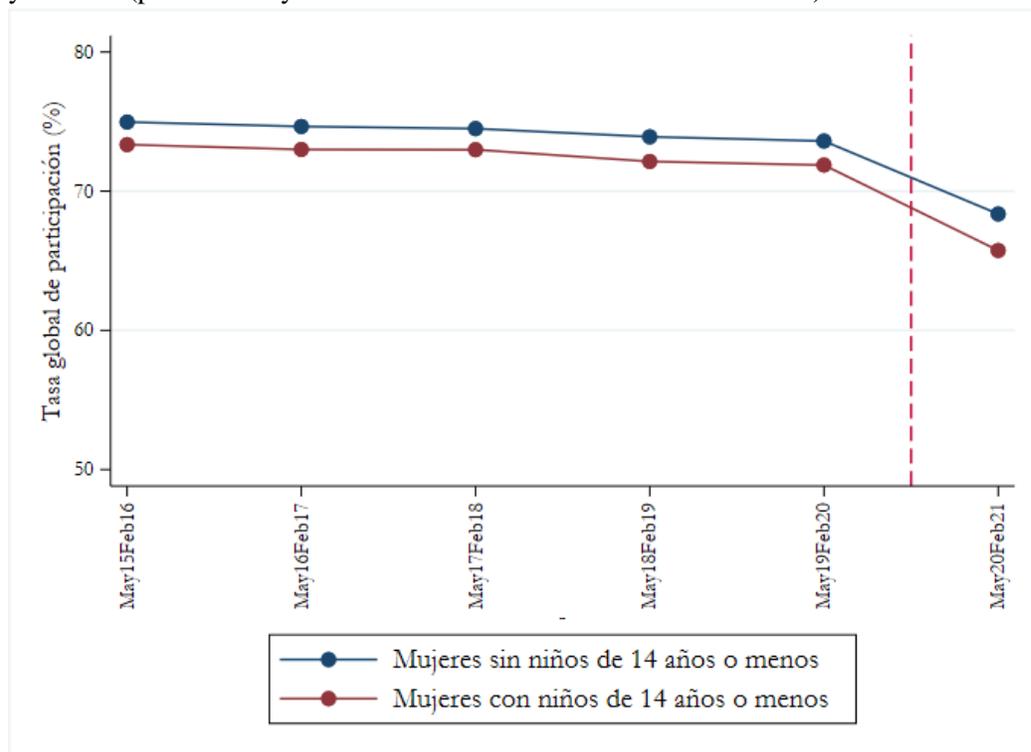
La relación entre la oferta laboral de las madres y el cuidado infantil suele ser endógena: la disponibilidad de servicios de cuidado puede afectar el estado laboral, pero también la decisión de trabajar o no de las madres puede influir en la búsqueda y contratación de cuidado fuera del hogar. Es decir, no es clara la dirección de la relación, pues estas decisiones se toman de manera simultánea. En este documento, se aborda este problema mediante el uso del choque exógeno del covid-19, en el cual ninguna madre pudo elegir si usaba o no servicios de cuidado para sus hijos, sino que todas se vieron obligadas a tenerlos en la casa.

Tendencias paralelas previas

Una forma de mostrar que probablemente se cumple el supuesto de tendencias paralelas es analizar las variables de resultados para el grupo de tratamiento y control antes de la pandemia. Si estas variables tenían tendencias paralelas en los periodos previos (es decir, la diferencia entre el grupo de tratamiento y control era constante), es probable que en ausencia del choque también se hubiera mantenido la diferencia estable. En las siguientes gráficas se muestran las tres variables de resultados para las mujeres con y sin niños en los periodos mayo-febrero desde 2015-2016 hasta 2020-2021.

La ilustración 1 muestra que las tendencias en la participación laboral de las mujeres con hijos y sin hijos parecen ser paralelas hasta antes del covid-19, cuando se ve que la participación de las mujeres con hijos se reduce un poco más que la de las mujeres sin hijos. Las diferencias entre tratados y control en los periodos previos son pequeñas (alrededor de 1,6 puntos porcentuales). El hecho de que los niveles en las tasas de participación sean similares entre los dos grupos hace que el supuesto de tendencias paralelas sea más plausible (Kahn-Lang & Lang, 2020)

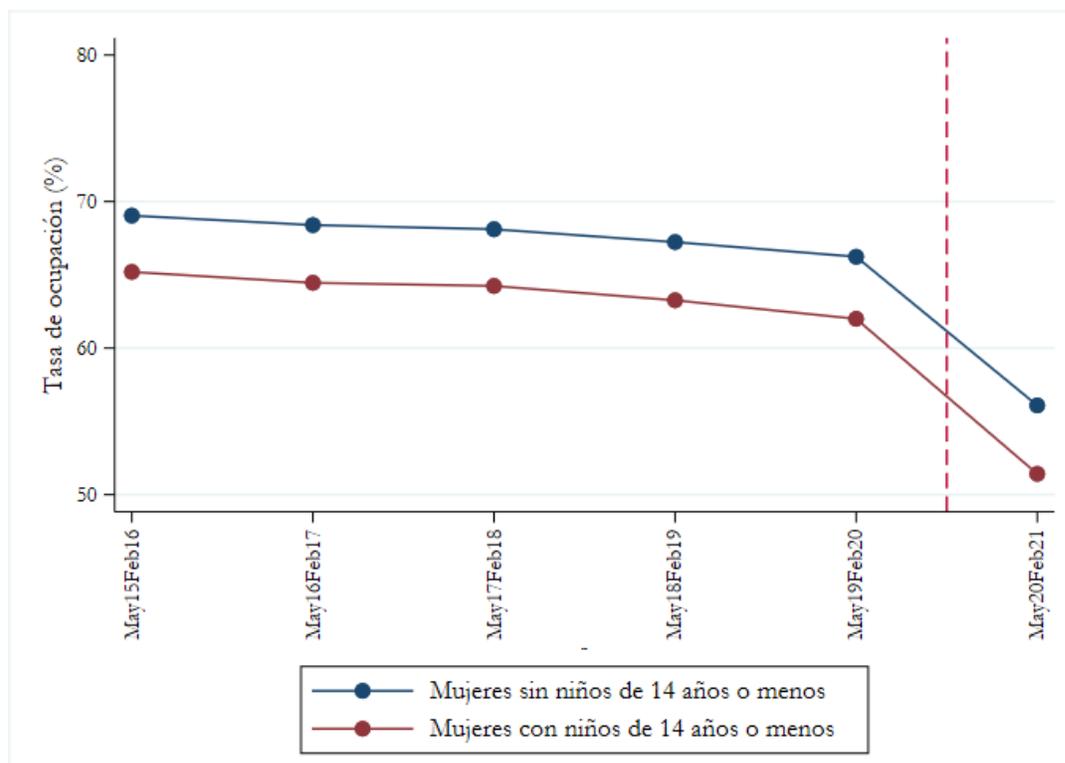
Ilustración 1. Tasa global de participación mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años (periodos mayo-febrero desde 2015-2016 hasta 2020-2021)



Nota: para el cálculo de las estadísticas no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. La línea punteada se usa para diferenciar el periodo de la pandemia.

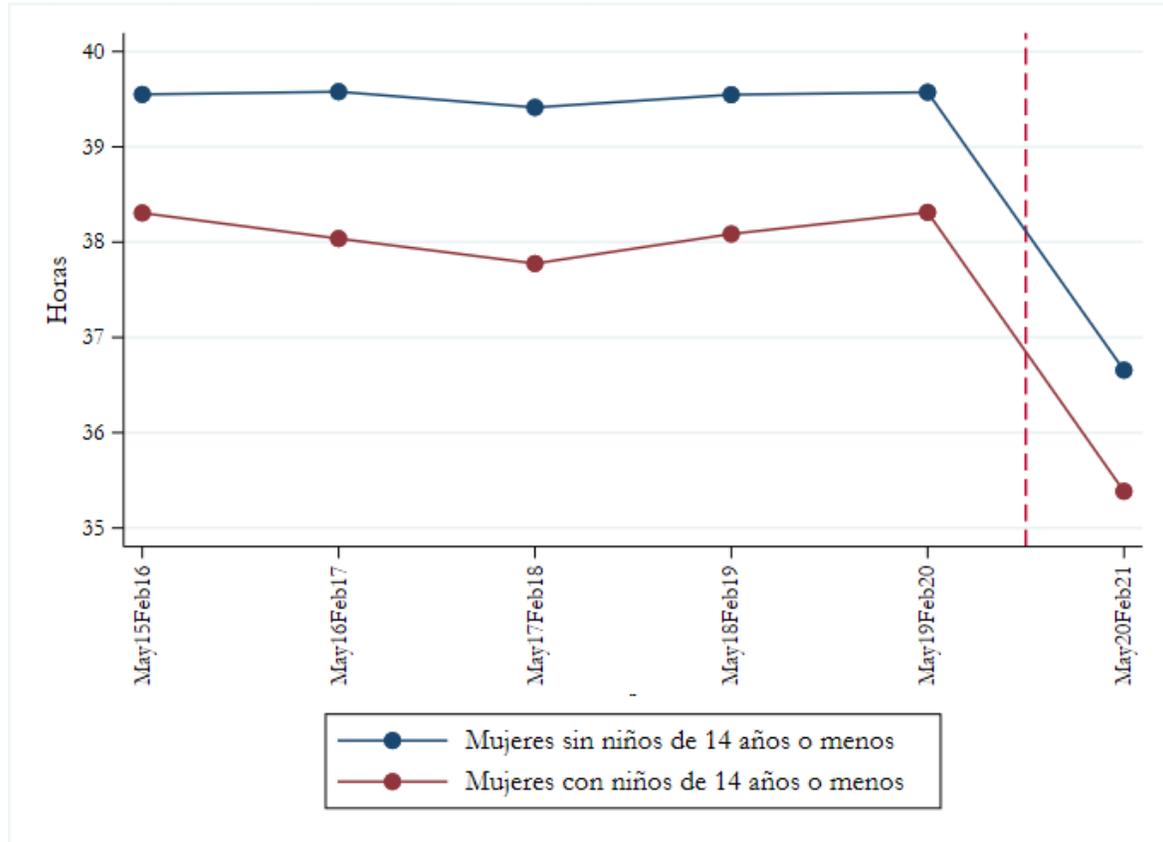
La ilustración 2 muestra que, para la tasa de ocupación, las tendencias también parecen ser paralelas en los periodos previos al choque del covid-19. La diferencia en la tasa de ocupación entre el grupo de tratamiento y el grupo de control es de 4 puntos porcentuales aproximadamente. En relación con el número de horas trabajadas, la ilustración 3 sugiere que las diferencias entre el grupo de tratamiento y el grupo de control cambian un poco en el tiempo, por lo que pareciera que no hay tendencias paralelas previas en esa variable.

Ilustración 2. Tasa de ocupación mujeres jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años (periodos mayo-febrero desde 2015-2016 hasta 2020-2021)



Nota: para el cálculo de las estadísticas no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. La línea punteada se usa para diferenciar el periodo de la pandemia.

Ilustración 3. Horas trabajadas la semana anterior por las mujeres ocupadas jefe de hogar o pareja del jefe de hogar entre 25 y 54 años (periodos mayo-febrero desde 2015-2016 hasta 2020-2021)



Nota: para el cálculo de las estadísticas no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. La línea punteada se usa para diferenciar el periodo de la pandemia.

Además, se estima una regresión para analizar las tendencias antes del choque de la pandemia:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 T_{16-17} + \beta_3 T_{17-18} + \dots + \beta_6 T_{20-21} + \beta_7 T_{16-17} D_i + \beta_8 T_{17-18} D_i + \dots + \beta_{11} T_{20-21} D_i + X_i \gamma + u_i \quad (2)$$

y_i es el grupo de variables de resultado que analiza este trabajo: participación laboral, tasa de ocupación y número de horas trabajadas la semana anterior por las ocupadas. D_i es la variable binaria de tratamiento (1 si es mujer con hijos de 14 años o menos y 0 si es una mujer sin hijos en esas edades). T_{16-17} es una variable binaria que toma el valor de 1 si la persona fue encuestada entre mayo de 2016 y febrero de 2017 y toma el valor de 0 si fue encuestada en otro de los periodos analizados: mayo2015-febrero2016 (periodo omitido, línea base) o algún periodo mayo-febrero posterior hasta el periodo mayo2020-febrero2021. De manera

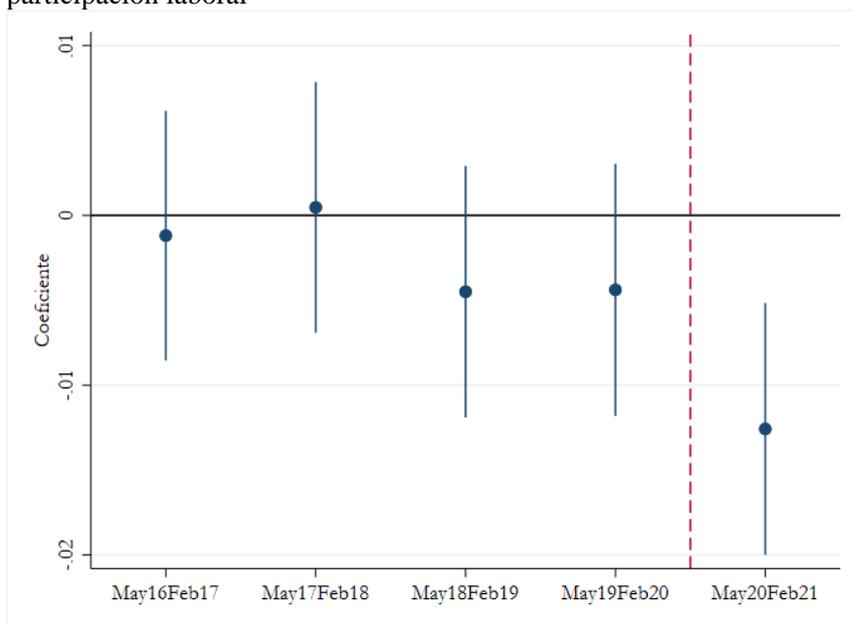
equivalente están construidas las demás variables de T . Se incluyen las interacciones entre cada uno de los periodos y el tratamiento. X_i es un vector de variables demográficas de control y u_i es el término de error.

Para analizar las tendencias previas, se examinan los coeficientes estimados de las variables de interacción entre cada periodo previo y el tratamiento. Si estos coeficientes no son diferentes de 0 estadísticamente, la diferencia entre tratados y control no cambió frente a la que había en el periodo mayo2015-febrero2016. Las siguientes gráficas muestran los coeficientes estimados de los términos de interacción entre tratamiento y periodo para cada uno de los periodos previos y para el periodo final en las regresiones de las tres variables de resultado. Las líneas verticales que acompañan los coeficientes son los intervalos de confianza al 95 %.

Las ilustraciones 4, 5 y 6 muestran que, en los periodos previos a la pandemia, los coeficientes de las interacciones tratamiento y periodos no son estadísticamente significativos para ninguna de las variables de resultado. Por lo tanto, la participación laboral, la tasa de ocupación y las horas de trabajo semanales¹¹ tuvieron tendencias paralelas antes del covid-19. Sin embargo, esto no es suficiente ni necesario para que se cumpla el supuesto de que, en ausencia del choque, las diferencias se hubieran mantenido constantes (contrafactual). Aun así, es una forma de mostrar que probablemente el supuesto se cumple. En la sección de análisis de robustez se presenta otra prueba placebo para proveer más indicios del cumplimiento del supuesto.

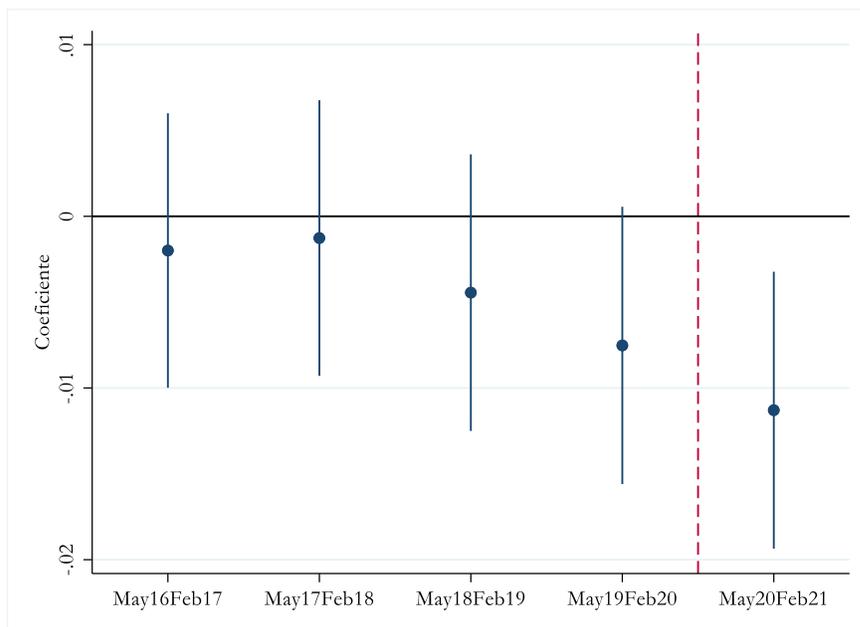
¹¹ Si bien en la ilustración 3 pareciera que no hay tendencias laborales en las horas de trabajo, una vez se incluyen los controles, estadísticamente estas diferencias no son significativas.

Ilustración 4. Coeficientes estimados de las interacciones periodo y tratamiento en la regresión de participación laboral



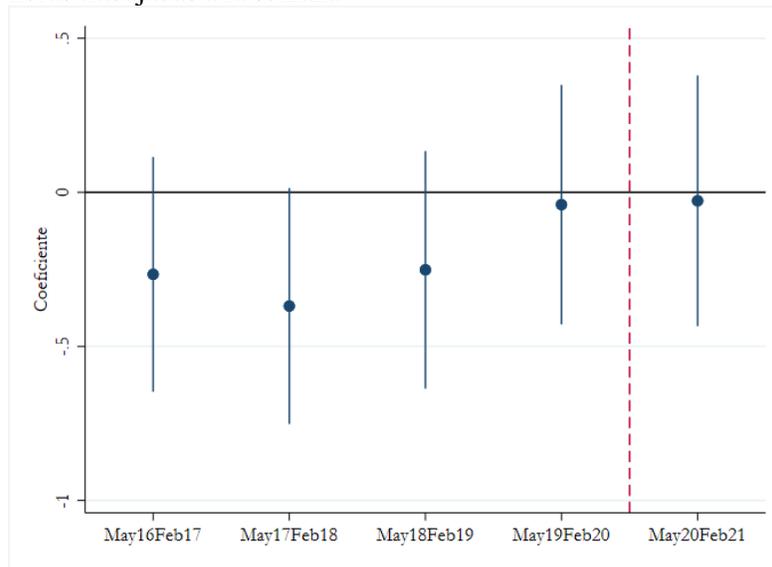
Nota: para el cálculo de las regresiones no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. La línea punteada se usa para diferenciar el periodo de la pandemia.

Ilustración 5. Coeficientes estimados de las interacciones periodo y tratamiento en la regresión de ocupación



Nota: para el cálculo de las regresiones no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. La línea punteada se usa para diferenciar el periodo de la pandemia.

Ilustración 6. Coeficientes estimados de las interacciones periodo y tratamiento en la regresión de horas trabajadas a la semana



Nota: para el cálculo de las regresiones no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. La línea punteada se usa para diferenciar el periodo de la pandemia.

6. Resultados

La tabla 3 presenta los resultados del modelo de diferencias en diferencias para las tres variables de resultado analizadas. Las columnas impares muestran los parámetros estimados de las regresiones con controles y las columnas pares presentan los coeficientes de las regresiones sin controles. Los resultados indican que el aumento en las cargas de cuidado tuvo un impacto negativo sobre la participación laboral de las madres, un efecto negativo no significativo sobre la tasa de ocupación y un efecto positivo no significativo sobre las horas trabajadas por las ocupadas, en comparación con las mujeres sin hijos.

La columna 1 de la tabla 3 muestra que el aumento en las cargas de cuidado durante la pandemia, generado por el cierre de colegios y guarderías, disminuyó la participación laboral de las madres en 1,4 puntos porcentuales en comparación con las mujeres sin hijos. Este coeficiente es significativo al 5 %. Si bien este efecto puede parecer pequeño, significa que aproximadamente 46.000 madres salieron de la fuerza laboral por el incremento en las cargas de cuidado¹². Este efecto es similar al encontrado por Aaronson et al., (2021).

¹² En el periodo inicial había 3,3 millones de mujeres con hijos de 14 años o menos económicamente activas, por lo que una disminución de 1,4 p.p. en la participación corresponde a cerca de 46 mil mujeres.

La columna 3 de la tabla 3 muestra que el aumento en las cargas de cuidado durante la pandemia no tuvo un efecto significativo sobre la tasa de ocupación de las madres en comparación con las mujeres sin hijos. Algunos estudios de la pandemia tampoco encontraron efectos sobre la probabilidad de estar ocupado (Amuedo-Dorantes et al., 2020; Barkowski et al., 2020). Para el caso de Colombia, Villa Benavides (2019) no halló efectos del paro de maestros (que supuso una suspensión temporal de los colegios) sobre la ocupación.

En la columna 5 de la tabla 3 se observa que el aumento en las cargas de cuidado durante la pandemia, generado por el cierre de colegios y guarderías, no tuvo un efecto significativo sobre las horas trabajadas a la semana por las madres ocupadas en comparación con las mujeres sin hijos pequeños. De hecho, el coeficiente es positivo, pero no significativo.

Aunque este resultado no es el esperado, es consistente con Barkowski et al. (2020), Heggeness (2020) y Aaronson et al. (2021). Estos tres estudios encuentran alguna evidencia de que las madres ocupadas probablemente trabajaron más horas durante la pandemia. Como lo explican Barkowski et al. (2020), es posible que la presencia de los niños en el hogar redujera la productividad laboral de las madres, haciendo que tuvieran que trabajar más horas para completar sus actividades de trabajo. Esto pudo ocurrirles a las madres que hicieron teletrabajo durante la pandemia.

En resumen, los resultados de este trabajo sugieren que el aumento en las cargas de cuidado infantil disminuyó en 1,4 puntos porcentuales la participación laboral de las madres, pero no tuvo efectos significativos sobre la tasa de ocupación ni sobre las horas trabajadas. Es decir, parece que los cierres de colegios y jardines infantiles no afectaron la probabilidad de estar ocupada ni las horas de trabajo de las madres, sino que impulsaron la salida de la fuerza laboral de algunas madres.

Tabla 3. Efecto del aumento en las cargas de cuidado sobre la oferta laboral de las mujeres con hijos de 14 años o menos

Variable dependiente:	Participación laboral		Ocupación		Horas trabajadas	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D (tratamiento)	-0.0248*** (0.00562)	-0.0394*** (0.00490)	-0.0181*** (0.00611)	-0.0557*** (0.00520)	-1.669*** (0.307)	-1.827*** (0.259)
Post (periodo)	-0.0545*** (0.00475)	-0.0449*** (0.00510)	-0.104*** (0.00520)	-0.0964*** (0.00545)	-2.808*** (0.259)	-2.533*** (0.277)
Post x D	-0.0136** (0.00663)	-0.0114 (0.00713)	-0.00620 (0.00716)	-0.00425 (0.00754)	0.181 (0.362)	0.0755 (0.388)
Constante	-0.0283 (0.0417)	0.734*** (0.00350)	-0.215*** (0.0444)	0.666*** (0.00375)	-20.43** (8.211)	38.94*** (0.188)
Controles	Sí	No	Sí	No	Sí	No
Observaciones	197,530	197,539	197,530	197,539	115,901	115,907
R-cuadrado	0.138	0.005	0.108	0.013	0.136	0.006

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. Para el cálculo de las regresiones se usan factores de expansión¹³.

Efectos específicos para subgrupos

Además, se analiza si hubo efectos específicos para distintos grupos: mujeres con pareja, mujeres sin pareja, mujeres con alto nivel educativo y mujeres con bajo nivel educativo. Para esto, se estima el modelo de diferencias en diferencias presentado previamente (ecuación 1) restringiendo la muestra para incluir solo el grupo poblacional a analizar, como se realiza en algunos estudios similares (ej. Barkowski et al., 2020). La tabla 4 muestra los coeficientes estimados de β_3 para cada una de las submuestras en las regresiones de las tres variables de resultado. Es decir, se muestran solo los coeficientes de la interacción *Post x D*.

Para las madres sin pareja, no hay un efecto de la carga de cuidado sobre ninguno de los indicadores laborales analizados en comparación con las mujeres solteras sin hijos pequeños. Amuedo-Dorantes et al. (2020) tampoco encuentran efectos de los cierres de colegio en la pandemia sobre la oferta laboral de madres o padres en hogares monoparentales.

¹³ Se corrieron también las regresiones sin factores de expansión y los resultados no varían mucho. Así mismo, se calcularon sin errores estándar robustos y los resultados son consistentes.

El cierre de colegios y guarderías disminuyó la participación laboral de las madres con pareja en 1,5 puntos porcentuales frente a las mujeres casadas sin hijos de 14 años o menos. Este coeficiente es significativo al 10 %. Para las madres en hogares biparentales, no hubo un impacto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de estar ocupadas ni sobre las horas trabajadas. Villa Benavides (2019) también encuentra que las madres casadas son quienes ajustan su oferta laboral, pero el hallazgo en ese caso es sobre las horas de trabajo.

Las madres solteras suelen ser las únicas que llevan ingresos al hogar. Probablemente su oferta de trabajo es más inelástica y no pueden sustituir trabajo remunerado por no remunerado, pues necesitan trabajar o buscar trabajo para mantener a su familia. En los hogares biparentales, por el contrario, puede haber un reparto de responsabilidades, de forma que uno de los padres trabaja de manera remunerada y el otro se dedica al cuidado de los hijos. Es posible que algunas de las madres con pareja que estaban desempleadas salieron de la fuerza laboral para enfrentar el aumento en las cargas de cuidado, mientras la pareja trabajaba. Por los roles de género marcados en Colombia es más probable que la mujer sea quien abandone la fuerza laboral para dedicarse al cuidado de sus hijos.

Para las madres con un nivel educativo bajo (educación media o menos), no hay un efecto de la carga de cuidado sobre ninguno de los indicadores laborales analizados en comparación con las mujeres con un nivel educativo bajo sin hijos pequeños. El cierre de colegios y guarderías disminuyó la participación laboral de las madres de alto nivel educativo (educación técnica o más) en 2,2 puntos porcentuales frente a las mujeres con alto nivel educativo sin hijos de 14 años o menos. Este coeficiente es significativo al 5 %. Así mismo, el aumento en las cargas de cuidado disminuyó la tasa de ocupación de las madres de alto nivel educativo en 3 puntos porcentuales en comparación con las mujeres con un nivel educativo alto pero sin hijos. Este efecto es estadísticamente significativo al 1 %. No hay un impacto significativo sobre las horas de trabajo de estas mujeres, aunque el coeficiente es negativo.

Esta mayor afectación en la oferta laboral de las madres con un nivel educativo alto también lo encuentran Zamarro & Prados (2021), pero para las horas trabajadas. Por el contrario, Aaronson et al. (2021) encuentran que las madres sin educación universitaria fueron las más afectadas por la pandemia en Estados Unidos.

El impacto sobre la oferta laboral de las madres con mayor nivel educativo se podría explicar porque estas mujeres suelen tener mejores condiciones socioeconómicas y vivir en hogares con mejores ingresos. Es posible que ante el incremento en las cargas de cuidado pudieran dejar de trabajar o de buscar trabajo, pues no tenían una condición económica tan apremiante que las obligara a buscar ingresos. Tal vez los hogares de estas mujeres se podían sostener con los salarios de sus parejas o sus ahorros previos.

Además, es probable que los hijos de mujeres de más nivel educativo estudien en colegios privados en los que se implementó una enseñanza virtual sincrónica que requería la ayuda permanente de los padres. Por el contrario, en muchos de los colegios oficiales la educación a distancia no fue sincrónica: los niños tenían que mandar trabajos, pero no había clases virtuales ni horarios. La calidad y exigencia de la educación para niños de bajos recursos fue mucho menor que para los niños de familias en mejores condiciones económicas. Por tanto, las madres de alto nivel educativo probablemente se involucraron más en la educación virtual de los hijos, lo que pudo presionar su salida de la fuerza laboral.

Tabla 4. Efectos diferenciados del aumento en las cargas de cuidado sobre la oferta laboral de las madres con hijos de 14 años o menos para distintos subgrupos de mujeres

Variable dependiente:	Participación laboral	Ocupación	Horas trabajadas
	(1)	(2)	(3)
<hr/> Submuestra:			
Sin pareja	0.00502 (0.0101)	-0.0111 (0.0123)	-0.494 (0.599)
Con pareja	-0.0151* (0.00844)	-0.00384 (0.00883)	0.301 (0.456)
Bajo nivel educativo	-0.0101 (0.00850)	0.00263 (0.00891)	0.608 (0.481)
Alto nivel educativo	-0.0220** (0.00928)	-0.0298*** (0.0113)	-0.814 (0.522)

Notas: en la tabla se muestran los coeficientes estimados de la interacción Post x D de la ecuación presentada en el texto para cada una de las submuestras y variables de resultado. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. Para el cálculo de las regresiones se usan factores de expansión. Las regresiones incluyen controles.

Número de observaciones: sin pareja: 63,444 para participación laboral y ocupación y 44,414 para horas trabajadas; con pareja: 134,086 para participación laboral y ocupación y 71,487 para horas trabajadas; bajo nivel educativo: 127,173 para participación laboral y ocupación y 66,378 para horas trabajadas; alto nivel educativo: 70,357 para participación laboral y ocupación y 49,523 para horas trabajadas. El nivel educativo bajo incluye personas con ningún nivel de educación hasta educación media (10° - 13°). El nivel educativo alto incluye personas con educación técnica o tecnológica, universitaria o posgrado.

Discusión resultados

La pandemia generó cambios en el empleo por dos vías principalmente. Por una parte, muchas personas perdieron su trabajo porque fueron despedidas o su contrato fue suspendido pues muchas empresas cerraron y la actividad económica se redujo a lo mínimo. Es decir, una parte de los cambios en el mercado laboral fue resultado de cambios en la demanda de trabajo, que se contrajo. Por otra parte, también se presentaron cambios en la disposición o posibilidad de trabajar de los ocupados (variaciones en la oferta laboral).

Es razonable pensar que el cambio en la demanda de trabajo no fue distinto por tipos de hogar, pues fue el resultado de un cierre casi completo de la economía que tuvo un impacto generalizado. Es decir, en principio, no hay razones para considerar que los despidos o suspensiones de contratos generados por los empleadores fueron diferentes dependiendo de si en el hogar había niños pequeños o no.

Ahora bien, el sector económico, la ocupación y el tipo de empleo sí influyeron en el impacto laboral, pues unos trabajos se vieron más afectados que otros. Una vez se controla por sector y tipo de empleo o se analiza si hay diferencias en estas características laborales entre las mujeres con niños y las mujeres sin niños, se puede asumir que los cambios en la demanda de trabajo no tuvieron un efecto diferenciado para las mujeres con y sin hijos. No es esperable que hayan despedido más a las mujeres con hijos dentro del mismo sector económico o en trabajos similares.

El anexo 1 muestra el porcentaje de mujeres ocupadas en cada sector económico para cada grupo (tratamiento y control) antes de la pandemia. En la mayoría de ramas hay diferencias significativas en los porcentajes de ocupación para las mujeres con hijos y sin hijos, aunque las diferencias no son mayores de 0,6 puntos porcentuales (a excepción de dos sectores en los que hay diferencias de 1,2 y 1,5 puntos porcentuales).

Los sectores con mayor pérdida de empleos de mujeres entre 2020 y 2019 fueron (i) Actividades artísticas, de entretenimiento, recreación y otras actividades de servicio, (ii) Comercio y reparación de vehículos, (iii) Administración pública y defensa, educación, y atención de la salud humana, e (iv) Industria manufacturera. En tres de esas cuatro ramas la proporción de mujeres con hijos era menor que la de mujeres sin hijos, lo cual sugiere que las madres no se concentraban más que las mujeres sin hijos en las ramas con mayor afectación por la pandemia. Por lo tanto, no es probable que el efecto negativo encontrado en los indicadores laborales de las madres sea resultado de los impactos por sectores.

En relación con la oferta laboral, hay diferentes factores –no solo las cargas de cuidado– que pudieron desmotivar la participación o limitar la posibilidad de ofrecer trabajo. Por ejemplo, si una mujer fue despedida y cree que no es probable encontrar trabajo, puede decidir no participar, no porque tenga más cargas de cuidado, sino porque piensa que no vale la pena buscar trabajo en una crisis económica. El miedo al contagio y/o a la muerte por covid-19 también pudo afectar la oferta laboral. Sin embargo, se considera que estos efectos pueden ser, en promedio, similares entre madres con hijos pequeños y mujeres sin hijos pequeños¹⁴. Las diferencias generadas por la pandemia entre estos dos grupos deben ser causadas por un factor que tenga un efecto específico sobre las mujeres con hijos, como lo es el cuidado.

Los resultados encontrados sobre la participación laboral de las madres probablemente son generados por decisiones en el hogar y no por pérdidas de empleo involuntarias. Esta hipótesis es consistente con el hecho de no haber encontrado un efecto diferenciado sobre la tasa de ocupación de las mujeres con niños en comparación con las mujeres sin hijos pequeños. Si bien muchas de las madres pudieron haber dejado de trabajar por la crisis económica (choque de demanda), la salida de la fuerza laboral implica una decisión de no buscar trabajo. Esto apunta, de nuevo, a que los resultados son impulsados por un factor que

¹⁴Es posible que el miedo a la muerte afectara de forma diferente a las mujeres con y sin hijos pequeños: tal vez el de las mujeres con niños fuera mayor por el miedo a dejar huérfanos a los hijos pequeños. Sin embargo, la edad promedio de las mujeres con niños era de 36 años mientras que la de las mujeres sin niños menores de 14 era de 45 años, por lo que las mujeres con hijos pequeños posiblemente sentían menos miedo al ser más jóvenes y tener menor riesgo de muerte. Además, las mujeres sin hijos de 14 años o menos también pueden ser madres (de personas de 15 años o más), por lo que muchas de estas mujeres también pudieron tener el miedo a dejar huérfanos a los hijos.

desmotiva de forma particular la posibilidad de buscar trabajo y de trabajar de las mujeres con hijos.

7. Pruebas de robustez

En esta sección se presentan dos pruebas para analizar qué tanto dependen los resultados de las especificaciones seleccionadas y para proporcionar evidencia de que los efectos encontrados probablemente se deben al aumento de las cargas de cuidado en la pandemia. Las dos pruebas realizadas muestran que los resultados son robustos y sugieren que los hallazgos son generados por el aumento en las cargas de cuidado.

Cambios en las especificaciones

La selección del tratamiento (hijos de 14 años o menos) puede influir en los resultados. Como se explicó previamente, no todos los niños menores de 5 años asistían a servicios de cuidado fuera del hogar antes de la pandemia, por lo que el cierre de guarderías y jardines infantiles no generó necesariamente un aumento en las cargas de cuidado de todos los hogares con menores de 5. Es posible que, por ejemplo, para las mujeres con hijos entre 0-4 años no haya un efecto sobre la oferta laboral, pero para las mujeres con niños entre 5 y 14 años sí.

También es interesante analizar qué pasó con las mujeres con hijos entre 15 y 17 años. Estos adolescentes no necesitan tanta supervisión de los padres como los niños más pequeños. Una forma de examinar si el efecto encontrado en los resultados fue generado por las cargas adicionales de cuidado es ver la oferta de trabajo de las madres de niños de 15 a 17 años. Se espera que en este caso no haya un efecto significativo.

Así pues, en esta sección se definen tres tratamientos diferentes y se corre el modelo para cada uno por separado: madres de niños de 0-4 años, mujeres con niños de 5-14 años y madres de niños de 15-17 años. Es decir, se construyen tres nuevas variables de tratamiento (en cada una las mujeres se consideran tratadas si son madres de niños en ese rango de edad y se consideran grupo de control si no tienen hijos de esas edades). Se estima la ecuación 1 con cada variable de tratamiento.

La tabla 5 presenta los resultados del modelo de diferencias en diferencias para cada tratamiento y para las tres variables de resultado. El mayor efecto negativo en la participación se encuentra para las mujeres con hijos entre 5 y 14 años. Este coeficiente es negativo y

significativo al 1%. De hecho, el efecto es mayor que el encontrado en el análisis original, pues se observa que el cierre de colegios generó una disminución de 1,8 puntos porcentuales en la participación de las madres de niños de 5 a 14 años en comparación con las mujeres sin hijos en este rango de edad.

El impacto en la participación laboral de las madres de niños menores de 5 años, aunque es negativo, no es significativo y en magnitud es muy pequeño comparado con el de las madres de 5 a 14 años. Estos hallazgos indican que las madres más afectadas por el aumento en las cargas de cuidado fueron las de niños entre 5 y 14 años y no las de niños más pequeños. Es decir, el efecto encontrado en la sección principal de resultados es impulsado por la afectación de las madres entre 5 y 14 años. Otros estudios también encuentran mayores impactos en la oferta laboral de las mujeres con hijos en edad escolar y menores efectos sobre las mujeres con niños de 5 años o menos (Alon et al., 2021; Viollaz et al., 2022). Como se esperaba, no hay un efecto significativo sobre la participación laboral de las madres de adolescentes de 15-17 años, lo cual sugiere que los resultados encontrados en este documento sí son generados por las cargas de cuidado y no por otro factor.

La tabla 5 también muestra que el cierre de colegios disminuyó la tasa de ocupación de las madres de niños en edad escolar en 1,4 puntos porcentuales en comparación con las mujeres sin hijos entre 5 y 14 años. Este coeficiente es estadísticamente significativo al 10%. Para las madres de niños entre 0 y 4 años y para las madres de 15 a 17 años no hay un efecto significativo sobre la tasa de ocupación. Para ningún grupo de madres se encuentran impactos en el número de horas trabajadas.

Este análisis sugiere que los resultados son robustos frente a la especificación y que la oferta laboral de las madres con niños entre 5-14 años fue la más afectada por el aumento en las cargas de cuidado, lo cual es consistente con la baja cobertura en servicios de cuidado para la primera infancia antes de la pandemia y con las menores necesidades de cuidado de los adolescentes entre 15 y 17 años.

Tabla 5. Efecto del aumento en las cargas de cuidado sobre la oferta laboral de las mujeres con hijos entre 5 y 14 años

Variable dependiente:	Participación laboral	Ocupación	Horas trabajadas
	(1)	(2)	(3)
<i>Especificaciones:</i>			
<i>Tratamiento</i>			
Madres con niños 0-4 años	-0.00105 (0.00913)	0.00852 (0.00951)	-0.0569 (0.529)
Madres con niños 5-14 años	-0.0179*** (0.00671)	-0.0135* (0.00721)	-0.0110 (0.365)
Madres con hijos 15-17 años	0.000897 (0.00857)	0.00935 (0.00921)	-0.338 (0.462)

Notas: en la tabla se muestran los coeficientes estimados de la interacción *Post x D* de la ecuación presentada en el texto para el tratamiento especificado. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. Para el cálculo de las regresiones se usan factores de expansión. Las regresiones incluyen controles.

Prueba placebo

Se realiza una prueba placebo en la que se estima el modelo de diferencias en diferencias de la ecuación (1) considerando el periodo final mayo de 2019-febrero de 2020 y el periodo inicial mayo de 2018-febrero de 2019. Es decir, se cambia la variable *Post* por una variable *PostPlacebo*. Esto significa que se asume que el periodo en el que ocurrió el choque es un momento anterior a la pandemia en el que no hubo cierres de colegios ni guarderías, por lo que se espera no encontrar un efecto. La tabla 6 muestra resultados de las regresiones con y sin controles. Se observa que ninguno de los coeficientes de la interacción *PostPlacebo x D* es significativo, lo cual respalda la idea de que los resultados los está generando el cierre de colegios y guarderías por las medidas de contención del virus que se tomaron para hacer frente a la pandemia y no otro factor.

Tabla 6. Regresión (1) con periodo placebo

Variable dependiente:	Participación laboral		Ocupación		Horas trabajadas	
Variable explicativa:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D (tratamiento)	-0.0218*** (0.00555)	-0.0383*** (0.00482)	-0.0173*** (0.00600)	-0.0554*** (0.00512)	-2.058*** (0.303)	-2.409*** (0.254)
PostPlacebo (periodo)	-0.0101** (0.00461)	-0.00440 (0.00493)	-0.0164*** (0.00501)	-0.0106** (0.00527)	-0.272 (0.255)	-0.130 (0.262)
PostPlacebo x D	-0.00111 (0.00642)	-0.00113 (0.00687)	-4.55e-06 (0.00692)	-0.000327 (0.00730)	0.526 (0.353)	0.583 (0.363)
Constante	-0.0791** (0.0401)	0.738*** (0.00348)	-0.249*** (0.0432)	0.677*** (0.00371)	30.61*** (2.208)	39.07*** (0.182)
Controles	Sí	No	Sí	No	Sí	No
Observaciones	198,167	198,177	198,167	198,177	127,702	127,710
R-cuadrado	0.125	0.002	0.099	0.003	0.054	0.003

Notas: errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia. Para el cálculo de las regresiones se usan factores de expansión.

8. Conclusiones

El covid-19 hizo evidente que el cuidado es necesario, valioso e imprescindible. No es posible suspender su provisión ni un solo día. Todos necesitamos comida preparada, ropa limpia, una vivienda aseada; los niños pequeños necesitan que alguien los bañe, los vista, les dé la comida; los niños más grandes requieren supervisión y apoyo constante.

Por el cierre de guarderías y colegios durante la pandemia, los hogares tuvieron un aumento exógeno en las cargas de cuidado. Este trabajo investiga el efecto de ese incremento en la oferta laboral de las madres de niños de 14 años o menos en Colombia. Mediante un análisis econométrico de diferencias en diferencias, se encuentra una disminución específica en la tasa de participación laboral de las madres de 1,4 puntos porcentuales en comparación con las mujeres sin hijos. No se encuentran efectos significativos sobre la tasa de ocupación ni sobre las horas de trabajo semanales.

Las madres más afectadas por el aumento en las cargas de cuidado fueron las que tenían pareja, las de mayor nivel educativo y las madres de niños entre 5 y 14 años. Para las madres de alto nivel educativo se encuentra una disminución de 2 puntos porcentuales en la tasa de

participación y de 3 puntos porcentuales en la tasa de ocupación en comparación con las mujeres de alto nivel educativo sin hijos.

Las pruebas de robustez y el análisis de tendencias paralelas previas sugieren que los resultados pueden interpretarse como el efecto causal de los cierres de colegios y guarderías. Aun así, es importante examinar en mayor profundidad las diferencias entre las mujeres con hijos y sin hijos para descartar otros canales que pudieron generar los efectos diferenciados en la oferta laboral de las madres.

Futuros análisis podrían estudiar el efecto diferenciado de las madres en comparación con los padres ajustando por las diferencias con los hombres y mujeres sin hijos, mediante un análisis de triples diferencias. También se podrían estudiar efectos por regiones, para ver si en lugares en los que hay una distribución más equitativa de las cargas no remuneradas en el hogar, los efectos sobre las madres son distintos. Otro elemento para analizar en futuras investigaciones es el papel del cuidado informal (por parte de miembros de otros hogares) en la pandemia. Así mismo, se podría usar la variación geográfica y temporal en la reapertura de colegios para investigar el efecto de la ausencia/disponibilidad de servicios educativos en los indicadores laborales.

Los hallazgos de este trabajo confirman la importancia de promover políticas de cuidado para incentivar la vinculación en la fuerza laboral de las mujeres. No solo es necesario que todas las familias tengan la posibilidad de acceder a servicios de cuidado fuera del hogar, sino que además es fundamental un cambio cultural que cuestione los roles de género y permita una redistribución equitativa de las cargas no remuneradas entre hombres y mujeres.

Referencias

- Aaronson, D., Hu, L., & Rajan, A. (2021). Did Covid-19 disproportionately affect mothers' labor market activity? *Chicago Fed Letter*, 450, 1-5.
- Alon, T., Coskun, S., Doepke, M., Koll, D., & Tertilt, M. (2021). From Mancession to Shecession: Women's Employment in Regular and Pandemic Recessions. En *NBER Macroeconomics Annual 2021, volume 36*. University of Chicago Press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/nber-macroeconomics-annual-2021-volume-36/mancession-shecession-womens-employment-regular-and-pandemic-recessions>

- Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). *This Time It's Different: The Role of Women's Employment in a Pandemic Recession* (N.º w27660; p. w27660). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27660>
- Amuedo-Dorantes, C., Marcén, M., Morales, M., & Sevilla, A. (2020). Covid-19 School Closures and Parental Labor Supply in the United States. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3726429>
- Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2008). Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709-745.
- Barkowski, S., McLaughlin, J., & Dai, Y. (2020). Young Children and Parents' Labor Supply during COVID-19. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3630776>
- Bauernschuster, S., & Schlotter, M. (2015). Public child care and mothers' labor supply— Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.12.013>
- Beauregard, P.-L., Connolly, M., Haeck, C., & Molnar, T. L. (2020). Primary School Reopenings and Parental Work. *Working Paper 20-02, Research Group on Human Capital*, 38.
- Becerra, Ó., Eslava, M., Fernández, M., Isaacs, M., & Pérez-Reina, D. (2020). *Nota Macroeconómica No.28 Empleo femenino durante la crisis del COVID-19*. Facultad de Economía - Universidad de los Andes. <https://repositorio.uniandes.edu.co/bitstream/handle/1992/47881/nota-macroeconomica-28.pdf>
- Berlinski, S., & Galiani, S. (2007). The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, 14(3), 665-680. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.01.003>
- Berlinski, S., Galiani, S., & Mc Ewan, P. J. (2011). Preschool and Maternal Labor Market Outcomes: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *Economic Development & Cultural Change*, 59(2), 313-344. <https://doi.org/10.1086/657124>
- Carta, F., & Rizzica, L. (2018). Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: Evidence from Italy. *Journal of Public Economics*, 158, 79-102. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.12.012>
- Casale, D., & Posel, D. (2021). Gender inequality and the COVID-19 crisis: Evidence from a large national survey during South Africa's lockdown. *Research in Social Stratification and Mobility*, 71, 100569. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2020.100569>
- Cleveland, G., Gunderson, M., & Hyatt, D. (1996). Child Care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique*, 29(1), 132-151. <https://doi.org/10.2307/136155>
- Collins, C., Landivar, L. C., Ruppanner, L., & Scarborough, W. J. (2021). COVID-19 and the gender gap in work hours. *Gender, Work & Organization*, 28(S1), 101-112. <https://doi.org/10.1111/gwao.12506>
- Collins, C., Ruppanner, L., Christin Landivar, L., & Scarborough, W. J. (2021). The Gendered Consequences of a Weak Infrastructure of Care: School Reopening Plans

- and Parents' Employment During the COVID-19 Pandemic. *Gender & Society*, 35(2), 180-193. <https://doi.org/10.1177/08912432211001300>
- Craig, L., & Churchill, B. (2021). Working and Caring at Home: Gender Differences in the Effects of Covid-19 on Paid and Unpaid Labor in Australia. *Feminist Economics*, 27(1-2), 310-326. <https://doi.org/10.1080/13545701.2020.1831039>
- DANE. (2020a). *Encuesta Nacional de Calidad de Vida ECV 2019*. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/condiciones_vida/calidad_vida/2019/Presentacion_ECV_2019.pdf
- DANE. (2020b). *Encuesta Pulso Social. Resultados primera ronda (julio de 2020)*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/encuesta-pulso-social/encuesta-pulso-social-historicos>
- DANE. (2021a). *Encuesta Nacional de Uso del Tiempo—ENUT 2020-2021. Resultados septiembre—Diciembre de 2020*. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ENUT/Presentacion_ENUT_septiembre_diciembre_2020.pdf
- DANE. (2021b). *Resultados ENUT 2020-2021*. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ENUT/Presentacion_ENUT_mayo_agosto_2021_septiembre2020_agosto2021.pdf
- Decreto 457 de 2020. (2020). *Por el cual se imparten instrucciones en virtud de la emergencia sanitaria generada por la pandemia del Coronavirus COVID-19 y el mantenimiento del orden público*. <https://dapre.presidencia.gov.co/normativa/normativa/DECRETO%20475%20DEL%2025%20DE%20MARZO%20DE%202020.pdf>
- Dingel, J. I., Patterson, C., & Vavra, J. (2020). Childcare Obligations Will Constrain Many Workers When Reopening the US Economy. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3579711>
- Dujardin, C., Fonder, M., & Lejeune, B. (2018). Does Formal Child Care Availability for 0–3 Year Olds Boost Mothers' Employment Rate? Panel Data Based Evidence from Belgium. *Annals of Economics and Statistics*, 129, 103-126. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.129.0103>
- El Espectador. (2021a, marzo 18). *La tragedia de no abrir los jardines del ICBF* [Text]. ELESPECTADOR.COM. <https://www.elespectador.com/educacion/la-tragedia-de-no-abrir-los-jardines-del-icbf-article/>
- El Espectador. (2021b, marzo 25). *Así va la reapertura de colegios en Colombia*. <https://www.elespectador.com/educacion/asi-va-la-reapertura-de-colegios-en-colombia-article/>
- El Tiempo. (2020, octubre 9). *Así será el piloto de reapertura de jardines infantiles del ICBF*. El Tiempo. <https://www.eltiempo.com/vida/educacion/asi-sera-el-piloto-de-reapertura-de-jardines-infantiles-del-icbf-542439>
- El Tiempo. (2021, junio 2). *Solo el 15,5 % de los estudiantes del país están en alternancia*. <https://www.eltiempo.com/vida/educacion/solo-el-15-5-de-los-estudiantes-del-pais-estan-en-alternancia-592878>

- Elizabeth U. Cascio & Elizabeth U. Cascio. (2009). Maternal Labor Supply and the Introduction of Kindergartens into American Public Schools. *The Journal of Human Resources*, 44(1), 140-170.
- García-Rojas, K., Herrera-Idárraga, P., Morales, L. F., Ramírez-Bustamante, N., & Tribín-Uribe, A. M. (2020). (She)cession: The Colombian female staircase fall. *Borradores de Economía*; No. 1140. <https://doi.org/10.32468/be.1140>
- Gelbach, J. B. (2002). Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply. *The American Economic Review*, 92(1), 307-322.
- Giurge, L. M., Whillans, A. V., & Yemiscigil, A. (2021). A multicountry perspective on gender differences in time use during COVID-19. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(12). <https://doi.org/10.1073/pnas.2018494118>
- Goux, D., & Maurin, E. (2010). Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply. *Labour Economics*, 17(6), 951-962. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.04.012>
- Hanzl, L., & Rehm, M. (2021). *Less work, more labor: School closures and work hours during the COVID-19 pandemic in Austria* (Working Paper N.º 12). ifso working paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/233477>
- Heggeness, M. L. (2020). Estimating the immediate impact of the COVID-19 shock on parental attachment to the labor market and the double bind of mothers. *Review of Economics of the Household*, 18(4), 1053-1078. <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09514-x>
- Hernández, H. M., Herrera-Idárraga, P., & Gélvez, T. (2021). *Los cuidados en la vejez: Revisión y retos para Colombia*. Informe Quanta Cuidado y Género. <https://cuidadoygenero.org/wp-content/uploads/2021/06/Cuidados-en-la-vejez.pdf>
- International Labour Organization. (2019). *The Unpaid Care Work and the Labour Market. An analysis of time use data based on the latest World Compilation of Time-use Surveys*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---gender/documents/publication/wcms_732791.pdf
- Jaume, D., & Willén, A. (2019). Oh Mother: The Neglected Impact of School Disruptions. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*, 243, 1-54.
- Kahn-Lang, A., & Lang, K. (2020). The Promise and Pitfalls of Differences-in-Differences: Reflections on 16 and Pregnant and Other Applications. *Journal of Business & Economic Statistics*, 38(3), 613-620. <https://doi.org/10.1080/07350015.2018.1546591>
- Laboratorio de Economía de la Educación. (2020). *Cobertura Educación Básica y Media*. <https://economyadelaeducacion.org/datos-y-estadisticas/>
- Lefebvre, P., Merrigan, P., & Verstraete, M. (2009). Dynamic labour supply effects of childcare subsidies: Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care. *Labour Economics*, 16(5), 490-502. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.03.003>
- Lim, K., & Zabeck, M. (2021). Women's Labor Force Exits during COVID-19: Differences by Motherhood, Race, and Ethnicity. *Working Papers -- U.S. Federal Reserve*

- Board's Finance & Economic Discussion Series*, 1-37.
<https://doi.org/10.17016/FEDS.2021.067>
- Luengo-Prado, M. J. (2021). COVID-19 and the Labor Market Outcomes for Prime-Aged Women. En *Current Policy Perspectives* (N.º 90899; Current Policy Perspectives). Federal Reserve Bank of Boston. <https://ideas.repec.org/p/fip/fedbcq/90899.html>
- Maria Donovan Fitzpatrick & Maria Donovan Fitzpatrick. (2010). Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Prekindergarten. *Journal of Labor Economics*, 28(1), 51-85. <https://doi.org/10.1086/648666>
- Martínez A., C., & Peticar, M. (2017). Childcare effects on maternal employment: Evidence from Chile. *Journal of Development Economics*, 126, 127-137. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2017.01.001>
- McKinsey & Company & LeanIn.Org. (2020). *Women in the Workplace 2020*. https://wiw-report.s3.amazonaws.com/Women_in_the_Workplace_2020.pdf
- Ministerio de Educación Nacional. (2020). *Gobierno Nacional anuncia medidas en materia educativa para ofrecer garantías de salud pública a la comunidad*. <https://www.mineducacion.gov.co/portal/salaprensa/Noticias/393933:Gobierno-Nacional-anuncia-medidas-en-materia-educativa-para-ofrecer-garantias-de-salud-publica-a-la-comunidad>
- Ministerio de Educación Nacional. (2021, junio 17). *Directiva N° 5: Orientaciones para el regreso seguro a la prestación del servicio educativo de manera presencial*. https://www.mineducacion.gov.co/1759/articles-400474_recurso_18.pdf
- Morrissey, T. W. (2017). Child care and parent labor force participation: A review of the research literature. *Review of Economics of the Household*, 15(1), 1-24. <https://doi.org/10.1007/s11150-016-9331-3>
- Müller, K.-U., & Wrohlich, K. (2020). Does subsidized care for toddlers increase maternal labor supply? Evidence from a large-scale expansion of early childcare. *Labour Economics*, 62, 101776. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.101776>
- Nollenberger, N., & Rodríguez-Planas, N. (2015). Full-time universal childcare in a context of low maternal employment: Quasi-experimental evidence from Spain. *Labour Economics*, 36, 124-136. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.02.008>
- OECD. (2016). *LMF1.2: Maternal employment rates*. https://www.oecd.org/els/family/LMF_1_2_Maternal_Employment.pdf
- OECD. (2021). *The State of School Education: One Year into the COVID Pandemic*. <https://doi.org/10.1787/201dde84-en>
- Petts, R. J., Carlson, D. L., & Pepin, J. R. (2021). A gendered pandemic: Childcare, homeschooling, and parents' employment during COVID-19. *Gender, Work & Organization*, 28(S2), 515-534. <https://doi.org/10.1111/gwao.12614>
- Pierre Lefebvre & Philip Merrigan. (2008). Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519-548. <https://doi.org/10.1086/587760>

- Qian, Y., & Fuller, S. (2020). COVID-19 and the Gender Employment Gap among Parents of Young Children. *Canadian Public Policy*, 46(S2), S89-S101. <https://doi.org/10.3138/cpp.2020-077>
- Salazar-Saenz, M. (2022). *A household search model with home production*. 44.
- Simonsen, M. (2010). Price of High-quality Daycare and Female Employment. *Scandinavian Journal of Economics*, 112(3), 570-594. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2010.01617.x>
- Unesco. (2021). *Education: From disruption to recovery*. UNESCO. <https://en.unesco.org/covid19/educationresponse>
- Villa Benavides, L. I. (2019). *La extensión del Segundo Turno: Evidencia del paro de docentes en Colombia*. <https://repositorio.uniandes.edu.co/handle/1992/41104>
- Viollaz, M., Salazar-Saenz, M., Flabbi, L., Bustelo, M., & Bosch, M. (2022). *The COVID-19 Pandemic in Latin American and Caribbean Countries: The Labor Supply Impact by Gender*. 45.
- Zamarro, G., & Prados, M. J. (2021). Gender Differences in Couples' Division of Childcare, Work and Mental Health during COVID-19. *Review of Economics of the Household*, 19(1), 11-40.
- Zamberlan, A., Gioachin, F., & Gritti, D. (2021). Work less, help out more? The persistence of gender inequality in housework and childcare during UK COVID-19. *Research in Social Stratification and Mobility*, 73, 100583. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2021.100583>

Anexos

Anexo 1. Distribución porcentual de las mujeres ocupadas en el periodo inicial por sectores económicos, según grupo de tratamiento

	Mujeres con niños ≤ 14 años (%) (1)	Mujeres sin niños ≤ 14 años (%) (2)	Diferencia p.p. (1)-(2)	Valor p t- test
Agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca	3.2	2.7	0.5	0.0003***
Explotación de minas y canteras	0.3	0.2	0.1	0.0375**
Industria manufacturera	9.6	10	-0.4	0.0968*
Suministro de electricidad, gas, agua y gestión de desechos	0.7	0.6	0.1	0.0914*
Construcción	1.1	1	0.1	0.1937
Comercio y reparación de vehículos	23	21.5	1.5	0.0000***
Transporte y almacenamiento	1.3	1.4	-0.2	0.1004
Alojamiento y servicios de comida	12.6	12.3	0.3	0.2852
Información y comunicaciones	1.5	1.3	0.2	0.0135**
Actividades financieras y de seguros	2.2	1.8	0.5	0.0000***
Actividades inmobiliarias	0.8	1	-0.2	0.0024***
Actividades profesionales, científicas y técnicas y servicios administrativos	8.3	9	-0.6	0.0045***
Administración pública y defensa, educación, y atención de la salud humana	21	21.6	-0.6	0.0575*
Actividades artísticas, de entretenimiento, recreación y otras actividades de servicio	14.4	15.6	-1.2	0.0000***

Notas: periodo inicial: mayo de 2019-febrero de 2020. *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1. Para el cálculo de las estadísticas no se usan factores de expansión. Fuente: GEIH, DANE; elaboración propia.