

# Índice

<b>Presentación</b> .....	7
<b>Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil</b> .....	13
<i>Helena Cruz Castanheira</i>	
<b>La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento</b> .....	41
<i>Mathías Nathan</i>	
<b>¿“Ni muy muy ni tan tan”? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19</b> .....	73
<i>Bruno Ribotta, Enrique Peláez, Laura Acosta, Lucía Andreozzi, Leandro González, Lucas Vanoli Faustinelli, Malena Piancatelli</i>	
<b>Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)</b> .....	91
<i>Daniel Lozano Keymolen, Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares</i>	
<b>Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil</b> .....	111
<i>Gilvan Guedes, Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha, Lara de Melo Barbosa Andrade, Daniele Tôrres Rodrigues, Albert Smith Feitosa Suassuna Martins</i>	
<b>Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo</b> .....	149
<i>Justo Rojas López</i>	
<b>El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador</b> .....	173
<i>Adriana Robles</i>	
<b>Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada por los hijos en México</b> .....	193
<i>Carlos Fernández Moreno</i>	

# Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil

Helena Cruz Castanheira<sup>1</sup>

Recibido: 22/03/2024

Aceptado: 16/05/2024

## Resumen

El empleo femenino desempeña un papel fundamental ya que contribuye a los ingresos familiares y a mitigar la pobreza en los países de América Latina y el Caribe. A pesar del aumento de la participación laboral femenina a lo largo de la última década, las mujeres siguen enfrentando importantes restricciones para trabajar. El presente estudio analiza si la disponibilidad de guarderías constituye una de estas restricciones. Una reforma llevada a cabo en el Brasil a nivel federal en 2006 y 2007 promovió el aumento de las plazas disponibles en guarderías públicas. Se emplea un diseño cuasiexperimental de diferencias en diferencias para valorar si este incremento afecta al empleo de madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. Los resultados muestran que la reforma tuvo una asociación positiva con la participación laboral femenina, superior en madres casadas que no obtuvieron el título de educación secundaria.

**Palabras clave:** mujeres, empleo de la mujer, niños, atención a la infancia, servicios de guardería, reforma administrativa, adelanto de la mujer, Brasil.

<sup>1</sup> Helena Cruz Castanheira es Economista, y Máster y Doctora en Demografía. Oficial de Asuntos de Población del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe de las Naciones Unidas (CEPAL). Correo electrónico: [helena.cruz@cepal.org](mailto:helena.cruz@cepal.org).

## Abstract

Women's employment plays a key role in contributing to family income and alleviating poverty in Latin American and Caribbean countries. Despite the increase in female labour force participation over the past decade, women continue to face significant barriers to work. This study analyses whether the availability of day-care centres constitutes one of these barriers. A federal-level reform carried out in Brazil from 2006 to 2007 led to a rise in the number of available places in public day-care centres. A quasi-experimental difference-in-differences design is used to assess whether this increase affects the employment of mothers whose youngest child is 4 years of age or younger. The results show a positive association between the reform and female labour force participation, which is higher among married mothers without a high school diploma.

**Keywords:** women, women's employment, children, child care, day care services, administrative reform, women's advancement, Brazil.

## Résumé

Dans les pays d'Amérique latine et des Caraïbes, l'emploi des femmes joue un rôle essentiel, contribuant au revenu des ménages et à la réduction de la pauvreté. Malgré la progression de la participation des femmes au marché du travail au cours de la dernière décennie, celles-ci continuent d'être confrontées à des contraintes importantes en matière d'emploi. Cette étude examine si le manque de structures d'accueil pour les enfants constitue l'une de ces contraintes. Une réforme conduite au Brésil à l'échelon fédéral en 2006 et 2007 a augmenté la capacité d'accueil dans les jardins d'enfants publics. Une méthodologie quasi-expérimentale des doubles différences est utilisée pour évaluer si cette augmentation a une incidence sur l'emploi des mères dont l'enfant cadet est âgé de 4 ans ou moins. Les résultats indiquent une incidence positive sur la participation des femmes au marché du travail, plus élevée chez les mères mariées ne possédant pas de diplôme d'études secondaires.

**Mots clés :** femmes, emploi féminin, enfants, soins aux enfants, services de garderie, réforme administrative, promotion de la femme, Brésil.

## Introducción

La participación laboral femenina ha crecido de manera significativa en los últimos 50 años. Los incrementos en las tasas de participación laboral femenina a menudo están relacionados con un mayor empoderamiento de la mujer y una mayor igualdad de género. En países en desarrollo el empleo de la mujer es fundamental para incrementar los ingresos familiares y mitigar la pobreza. Por ejemplo, un estudio de países latinoamericanos mostró que un 30% del descenso de la pobreza extrema en la región en la década de 2000 se atribuye a crecimientos en la participación laboral femenina (Banco Mundial, 2012). Pese a los incrementos en la participación laboral femenina durante las últimas décadas, las mujeres en los países en desarrollo siguen enfrentando tasas de participación inferiores a las de los hombres, en especial en el caso de las mujeres casadas, y existe una demanda continua de políticas diseñadas para incrementar su actividad económica.

A menudo se considera que una mayor disponibilidad de guarderías representa una alternativa política para incrementar las tasas de participación de las madres. Sin embargo, estimar sus efectos plantea un desafío ya que la disponibilidad de guarderías en una región suele responder a la demanda de las mismas, de modo que la asociación entre la disponibilidad de plazas y el empleo de las madres deviene endógena. De este modo, al analizar si un incremento en la disponibilidad de plazas de guardería afecta a la oferta de trabajo de las madres, resulta necesario controlar la relación endógena entre las dos variables para asegurar que la disponibilidad escolar no sea resultado directo de la demanda de las madres. Pocos estudios han tenido en cuenta esta endogeneidad y los investigadores coinciden en la necesidad de más datos para aumentar los conocimientos sobre la magnitud del efecto de una intervención de este tipo (Han y Waldfogel, 2001; Blau y Currie, 2006). En el caso de los países en desarrollo los datos son más escasos todavía, como indica Todd (2013) en una reciente valoración: tan solo un puñado de estudios han analizado el efecto de una intervención de este tipo sobre el empleo femenino.

En el presente documento se controla la relación endógena entre la disponibilidad de plazas y la demanda de las madres mediante el análisis de una intervención que tuvo lugar en el Brasil a nivel federal en 2006 y 2007. Una serie de cambios legislativos adoptados en este período incrementó de manera significativa la disponibilidad de plazas en guarderías públicas. En 2009 el Brasil registró un 37% más de niños y niñas matriculados en guarderías públicas que en 2006, lo cual representa un incremento del 5% en la asistencia total a guarderías públicas, y en 2013 fue un 89% mayor: de un total de 917.460 en 2006 a 1.730.877 en 2013 (INEP, 2020). Este incremento se produjo en todas las regiones y todos los estados, siendo mayor en la región sudeste, que ha duplicado con creces su capacidad en el plazo de 7 años.

El extraordinario aumento de la matrícula se atribuye a los esfuerzos a nivel federal por ampliar la oferta educativa a niños y niñas de corta edad. En primer lugar, la Ley núm. 11274 de febrero de 2006 redujo la edad mínima de ingreso en la escuela elemental de 7 a 6 años y, en diciembre de 2006, la Enmienda Constitucional núm. 53 limitó el acceso a centros preescolares a un máximo de 5 años de edad. Estos dos cambios generaron una mayor

disponibilidad de plazas en centros preescolares para niños y niñas de 5 años o menos. Otra ley adoptada en 2007 (Ley núm. 11494) amplió las transferencias públicas del Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación a guarderías públicas y sin ánimo de lucro, y el programa Proinfância (Resolución núm. 6 de 2007) aportó recursos federales a los municipios para financiar la reforma y construcción de guarderías y centros preescolares. Entre 2007 y 2009 el programa financió 1.721 nuevas guarderías y centros preescolares.

Este aumento extraordinario en la disponibilidad de plazas de guardería en el Brasil puede considerarse en gran medida exógeno a la demanda de plazas de guardería por parte de las madres a nivel local, puesto que las leyes fueron adoptadas a nivel federal. Así pues, esta profunda reforma orientada a niños y niñas de corta edad supone una oportunidad única para analizar el efecto de un aumento en la disponibilidad de plazas en guarderías públicas en la participación laboral de las madres. Dado que se trata de una intervención mediante una política universal, se estiman las diferencias en diferencias para comparar la variación en la oferta de empleo y las horas trabajadas por parte de madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (grupo de tratamiento) con la variación en la oferta de empleo y las horas trabajadas por parte de mujeres sin hijos (grupo de control) antes (2004-2006) y después (2007-2009) de la reforma. De este modo, el cambio gradual en las situaciones laborales de un grupo se miden en comparación con el otro grupo. El grupo de control se emplea para aislar el efecto de la reforma en las madres de factores del mercado laboral que afectan al conjunto de la población.

El presente estudio concluye que un incremento de la asistencia a guarderías públicas de aproximadamente un 5% en 2007-2009 se tradujo en un incremento de la participación laboral de madres cuyo hijo o hija menor tiene edad de asistir a la guardería, de un 2,16% en el caso de mujeres casadas o que viven en pareja y de un 1,2% en el caso de mujeres solteras o que no viven en pareja. También se produjo un incremento de 1,78 horas trabajadas a la semana en el caso de las mujeres casadas o que viven en pareja. Tal y como se esperaba, los mayores efectos se dieron en el caso de madres con un nivel educativo menor ya que son más propensas a recurrir a guarderías públicas. Las estimaciones placebo confirman que estos resultados no están causados por tendencias temporales en la participación laboral en los grupos de tratamiento y control.

## A. Análisis de la literatura

### 1. Marco teórico

Con objeto de formular hipótesis teóricas sobre el efecto del incremento en la disponibilidad de guarderías gratuitas en la participación laboral de las madres, conviene diferenciar las expectativas sobre la oferta de empleo en el margen extensivo (participación) y en el margen intensivo (horas trabajadas). Un modelo económico estático simple de oferta de empleo de una persona resulta útil para efectuar predicciones teóricas en ambos márgenes; para una

discusión teórica más amplia sobre el efecto de programas de guardería en la participación laboral femenina, véase Heckman (1974). Partiendo de Blau (2003), se asume que la madre es la única persona al cuidado del niño o niña y que, por cada hora de trabajo, es necesaria una hora de cuidado infantil. La restricción presupuestaria es  $c = I - y + (w - p)h$ , donde  $c$  es el consumo distinto de guardería,  $I$  es el ingreso neto deducido el gasto en guardería,  $w$  es el salario por hora,  $p$  es el costo por hora de la guardería,  $h$  son las horas trabajadas, e  $y$  los ingresos no salariales. En el margen extensivo, las madres trabajarían cuando el salario de mercado neto por hora ( $w - p$ ) es superior al salario de reserva (el salario más bajo por el cual está dispuesta a aceptar una oferta de empleo). Cuando se recurre a una plaza gratuita de guardería,  $p$  es igual a cero y se produce un incremento del salario de mercado neto. Así pues, con guarderías gratuitas, es más probable que las madres alcancen su salario de reserva al mismo salario de mercado  $w$  y, en consecuencia, es más probable que trabajen.

En el margen intensivo, las predicciones son ambiguas en función de la situación laboral de la madre antes y después de la reforma. En el caso de madres que no trabajaban antes de la reforma se espera un aumento de las horas trabajadas, mientras que en el caso de madres que trabajaban antes de la reforma el efecto de un aumento en la disponibilidad de plazas públicas de guardería dependerá de la solución previa de cuidado infantil. No se esperan efectos si no pagaban por el cuidado infantil antes de la reforma, y el efecto puede ser positivo, negativo o neutro en caso de que estuvieran pagando por él. Se observa un efecto negativo si optan por mantener sus niveles de ingresos  $I$  e incrementan las horas de ocio, lo cual provoca un efecto de sustitución. Se espera un efecto positivo si las madres trabajadoras que pagaban por el cuidado del niño o niña antes de la reforma están dispuestas a trabajar más horas como consecuencia del incremento en el salario neto: un efecto de ingreso. Por último, no se esperan cambios si las madres prefieren mantener el mismo número de horas y no presentan respuesta a los cambios en su ingreso neto.

En resumen, es probable que la disponibilidad de plazas gratuitas de guardería aumente la participación laboral femenina en el margen extensivo. En el margen intensivo, se puede esperar un aumento, un descenso o ningún efecto en las horas trabajadas, dependiendo de las preferencias de ocio y de las soluciones de cuidado infantil previas a la reforma.

## 2. Participación laboral femenina y cuidado infantil

La literatura reconoce desde hace mucho tiempo la asociación entre maternidad y participación laboral (Stycos y Weller, 1967). La maternidad requiere una pausa en el trabajo que puede ser de semanas, meses o años. Por lo general, cuanto más larga sea la pausa, mayor será la pérdida de destrezas y conexiones profesionales. La dificultad de conciliar trabajo y familia suele ser más acentuada en los primeros años de vida de los hijos e hijas, ya que cuando son de corta edad requieren supervisión constante y las guarderías precisan una mayor proporción de trabajadores por niño, por lo que son más costosas y más escasas que los centros preescolares o las escuelas ordinarias. La dificultad que supone conciliar trabajo y familia suele ser mayor en el caso de madres con niveles

educativos más bajos, ya que sus empleos suelen exigir largas jornadas (por ejemplo en fábricas, comercios y restaurantes), ofrecen menos flexibilidad en las horas trabajadas (Swanberg, Pitt-Catsouphe y Drescher-Burke, 2005) y requieren supervisión constante. El trabajo informal implica una mayor flexibilidad en las horas trabajadas, pero a menudo está peor pagado y no incluye beneficios complementarios.

En las últimas décadas un gran número de investigaciones ha analizado las asociaciones entre la participación laboral femenina y la disponibilidad de guarderías. Sin embargo, pocos estudios han tenido en cuenta la endogeneidad de esta asociación y prestado especial atención al hecho de que una mayor demanda de guarderías puede generar su oferta. En el presente estudio se explora en primer lugar la evidencia investigativa que considera esta causalidad inversa en los países desarrollados, para después pasar a la literatura sobre los países en desarrollo. El principal objetivo es analizar los tipos de programas, métodos de análisis y los efectos sobre los distintos grupos de población.

En los Estados Unidos, tres autores han evaluado el efecto de las guarderías públicas en la participación laboral femenina y han llegado a resultados mixtos. Gelbach (2002) se basa en el Censo de los Estados Unidos de 1980 y el trimestre de nacimiento como variable instrumental, y concluye que hay un incremento del 10% en el empleo y horas trabajadas de referencia para madres solteras cuyo hijo o hija menor tiene 5 años. El resultado es similar en el caso de madres casadas. Cascio (2009) utiliza los Censos de los Estados Unidos de 1950-90 pero, en lugar de recurrir al trimestre de nacimiento, explora la variación en la introducción de financiamiento a jardines de infancia en los distintos estados. La autora concluye que las madres solteras cuyo hijo o hija menor tiene 5 años presentan una probabilidad un 7,5% mayor de trabajar y de hacerlo 2,78 horas semanales más en comparación con los estados en los que esta política no estaba disponible. No obstante, a diferencia de Gelbach (2002), no encuentra ningún efecto en las situaciones laborales de las madres casadas. Por su parte, Fitzpatrick (2012) utiliza el Censo de 2000 con una regresión en la discontinuidad basada en la edad del hijo o hija en relación con la fecha límite de admisibilidad en el jardín de infancia. La autora concluye que los jardines de infancia públicos aumentan el empleo de las madres solteras cuyo hijo o hija menor tiene 5 años en un 12,2%, pero no encontró ningún efecto en madres casadas ni en horas trabajadas. Si bien los resultados son coherentes para madres solteras, son dispares en el caso de madres casadas. Las diferentes conclusiones de los distintos estudios se explican por el período analizado y los correspondientes cambios en la elasticidad del empleo femenino.

En los Estados Unidos los autores han analizado también el efecto de los subsidios para el cuidado infantil. A partir de 1996 y como parte de la reforma del bienestar, las madres con bajos ingresos pueden recibir subsidios para el cuidado infantil si están empleadas o estudiando y capacitándose. Bainbridge, Meyers y Waldfogel (2003) utilizan los datos de la Encuesta Continua de Población de 1992-1997 para todas las mujeres no casadas de entre 16 y 44 años que no asistían a la escuela en el momento de la encuesta. Los autores concluyen que un incremento de 1.000 dólares en el subsidio anual para el cuidado infantil por cada madre con un hijo o hija menor de 13 años incrementa la probabilidad de empleo en un 11%.

Cuando se compara con el beneficio del crédito tributario por ingresos del trabajo (Earned Income Tax Credit (EITC)), un dólar invertido en subsidios para el cuidado infantil generó mayores incrementos en el empleo que un dólar invertido en beneficios fiscales. Del mismo modo, Han y otros (2009) estiman las diferencias en diferencias mediante la comparación del modo en que familias en las que los padres carecen del título de educación secundaria (grupo tratado) y familias con un mayor nivel educativo (control) interactúan con los gastos del Fondo para el Cuidado y Desarrollo del Niño por hijos e hijas menores de 6 años en 2000. Concluyen que un gasto adicional de 1.000 dólares del Fondo para el Cuidado y Desarrollo del Niño está asociado a un incremento en el empleo del 4%.

Blau y Tekin (2007) utilizan una muestra de madres solteras en la Encuesta Nacional de Familias de Estados Unidos de 1999 y mínimos cuadrados en dos etapas y estiman que las madres que reciben subsidios para el cuidado infantil presentan una probabilidad un 5% mayor de trabajar que las madres solteras que no reciben subsidios, teniendo en cuenta las características de la familia. Por último, Meyers, Heintze y Wolf (2002) se centran también en los subsidios para el cuidado infantil pero en el estado de California en 1995 para estimar la probabilidad de que una mujer reciba un subsidio y miden su efecto en el empleo. Concluyen que si un 10% de las madres recibieran subsidios observaríamos un incremento de su empleo del 30%, y si el 50% recibieran subsidios el incremento sería de aproximadamente el 75%, llamando así la atención sobre el carácter no lineal de esta relación. Los estudios llevados a cabo en los Estados Unidos han analizado también la elasticidad de la participación en el empleo en relación con los precios de las guarderías, con elasticidades de entre -0,3 y -0,4 en el caso de mujeres casadas, y de entre -0,5 y -0,73 en el caso de mujeres no casadas (Han y Waldfogel, 2001).

En Canadá, un subsidio para el cuidado infantil puesto en marcha en 1997 redujo los costos de las guarderías a 5,00 dólares canadienses por niño y por día en la provincia de Quebec. Esta política supuso una gran oportunidad para medir con un diseño cuasiexperimental el efecto de los subsidios para el cuidado infantil en la participación laboral. Lefebvre y Merrigan (2008) utilizaron los datos de la Encuesta sobre la Dinámica de Trabajo e Ingresos de 1993-2002 y estimaciones de diferencias en diferencias para comparar madres con al menos un hijo o hija de entre 1 y 5 años en Quebec y en el resto del Canadá. Los autores concluyeron que se había producido un incremento del 13% en la participación y del 22% en las horas trabajadas en 1999-2002 como resultado de la aplicación de esta política. Partiendo de otra base de datos, la Encuesta Nacional Longitudinal sobre Infancia y Juventud de Canadá, Baker, Gruber y Milligan (2008) encontraron un efecto similar: los subsidios incrementaron un 14,5% la participación de las mujeres en familias biparentales con respecto a la participación de referencia.

Alemania experimentó también un importante crecimiento de las guarderías públicas en la década de 1990, cuando niños y niñas mayores de 3 años tuvieron derecho a asistir a guarderías de media jornada. Bauernschuster y Schlotter (2015) analizan la implementación de esta política con variables instrumentales de fecha de nacimiento y con el método de las diferencias en diferencias. Ambas estimaciones arrojan resultados coherentes en la



comparación de años previos (1996) y posteriores (2001) al cambio. Al utilizar variables instrumentales, los autores concluyen que los subsidios para el cuidado infantil fueron responsables de un incremento del 6,5% de la participación y de 2,5 horas trabajadas por semana. En las estimaciones mediante diferencias en diferencias se produjo un incremento del 7% en el empleo al comparar a las madres tratadas antes y después de la implementación de la política con mujeres sin hijos de entre 18 y 60 años.

También en España se produjo en 1991 una importante ampliación de las plazas de guardería para niños y niñas de 3 años, con un aumento de la matrícula en plazas públicas del 8% en 1990 al 47% siete años más tarde. Nollenberger y Rodríguez-Planas (2011) analizan esta expansión mediante la comparación de madres cuyo hijo o hija menor tiene 3 años (grupo de tratamiento) con madres cuyo hijo o hija menor tiene 2 años (grupo de control). Una variable dicotómica que indica el grupo de tratamiento y de control interactúa con una variable del período posterior al cambio y proporciona una estimación de diferencias en diferencias. Los autores constataron un crecimiento del 8% en el empleo y del 9% en las horas trabajadas, con un mayor efecto en el caso de las madres con menor nivel educativo. La reforma de las guarderías en España no tuvo efecto en las madres con educación universitaria debido a sus mayores posibilidades para pagar una guardería privada y, en consecuencia, a sus menores necesidades insatisfechas de cuidado subsidiado.

Havnes y Mogstad (2011) analizan la implementación de guarderías públicas en Noruega tras la aprobación de la Ley de Jardines de Infancia en 1975. Mediante un enfoque de diferencias en diferencias en el período que va de 1976 a 1979, compararon madres casadas cuyos hijos o hijas menores tenían entre 3 y 6 años con madres casadas cuyos hijos o hijas menores tenían entre 7 y 10 años, en municipios con una expansión significativa de guarderías frente a municipios sin expansión. Los autores constataron que el incremento del 17,85% en la cobertura de atención infantil en el área tratada se tradujo en un incremento del 1,1% en las tasas de empleo, siendo las madres con mayor nivel educativo las más beneficiadas con esta política. Los autores concluyeron que este efecto era despreciable dada la magnitud de la expansión. Schlosser (2011) analiza la introducción en Israel de centros preescolares públicos gratuitos para niños y niñas de 3 a 4 años. La autora compara madres de niños de entre 2 y 4 años en ciudades con expansión de guarderías con ciudades donde no se ha producido la expansión, para así estimar diferencias en diferencias. Las madres en ciudades “tratadas” experimentaron un crecimiento del 8,1% en empleo y de 2,83 horas trabajadas por semana. Del mismo modo, el efecto fue superior en madres con mayor nivel educativo.

La mayoría de los estudios sobre el efecto de la prestación de cuidado infantil en la participación laboral proceden de países desarrollados o de intervenciones políticas a pequeña escala en países en desarrollo. El único estudio de un país en desarrollo con una intervención política preescolar a nivel nacional es el de Berlinski y Galiani (2007), que analiza el efecto de la construcción a gran escala de centros preescolares en la Argentina entre 1994 y 2000. La política aumentó la matrícula en centros de preescolar en un 18%, los niveles de empleo entre un 7% y un 14% y las horas trabajadas entre 2,24 y 4,5 horas por

semana. Los efectos en el empleo de las madres fueron mayores en el caso de madres cuyo cónyuge estaba presente en el hogar. Estos resultados pueden ilustrar el caso del Brasil, si bien los niveles de participación laboral femenina en la Argentina son muy diferentes a los del Brasil: a modo de ejemplo, en el período 2010-2014 el 48% de la población femenina en la Argentina estaba empleado, frente a un 59% en el Brasil en el mismo período (Banco Mundial, 2015). De este modo, la cuestión de si una reforma del cuidado infantil en el Brasil tiene efectos similares a los de la reforma en la Argentina permanece abierta, así como cuáles son los subgrupos de educación que se verán más afectados por el cambio de política.

En el Brasil existen datos de un experimento con sorteo aleatorio entre madres con bajos ingresos en la ciudad de Río de Janeiro en 2008. Un total de 24.000 madres se inscribieron para optar a una plaza pública de guardería, de las cuales se seleccionó de manera aleatoria a 2.174 para acceder al programa. Barros y otros (2013) compararon los grupos tratado y de control y constataron un incremento del 28% en el empleo de las madres en el grupo que pudo registrar a sus hijos e hijas en guarderías públicas de Río de Janeiro. Se trata de un resultado importante dado el papel de los ingresos de las madres para mejorar de las condiciones de vida de las familias y hacer frente a la pobreza y la miseria (Banco Mundial, 2012). El elevado porcentaje de madres que no fueron elegidas (en torno al 91% del total de madres inscritas) sugiere que existe una gran demanda insatisfecha de plazas de guardería entre las madres con bajos ingresos en la ciudad de Río de Janeiro. Este experimento con sorteo se centró en las madres con bajos ingresos en la ciudad de Río de Janeiro. El presente estudio contribuye a la literatura al partir de un conjunto de datos nacionales representativo del Brasil y medir los resultados de la reforma del cuidado infantil a nivel nacional.

Por lo general, podemos observar que las políticas orientadas a aumentar la disponibilidad de guarderías y jardines de infancia públicos tienen efectos positivos considerables sobre la participación laboral de las madres y las horas trabajadas. Las características de la población más afectada por estos cambios varían considerablemente de unos estudios a otros: algunos autores constatan un mayor efecto en madres solteras con menor nivel educativo, mientras que otros encuentran un efecto mayor en madres casadas con niveles de educación superiores. Las subpoblaciones afectadas en este tipo de políticas dependen en gran medida de las condiciones del mercado laboral de la población analizada, la disponibilidad de cuidados infantiles informales o privados, los niveles iniciales de empleo en los distintos grupos, y la calidad y ubicación de las nuevas plazas de guardería.

El presente estudio se centra en madres de niños y niñas en edad preescolar en el contexto de un país en desarrollo. El Brasil constituye un buen caso de estudio no solo por el cambio legislativo que brinda la oportunidad de llevar a cabo un análisis cuasiexperimental, sino también por su elevada demanda insatisfecha de plazas de guardería. En el presente estudio se formula la hipótesis de que el aumento de la disponibilidad de plazas de guardería provocado por un cambio legislativo incrementó el empleo de las madres y su promedio de horas semanales trabajadas. En la siguiente sección se proporcionan más detalles sobre el cambio legislativo federal y se analiza su efecto en las matrículas en guarderías públicas.

### 3. La reforma del cuidado infantil en el Brasil

En 2006 y 2007 el Gobierno del Brasil adoptó una serie de medidas sin precedentes para ampliar la disponibilidad de plazas públicas de guardería para niños y niñas en edad preescolar. La oferta de guarderías públicas es una competencia municipal en el Brasil, si bien en este caso el gobierno federal influyó y promovió su ampliación a través de tres acciones principales. En primer lugar, la Ley núm. 11274, de febrero de 2006, que cambió la edad mínima de ingreso a la escuela elemental de 7 a 6 años. Después, la Enmienda Constitucional núm. 53 de diciembre de 2006 limitó la edad de ingreso en centros preescolares a 5 años como máximo. Estos dos cambios provocaron una mayor disponibilidad de plazas de guardería para niños y niñas de hasta 5 años de edad.

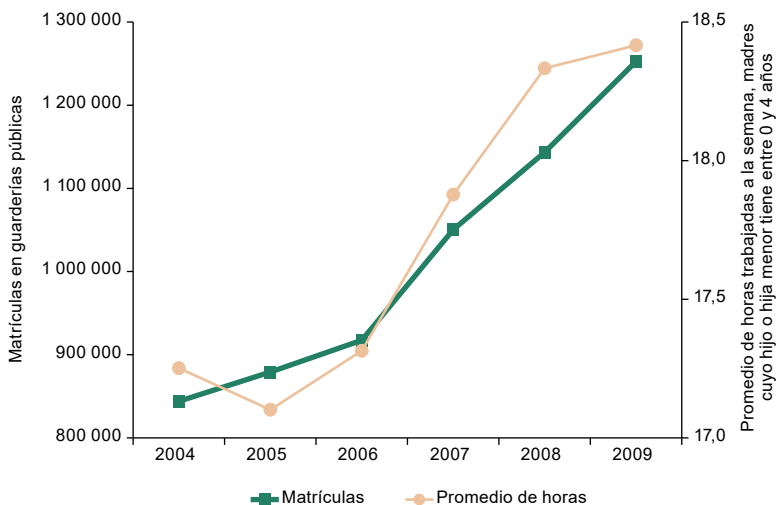
En 2007 se implementó otra medida federal con una ley que amplió las transferencias del Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación a guarderías públicas y sin ánimo de lucro (Ley núm. 11494). Hasta 2006, el Fondo transfería recursos a escuelas con base en las matrículas en educación elemental, pero con la nueva ley de 2007 se empezaron a transferir fondos a guarderías y centros preescolares públicos. La última medida federal que cabe destacar es la implementación del programa Proinfância en 2007 (Resolución núm. 6 de 2007). Este programa proporciona recursos para financiar la renovación y construcción de guarderías y centros preescolares públicos. También ofrece recursos para la adquisición de mobiliario y equipamiento, como mesas, cunas y aparatos de cocina. Entre 2007 y 2009 Proinfância financió 1.721 nuevas guarderías y centros preescolares públicos en el Brasil. Estos cambios políticos en 2006 y 2007 a nivel federal se denominarán en lo sucesivo “reforma del cuidado infantil”.

El gráfico 1 muestra las matrículas en guarderías públicas en el Brasil entre 2004 y 2009. En 2007 se puede observar un acusado incremento como consecuencia de la reforma del cuidado infantil. Las matrículas en guarderías públicas aumentaron un 37%, pasando de un total de 917.460 en 2006 a 1.252.765 en 2009. No obstante, este valor sigue siendo muy inferior al número total de niños y niñas en edad de asistir a la guardería. La matrícula total en guarderías públicas de niños y niñas con 4 años cumplidos<sup>2</sup> o menos durante el curso escolar en relación con el número total de niños y niñas en esta franja de edad aumentó del 10,6% en 2006 al 14,9% en 2009, lo que supuso un incremento total del 4,3%. Las políticas implementadas con la reforma del cuidado infantil en 2007 promovieron una expansión continuada de las matrículas en guarderías públicas en el Brasil y en 2013 había un total de 1.730.877 niños y niñas matriculados en el sistema. El presente análisis se limita al primer período de la implementación de la reforma (de 2007 a 2009), ya que presenta el mayor crecimiento en matrículas.

<sup>2</sup> El análisis se limita a niños y niñas de 4 años o menos, en lugar de 5 años o menos, porque el cambio de la edad de ingreso en la escuela elemental afectó de manera indirecta a niños y niñas de 5 años dependiendo de su fecha de nacimiento. Este cambio implicó que algunos niños y niñas de 5 años dejaran la guardería o centro de preescolar en 2007 e ingresaran antes en la escuela elemental. Así pues, el análisis se limita al efecto de la reforma sobre las madres de niños y niñas de 4 años o menos.

Gráfico 1

**Matrícula total en guarderías públicas en el Brasil y promedio de horas semanales trabajadas por madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene entre 0 y 4 años, de 2004 a 2009**



**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009, y Censo Escolar, 2004 a 2009.

#### 4. La importancia de mejores entornos de apoyo al empleo y la crianza para mujeres

La mayor disponibilidad de plazas públicas de guardería en el Brasil forma parte de una importante literatura demográfica que analiza la maternidad y la participación laboral femenina. En concreto, la “penalización por maternidad” en el mercado laboral constituye un ámbito de investigación muy amplio en el que a menudo se menciona la importancia de los entornos de apoyo al empleo y la crianza para las mujeres. Reducir la incompatibilidad de empleo y maternidad resulta esencial para reducir las diferencias de género en el mercado laboral (Rindfuss, Guzzo y Morgan, 2003), al tiempo que una mayor disponibilidad, aceptabilidad y accesibilidad de plazas de guardería, con un mejor costo y una mayor calidad, son fundamentales para mejorar el entorno de apoyo al empleo y la crianza para las mujeres (Rindfuss y Brewster, 1996). En el caso del Brasil, sigue existiendo una importante penalización en el mercado laboral para las mujeres con hijos (Guiginski y Wajnman, 2019), mayor en el caso de mujeres con condiciones socioeconómicas más bajas (Muniz y Veneroso, 2019).

Además, la importancia de la igualdad de género y la maternidad trasciende el debate sobre cómo afecta la maternidad de una mujer a la participación laboral femenina y alcanza también a la decisión de tener hijos, o dicho de otro modo, las decisiones en materia de fecundidad (McDonald, 2000; Goldscheider, Bernhardt y Lappegård, 2015). McDonald (2000) refiere que la decisión de tener o no tener hijos se basa en las expectativas de futuro de las mujeres de acuerdo con los valores y las normas que la sociedad asigna al papel de la mujer, así como a sus propias aspiraciones. En este contexto, la igualdad de género en el ámbito

familiar desempeña un papel fundamental, determinado en concreto por un reparto más equitativo de las tareas domésticas entre hombres y mujeres, en un viraje de la fecundidad hacia contextos de fecundidad muy baja, y constituye una parte importante de la segunda mitad de la revolución de género. Goldscheider, Bernhardt y Lappegård (2015) afirman que la primera parte de la revolución de género tiene lugar cuando la mujer accede a la fuerza laboral, y la segunda comienza con una mayor implicación del hombre en el hogar.

En este sentido, el descenso de la fecundidad comenzó en el Brasil en la década de 1960 y fue muy acusado (Martine, 1996), de modo que antes de la segunda mitad de la década de 2000 el país se encontraba ya por debajo de los niveles de remplazo (Naciones Unidas, 2022). En este sentido, Berquó y Cavenaghi (2014) explicaron el diferencial de fecundidad en el país y sus cambios entre 2000 y 2010. Las autoras mostraron que existe en el período un descenso en la fecundidad de las mujeres de estratos socioeconómicos más bajos, pero las diferencias en cuanto al nivel de fecundidad siguen siendo elevadas entre mujeres con los niveles educativos más bajos (entre 0 y 3 años de estudios), que presentan una tasa global de fecundidad (TGF) casi tres veces mayor que la de mujeres con títulos universitarios (12 años de estudios o más) (3 frente a 1,2 hijos nacidos vivos por mujer en 2010). Por lo que respecta a los roles de género y el descenso de la fecundidad en el Brasil, Castanheira y Kohler (2017) encuentran una asociación positiva entre la igualdad de género y la capacidad de trabajar de las madres con hijos o hijas de corta edad, y las probabilidades de tener más hijos después del primer parto en el Brasil en 2000 y 2010, y no en 1991.

## B. Datos y método

### 1. Datos

El siguiente análisis utiliza la Encuesta Nacional de Hogares 2001-2009 (PNAD), que es una encuesta de acceso abierto realizada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Se trata de una muestra probabilística estratificada de hogares brasileños que encuesta a cerca de 150.500 hogares al año. Los datos son transversales, de modo que no siguen a la misma persona a lo largo del tiempo. La muestra de la encuesta de 2004 incluyó las zonas rurales de la región norte del Brasil, que representaban el 2% de la población total del país. Con objeto de mantener la compatibilidad histórica entre 2001-2003 y 2004-2009, el presente análisis no tendrá en cuenta esta población rural de la región norte. En consecuencia, los resultados que aquí se presentan son representativos del Brasil, a excepción de las zonas rurales en los estados de Rondonia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará y Amapá.

La muestra analítica está restringida a mujeres de entre 16 y 44 años de edad<sup>3</sup> en la fecha de referencia de la encuesta, que incluyen al 98% de las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. Además, dado que nuestro objetivo principal es observar si existe

<sup>3</sup> Aunque la PNAD incluye preguntas sobre fecundidad para mujeres de 10 años o más, con vistas a tener una representación considerable de mujeres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos para los grupos de control y tratamiento y en todas las variables de control, la muestra debía estar restringida a mujeres de entre 16 y 44 años, que representan al 98% de todas las mujeres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos.

un aumento en la participación laboral de las madres que ni trabajaban ni estudiaban, la muestra está restringida también a mujeres que no asisten a la escuela, que incluyen al 90,5% de las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. La PNAD cuenta con una importante muestra de un total de 191.155 madres de entre 16 y 44 años no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos, y aproximadamente 21.000 observaciones al año. Estos números han disminuido en la década de 2000 como consecuencia del descenso en la fecundidad. En 2001 había aproximadamente 22.000 madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tenía 4 años o menos, y nueve años después esta cifra era un 14% inferior. Del mismo modo, aumentó el número de mujeres de entre 16 y 44 años no estudiantes sin hijos, pasando de 17.256 en 2001 a 21.013 en 2009: un incremento del 22%.

Las decisiones laborales y de cuidados infantiles de las mujeres casadas y solteras difiere de manera considerable: las mujeres casadas o que viven en pareja tienen más posibilidades de elegir entre trabajar en el mercado laboral y quedarse en casa. En consecuencia, el análisis estadístico se efectúa por separado en una muestra con mujeres que viven en pareja (casadas o en cohabitación) y una muestra con mujeres que no viven en pareja (solteras). Con objeto de medir el efecto del aumento de la disponibilidad de guarderías en la participación laboral y las horas trabajadas, teniendo en cuenta las tendencias generales del mercado laboral, se compara a las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (tratamiento) con un grupo de control. Un buen grupo de control debe ser comparable al grupo de tratamiento en la medida en que responda de modo similar a lo choques del mercado laboral, pero no reciba el tratamiento. En el presente documento, y siguiendo a Eissa y Liebman (1996) entre otros, se recurre a mujeres sin hijos como grupo de control para la implementación universal de una política que afecta a las madres.

En 2004-2006, el total de mujeres casadas no estudiantes de entre 16-44 años en los grupos de tratamiento y control ascendía a 131.397 (96.964 eran madres de hijos entre 0 y 4 años, y 34.435 no tenían hijos), y el total de mujeres solteras ascendía a 115.360 (27.992 eran madres de hijos entre 0 y 4 años y 87.368 no tenían hijos). El cuadro 1 indica el tamaño ( $n$ ) de estas dos muestras en los grupos de control y tratamiento. Podemos observar que existe un total de 121.803 mujeres de entre 16 y 44 años que no estudian y no tienen hijos, y 124.954 madres de entre 16 y 44 años no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. Los dos grupos presentan edades medias similares: la edad promedio de las madres era de 28 años y la de las mujeres sin hijos, 26 (véase el cuadro 1). No obstante, los niveles educativos difieren considerablemente: las mujeres sin hijos presentan una probabilidad dos veces superior de tener un título universitario que el grupo de tratamiento, de forma que el 15% de las mujeres del primer grupo tienen un título universitario frente al 6% de las del segundo. Los ingresos del hogar procedentes de fuentes distintas de la propia oferta de empleo de la mujer son también mayores en el caso de mujeres sin hijos, las cuales presentan un salario medio de 1.520 reales frente a los 856 reales de las madres. Esto puede guardar relación con el hecho de que las mujeres del grupo de tratamiento tengan más probabilidad de haber dejado el hogar de sus padres e iniciado un nuevo núcleo familiar, tal y como se puede observar en ambas muestras por el porcentaje de mujeres que no viven en pareja.

Cuadro 1

**Resumen de estadísticas de mujeres no estudiantes de entre 16 y 44 años en muestras de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) de 2004 a 2009**

Variables	Sin hijos		Hijo o hija menor entre 0 y 4 años	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Horas trabajadas habitualmente a la semana (para las que trabajan)	40,24	12,96	35,24	15,82
Participación laboral	0,65		0,50	
Negras o pardas	0,50		0,58	
Nivel educativo (referencia educación primaria o inferior)	0,31		0,63	
Educación secundaria	0,54		0,31	
Universidad o superior	0,15		0,06	
Edad	26,3	7,1	28,0	6,36
Se mudó en los últimos cuatro años	0,09		0,11	
Otros ingresos del hogar (reales)	1 520	2 471	856	1 569
Zonas rurales	0,11		0,18	
No vive en pareja	0,72		0,22	
Posterior a 2007 (2007, 2008, 2009)	0,51		0,48	
Tamaño muestral	121 803		124 954	

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

La variable dependiente que se emplea para medir la participación laboral en el margen extensivo es igual a uno si la persona ha trabajado en la semana de referencia o estaba de vacaciones o de baja, e igual a cero en caso contrario. En el margen intensivo, se emplea el número de horas semanales que se trabajan habitualmente. En relación con las variables de control, existe una variable dicotómica que indica si la persona se consideraba a sí misma negra o parda (mestiza), la edad centrada en el promedio, edad al cuadrado para tener en cuenta los comportamientos no lineales entre empleo y edad, una variable dicotómica que indica si la persona se ha trasladado a otro municipio en los últimos cuatro años, una variable dicotómica que indica si la persona ha vivido en zonas rurales, el registro de ingresos del hogar procedentes de fuentes distintas de la propia oferta de empleo de la mujer, efectos fijos del estado y efectos fijos del año.

También se tiene en cuenta si el hogar ha recibido transferencias monetarias condicionadas del gobierno mediante una variable dicotómica basada en el valor recibido de las transferencias no salariales. Siguiendo a Foguel y Barros (2010), se estima esta variable preguntando si los hogares reciben transferencias de programas sociales o si reciben dividendos por activos financieros en el mes de referencia (septiembre de cada año) y, en caso de que los reciba, el monto de la transferencia. El programa Bolsa Família fue creado en octubre de 2003 y fue reemplazando de manera paulatina los programas gubernamentales

preexistentes (Auxílio Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação y Cartão Alimentação)<sup>4</sup>. Entre 2001 y 2003 se emplea la suma del valor máximo de estos programas preexistentes para identificar si el hogar recibió transferencias monetarias condicionadas. En los años siguientes, los valores se basan en los valores máximos de Bolsa Família para el período, que ascienden a 58,00 reales en 2001-2003, 95,00 reales en 2004-2006, 172,00 reales en 2007, 182,00 reales en 2008, y 200,00 reales en 2009.

## 2. Enfoque metodológico

Para comprobar si la reforma del cuidado infantil afectó a la situación laboral de madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene entre 0 y 4 años (grupo de tratamiento) se empleó una estimación de diferencias en diferencias. El grupo de tratamiento se compara con mujeres no estudiantes sin hijos (grupo de control) antes (2004-2006) y después de la reforma del cuidado infantil (2007-2009). El grupo de control se emplea para aislar el efecto de la reforma de otros factores del mercado laboral que afectan al conjunto de la población. El cambio gradual en las situaciones laborales del grupo tratado en el período posterior a la reforma muestra el efecto de la misma al compararlo con el grupo de control.

La primera diferencia en diferencias que se lleva a cabo hace referencia a los resultados descriptivos de participación en los que observamos, sin tener en cuenta covariantes demográficas, si se produjo un incremento gradual en la participación en la fuerza de trabajo y las horas trabajadas para el grupo de tratamiento en comparación con el grupo de control durante el período posterior a la reforma. Las tasas de participación y el promedio de horas trabajadas (incluidas mujeres con cero horas trabajadas) se obtienen utilizando el diseño de la muestra, y se informa en el cuadro 1 el error estándar de cada estimación. Puesto que las diferencias observadas pueden estar causadas por cambios en la composición demográfica de los grupos de tratamiento y control antes y después de la reforma, es importante tener en cuenta las características demográficas, así como las variables dicotómicas de tiempo y estado.

Después del enfoque descriptivo básico, el método de las diferencias en diferencias se emplea en un modelo de regresión para estimar en primer lugar el efecto de la reforma del cuidado infantil en la probabilidad de trabajar (margen extensivo) y, después, en el promedio de horas trabajadas (margen intensivo). Para analizar los efectos del programa en el margen extensivo se emplean modelos probit, mientras que para el margen intensivo se emplean modelos Tobit<sup>5</sup>. Se prefieren los modelos Tobit frente a los modelos

<sup>4</sup> Esta estimación no tiene en cuenta el Programa de Erradicación del Trabajo Infantil (PETI) porque sus valores suelen ser los mismos que los de Bolsa Família, y una familia solo puede recibir uno de los dos, ya que no son acumulativos.

<sup>5</sup> Los modelos de mínimos cuadrados ordinarios se estimaron para horas semanales trabajadas, y las variables presentaron signos y representatividad estadística similares. La excepción se dio en zonas rurales en la regresión de madres casadas o que viven en pareja, que fue negativa en la regresión de mínimos cuadrados ordinarios y positiva en la regresión de Tobit, siendo ambas estadísticamente significativas. En la regresión para madres solteras, la variable que indicaba si el hogar recibía transferencias monetarias condicionadas fue distinta en el análisis Tobit y de mínimos cuadrados ordinarios para madres solteras, con un signo negativo y un valor  $p$  de 0,157 en el primero, y negativa con un valor  $p$  de 0,006 en el de mínimos cuadrados ordinarios.



de mínimos cuadrados ordinarios porque la distribución de horas trabajadas se trunca en cero y no podemos asumir normalidad. Además, si eliminamos de nuestra muestra a las mujeres que no trabajan (cero horas) y estimamos una regresión de mínimos cuadrados ordinarios, incurriríamos en el sesgo de variable omitida (Heckman, 1979), puesto que las mujeres no se seleccionan aleatoriamente en categorías trabajadoras y no trabajadoras. En el modelo Tobit, un cambio en la variable independiente incrementa el promedio condicional de horas trabajadas y la probabilidad de que la observación recaiga en la parte positiva de la distribución (Greene, 2002). Los errores estándar de los modelos probit y Tobit se estiman mediante la corrección de errores estándar de Huber-White, ajustada la heterocedasticidad.

## C. Resultados

El cuadro 2 muestra los resultados descriptivos de las estimaciones por diferencias en diferencias para participación laboral y horas trabajadas de madres en el Brasil entre 16 y 44 años no estudiantes que viven en pareja (casadas o en cohabitación), y de las mujeres que no viven en pareja (solteras). La primera diferencia consiste en restar horas trabajadas o participación laboral después (2007-2009) y antes (2004-2006) de la reforma del cuidado infantil. Las diferencias en diferencias se obtienen restando la variación del grupo de control (mujeres sin hijos) a la variación en 2006-2007 del grupo de tratamiento (madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos).

En el cuadro 2 podemos observar que se produjo un incremento en la participación laboral femenina de las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (grupo de tratamiento) del 2% y 0,818 horas trabajadas habitualmente en una semana, con respecto a la diferencia de las madres sin hijos en el mismo período, lo cual constituye un importante incremento, puesto que el incremento total en la asistencia a guarderías para este grupo de edad fue del 4,5% en 2007-2009. Al desglosar la muestra por niveles educativos, el incremento en horas trabajadas y participación laboral de la mujer fue mayor en el caso de madres casadas con una educación inferior a la secundaria, quienes presentaron un incremento relativo en 2007-2009 de 0,974 horas y un 3,4% en participación. Las madres con un título de educación secundaria experimentaron también un incremento del 1% en participación y de 0,48 horas. En el caso de madres con un título universitario no se observa un incremento de la participación ni de las horas trabajadas en 2007-2009, sino más bien un descenso. Estos resultados son esperados, ya que las madres con un menor nivel educativo tienen más probabilidad de recurrir a guarderías públicas. En relación con las madres solteras de entre 16 y 44 años no estudiantes, podemos observar un aumento de la participación en 2007-2009 del 0,6% para madres con una educación inferior a la secundaria y del 1% para madres que han completado la educación secundaria, en comparación con la diferencia en el mismo período de madres de entre 16 y 44 años no estudiantes sin hijos. A pesar del aumento de la participación laboral, no se produjo un aumento de las horas trabajadas por madres solteras en comparación con mujeres sin hijos.

Cuadro 2

**Participación laboral y horas trabajadas a la semana para los grupos de control y tratamiento  
y su diferencia antes y después de la reforma del cuidado infantil**

	2004-2006		2007-2009		Diferencia		Diferencias en diferencias	
	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas
Casadas o viviendo en pareja								
Madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=96.962]	0,479 (0,004)	16,163 (0,188)	0,501 (0,004)	17,353 (0,206)	0,022 (0,004)	1,190 (0,279)	0,020 (0,007)	0,818 (0,467)
Sin hijos [n=34.435]	0,672 (0,005)	26,616 (0,265)	0,674 (0,005)	26,988 (0,265)	0,002 (0,006)	0,371 (0,375)		
Casadas o viviendo en pareja, por nivel educativo								
Inferior a educación secundaria, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=61.109]	0,420 (0,006)	12,941 (0,206)	0,432 (0,006)	13,554 (0,235)	0,012 (0,005)	0,613 (0,184)	0,034 (0,011)	0,974 (0,455)
Inferior a educación secundaria, sin hijos [n=12.680]	0,546 (0,008)	19,929 (0,395)	0,524 (0,009)	19,568 (0,413)	-0,022 (0,010)	-0,361 (0,428)		
Educación secundaria completada, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=29.428]	0,541 (0,005)	20,441 (0,233)	0,546 (0,005)	20,755 (0,222)	0,005 (0,007)	0,314 (0,290)	0,010 (0,010)	0,480 (0,471)
Educación secundaria completada, sin hijos [n=16.330]	0,707 (0,006)	29,200 (0,313)	0,703 (0,006)	29,034 (0,295)	-0,004 (0,008)	-0,165 (0,379)		
Educación universitaria o superior, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=6.425]	0,839 (0,008)	32,235 (0,381)	0,826 (0,007)	31,441 (0,342)	-0,013 (0,010)	-0,793 (0,496)	-0,010 (0,014)	-0,435 (0,722)
Educación universitaria o superior, sin hijos [n=5.425]	0,895 (0,007)	36,296 (0,409)	0,891 (0,006)	35,937 (0,349)	-0,003 (0,009)	-0,359 (0,527)		
Solteras								
Madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=27.992]	0,547 (0,006)	21,165 (0,244)	0,556 (0,006)	21,192 (0,257)	0,010 (0,007)	0,027 (0,354)	-0,001 (0,008)	-0,514 (0,434)

	2004-2006		2007-2009		Diferencia		Diferencias en diferencias	
	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas
Sin hijos [n= 87.368]	0,651 (0,004)	26,313 (0,178)	0,662 (0,004)	26,854 (0,177)	0,011 (0,004)	0,541 (0,251)		
Solteras, por nivel educativo								
Inferior a educación secundaria, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=18.040]	0,497 (0,007)	18,634 (0,282)	0,493 (0,007)	18,008 (0,322)	-0,004 (0,009)	-0,626 (0,375)	0,006 (0,011)	-0,364 (0,497)
Inferior a educación secundaria, sin hijos [n=24.842]	0,485 (0,006)	18,903 (0,274)	0,475 (0,006)	18,641 (0,276)	-0,010 (0,007)	-0,262 (0,323)		
Educación secundaria completa, madres 0-4 [n=8.855]	0,625 (0,009)	25,426 (0,411)	0,634 (0,008)	25,354 (0,376)	0,009 (0,012)	-0,072 (0,546)	0,010 (0,013)	-0,032 (0,579)
Educación secundaria completa, sin hijos [n=49.088]	0,687 (0,004)	28,294 (0,190)	0,686 (0,004)	28,254 (0,201)	0,000 (0,005)	-0,040 (0,227)		
Educación universitaria o superior, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=1.097]	0,854 (0,018)	34,748 (0,990)	0,814 (0,017)	32,086 (0,817)	-0,040 (0,025)	-2,663 (1,257)	-0,035 (0,026)	-2,807 (1,322)
Educación universitaria o superior, sin hijos [n=13.438]	0,870 (0,005)	34,526 (0,276)	0,866 (0,004)	34,670 (0,240)	-0,005 (0,007)	0,144 (0,343)		

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar entre paréntesis. "Diferencia" es la diferencia entre participación laboral u horas trabajadas después (2007-2009) y antes (2004-2006) de la reforma del cuidado infantil. "Diferencias en diferencias" es el resultado de restar la "Diferencia" entre el grupo de tratamiento (madres 0-4) y el grupo de control (sin hijos).

El cuadro 3 presenta las estimaciones por diferencias en diferencias para los modelos probit y Tobit estimando la participación laboral y las horas trabajadas de madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos en comparación con mujeres sin hijos antes y después de la reforma del cuidado infantil en el Brasil, según su situación familiar. La estimación de diferencias en diferencias viene dada por la interacción entre una variable dicotómica que es 1 para el grupo de tratamiento y 0 para las mujeres sin hijos, y una variable indicadora para el período de intervención (Child04 x Pos2007). La interacción proporciona el cambio gradual en la situación laboral en 2007-2009 de un grupo comparado con el otro.

Cuadro 3

**Estimación de la participación laboral y horas semanales trabajadas habitualmente en madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños, antes y después de la reforma (Pos2007) en el Brasil, por estado civil**

	Participación laboral (Estimaciones probit: efectos marginales)		Horas semanales trabajadas (Estimaciones Tobit)	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Negras o pardas	-0,009***	-0,012***	-1,075***	-0,997***
Nivel educativo (referencia: inferior a educación secundaria)				
Educación secundaria completa	0,133***	0,171***	11,642***	12,532***
Universidad o superior	0,362***	0,319***	23,726***	18,257***
Edad	0,014***	0,012***	1,164***	0,890***
Edad al cuadrado	-0,001***	-0,001***	-0,070***	-0,072***
Se mudó en los últimos cuatro años	-0,053***	-0,010*	-4,061***	0,126
Otros ingresos de hogar (log)	-0,009***	-0,024***	-0,630***	-1,638***
Transferencias monetarias condicionadas	-0,016***	0,008**	-3,558***	-0,437
Zonas rurales	0,134***	0,016***	4,039***	-2,677***
Child04	-0,165***	-0,115***	-14,007***	-8,989***
Pos2007	-0,019***	0,002	-1,119**	0,142
Child04 x Pos2007	0,0216***	0,012*	1,785***	0,434
Año 2004	-0,006	0,007	-0,217	0,606*
Año 2005	-0,001	0,007	-0,159	0,459
Año 2008	0,009**	0,012**	0,710**	0,896***
Año 2009	0,002	-0,001	0,166	0,054
Log-pseudo-verosimilitud	-82 079,2	-69 463,4	-38 6546,3	-38 3794,5
Pseudo R al cuadrado	0,10	0,09	0,02	0,02

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

Cuando se tienen en cuenta educación, raza, edad, situación migratoria, otros ingresos del hogar, transferencias monetarias condicionadas, estado y zonas rurales, el cuadro 3 muestra un incremento del 2,16% en la probabilidad de trabajar de las madres no estudiantes

cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos en comparación con las mujeres sin hijos en 2007-2009. En el caso de las mujeres solteras en el grupo de tratamiento, el incremento de la participación laboral con la ampliación de las guarderías públicas en 2007-2009 es del 1,2%, estadísticamente significativo únicamente cuando  $p < 0,10$ . El cuadro 4 proporciona las estimaciones probit de participación laboral por muestras educativas. Podemos observar que este incremento estuvo principalmente motivado por madres casadas con un nivel educativo inferior a la escuela secundaria, en las cuales el incremento medio en 2007-2009 comparado con madres sin hijos fue del 3,8%. Las madres casadas con educación secundaria completa presentaron un incremento del 0,9%, pero no era estadísticamente significativo ( $p < 0,10$ ). En el caso de las mujeres solteras, el incremento medio de la participación laboral fue del 2,1% para mujeres con un nivel educativo inferior a la escuela secundaria y del 2,3% para mujeres con educación secundaria completa, ambos solo estadísticamente significativos ( $p < 0,05$ ).

El cuadro 5 muestra la estimación de horas trabajadas desde los modelos Tobit por nivel educativo y estado civil. Existe un incremento de 1,8 horas trabajadas a la semana para madres casadas o que conviven con su pareja, y un incremento del 0,4% para madres solteras, con un efecto estadísticamente significativo ( $p < 0,001$ ) para madres casadas o que conviven en pareja, y no estadísticamente significativo ( $p < 0,1$ ) para madres solteras. Los resultados del cuadro 5 por nivel educativo muestran un incremento en las horas trabajadas en el grupo de tratamiento en comparación con el grupo de control, causado principalmente por las mujeres con un nivel educativo inferior a la educación secundaria, para las cuales el número de horas trabajadas a la semana crecieron en casi tres horas. En el caso de madres solteras, el número de horas trabajadas creció 1,6 horas para madres con un nivel educativo inferior a la educación secundaria y 1,2 horas para madres que completaron la educación secundaria, pero los coeficientes solo son estadísticamente significativos ( $p < 0,10$ ).

Por último, para observar si estos resultados están causados por tendencias temporales subyacentes, se estima un modelo placebo comparando el grupo de tratamiento y el de control en 2004-2006 y en 2001-2003, antes de la reforma. Se asume que la intervención tuvo lugar en 2004-2006. El cuadro 6 presenta las estimaciones de la intervención placebo. No existe una variación estadísticamente significativa en la participación laboral de madres casadas o solteras. Sin embargo, para el número de horas trabajadas habitualmente a la semana sí existe un incremento estadísticamente significativo de 1,05 horas para las madres con respecto a las mujeres sin hijos en 2004-2006, estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ). Se trata de un efecto menor y menos significativo que el observado para 2007-2009. Cuando las regresiones se estiman por nivel educativo, el grupo de mujeres casadas con el valor  $p$  más bajo en horas trabajadas fue el de las mujeres con educación universitaria, que presentó un incremento promedio de 1,38 horas en comparación con las mujeres sin hijos, pero el valor  $p$  fue 0,100 y, por lo tanto, no estadísticamente significativo ( $p < 0,10$ ). Así pues, el efecto observado a nivel agregado, con el incremento en horas trabajadas de las mujeres casadas o que viven en pareja, se explica principalmente por las mujeres con un nivel educativo más alto y no tanto por aquellas con un nivel educativo más bajo, como se observa en 2007-2009. De este modo, estos resultados aportan confianza sobre el hecho de que las estimaciones encontradas en el período 2004-2009 no estén causadas por tendencias temporales subyacentes en participación laboral y horas trabajadas en los grupos de tratamiento y control.

Cuadro 4

**Resultados probit: estimación de la participación laboral de madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños, antes y después de la reforma (Pos2007) en el Brasil, por estado civil y muestra educativa**

	Participación laboral (Estimaciones probit: efectos marginales)					
	Inferior a educación secundaria		Educación secundaria completa		Universidad o superior	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Negras o pardas	-0,010**	0,006	-0,013**	-0,028***	0,016**	0,001
Edad	0,015***	0,011***	0,014***	0,014***	0,011***	0,011***
Edad al cuadrado	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
Se mudó en los últimos cuatro años	-0,044***	0,016*	-0,062***	-0,028***	-0,057***	-0,035***
Otros ingresos de hogar (log)	-0,006***	-0,026***	-0,013***	-0,022***	-0,017***	-0,018***
Transferencias monetarias condicionadas	-0,008*	0,021***	-0,056***	-0,012*	0,022	0,029*
Zonas rurales	0,167***	0,049***	0,028***	-0,030***	-0,016	0,032
Child04	-0,165***	-0,096***	-0,184***	-0,165***	-0,068***	-0,085***
Pos2007	-0,032***	0,009	-0,011	-0,001	-0,001	-0,018*
Child04 x Pos2007	0,038***	0,021**	0,009	0,023**	-0,003	-0,022
Año 2004	-0,005	0,016**	-0,011	0,001	-0,002	-0,005
Año 2005	-0,002	0,006	-0,003	0,010	0,009	-0,004
Año 2008	0,014**	-0,006	0,007	0,024***	-0,008	0,012
Año 2009	0,008	-0,021**	-0,003	0,011*	-0,004	0,011
Log-pseudo-verosimilitud	-47 625,2	-28 473,4	-29 523,4	-35 080,4	-4 634,4	-5 587,9
Pseudo R al cuadrado	0,06	0,04	0,04	0,05	0,03	0,05

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

Cuadro 5

**Resultados Tobit: estimación del número de horas semanales trabajadas habitualmente en madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños, antes y después de la Reforma (Pos2007) en el Brasil, por estado civil y muestra educativa**

	Horas semanales trabajadas (Estimaciones Tobit)					
	Inferior a educación secundaria		Educación secundaria completa		Universidad o superior	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Negras o pardas	-1,211***	0,156	-1,230***	-1,981***	1,345***	0,010
Edad	1,320***	0,994 ***	0,999***	0,927***	0,773***	0,811***
Edad al cuadrado	-0,082***	-0,088***	-0,060***	-0,075***	-0,042***	-0,050***
Se mudó en los últimos cuatro años	-3,899***	2,471***	-4,453***	-1,186**	-3,289***	-0,295
Otros ingresos de hogar (log)	-0,534***	-2,485***	-0,833***	-1,416***	-0,703***	-1,027***
Transferencias monetarias condicionadas	-2,887***	1,253**	-5,995***	-1,652***	1,039	0,197
Zonas rurales	7,002***	-0,083	-3,082***	-5,443***	-2,316**	-1,097
Child04	-16,101***	-10,492***	-14,664***	-11,365***	-5,530***	-4,315***
Pos2007	-1,936**	0,736	-0,655	-0,173	-0,485	-0,844
Child04 x Pos2007	2,976***	1,593*	0,728	1,241*	-0,148	-2,260*
Año 2004	0,032	1,698**	-0,728	0,106	-0,351	-0,815
Año 2005	-0,263	0,332	-0,190	0,781*	0,282	-0,539
Año 2008	1,068*	-0,577	0,717	1,868***	-0,287	0,709
Año 2009	0,733	-1,686**	-0,129	0,877**	-0,360	0,822
Constante	16,785***	29,362***	32,619***	41,482***	39,443***	42,427***
Log-pseudo-verosimilitud	-187 923,0	-119 511,7	149 133,7	-203 590,7	-47 084,7	57 552,3
Pseudo R al cuadrado	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

Cuadro 6

**Test placebo: estimación de la participación laboral y horas semanales trabajadas habitualmente en madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños en 2001-2003 y en 2004-2006 en el Brasil, por estado civil y nivel educativo**

	Participación laboral (Estimaciones probit: efectos marginales)		Horas semanales trabajadas (Estimaciones Tobit)	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Total				
Child04	-0,168***	-0,042***	-15,484***	-4,122***
Pos2004	0,009	0,017***	0,392	1,084***
Child04 x Pos2004	0,002	-0,003	1,051**	-0,307
Inferior a educación secundaria				
Child04	-0,161***	-0,044***	-17,520***	-5,866***
Pos2004	0,023**	0,016*	1,688**	1,325*
Child04 x Pos2004	-0,007	0,005	0,329	0,183
Educación secundaria completa				
Child04	-0,189***	-0,132***	-15,219***	-9,549***
Pos2004	0,007	0,017**	0,441	1,130**
Child04 x Pos2004	-0,001	-0,007	-0,012	-0,513
Universidad o superior				
Child04	-0,080***	-0,046**	-6,920***	-2,286**
Pos2004	-0,028*	0,01	-1,821**	0,066
Child04 x Pos2004	0,014	-0,039	1,383	-1,804

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen una variable dicotómica por personas negras o pardas, edad, edad al cuadrado, logaritmo de otros ingresos del hogar, una variable dicotómica para mujeres que se han mudado en los últimos cuatro años, y variables dicotómicas para transferencias monetarias condicionadas, zonas rurales y años 2004, 2005, 2008, 2009. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

En resumen, la reforma del cuidado infantil en el Brasil tuvo un efecto positivo en los márgenes extensivo e intensivo de la participación laboral de las madres con hijos e hijas pequeños en edad de asistir a la guardería. Los mayores efectos corresponden a las madres casadas con un nivel educativo menor. En el caso de las madres solteras también se pudo observar un efecto, pero fue menos significativo que el observado para las madres casadas. Las estimaciones placebo confirman que estos resultados no están causados por una tendencia temporal en la participación laboral y las horas trabajadas en los grupos de tratamiento y control. En comparación con las estimaciones revisadas en las secciones anteriores, los incrementos del 2,16% para madres casadas o que viven en pareja y del 1,2% para madres solteras, junto con el incremento de 1,78 horas trabajadas a la semana para madres casadas o que viven en pareja, resultan considerables habida cuenta del incremento total de matrículas en guarderías públicas del 5% para niños y niñas de entre 0 y 4 años.



## D. Otras explicaciones al aumento de la participación laboral femenina en el Brasil en la década de 2000

En la década de 2000 se produjeron en el Brasil otros dos cambios sociales importantes que podrían haber afectado a las madres de niños y niñas en edad de asistir a la guardería: la implementación de Bolsa Família y un acusado aumento del PIB per cápita. Bolsa Família es un programa que consiste en proporcionar transferencias monetarias a hogares en situación de pobreza extrema y pobreza; su implementación tuvo lugar en octubre de 2003. Todos los hogares por debajo del umbral de la pobreza extrema reciben una prestación fija y una prestación variable que depende del número de hijos en el hogar, que también se aplica a los hogares que se encuentran por debajo del umbral de la pobreza. Este programa fue reemplazando de manera paulatina los programas gubernamentales preexistentes (Auxílio Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação y PETI en 2006) e impone a sus usuarios condicionantes de salud y educación para permanecer en el programa. Antes de 2012 no existían condicionantes de educación para niños mejores de 5 años<sup>6</sup>, ya que el requisito de la educación solo existía para niños de entre 6 y 17 años. Así pues, podemos afirmar que el aumento de usuarios de Bolsa Família entre 2001 y 2009 no es el causante del aumento de la matrícula en guarderías públicas.

El porcentaje de familias que se han beneficiado de Bolsa Família creció considerablemente en el período 2004-2009, y los investigadores podrían considerar la hipótesis de si un incremento en la participación laboral femenina durante este período se debería a este aumento. Por lo general, esperamos que un incremento de los ingresos del hogar a través del programa Bolsa Família afecte la probabilidad de trabajar de manera más negativa que positiva. Además, el valor máximo de la prestación es más que la mitad del salario mínimo, por lo que no es probable que afecte a la búsqueda de empleo o a la situación laboral actual. Investigaciones previas no han demostrado efectos de este programa sobre el empleo, o en todo caso efectos negativos muy limitados (Foguel y Barros, 2010). En consecuencia, de existir algún efecto del programa Bolsa Família sobre la situación laboral de madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos, lo más probable es que sea un efecto negativo: lo contrario que esperamos de un incremento de las plazas en guarderías públicas. Por ello, no afecta nuestras estimaciones. Sin embargo, nuestro modelo incluye un control para indicar si el hogar recibe transferencias de Bolsa Família. La construcción de esta variable se explica en la sección B.

Otra hipótesis para el incremento de la oferta de empleo está relacionada con los aumentos del PIB per cápita, que podrían traducirse en una mayor demanda de trabajadores y, por consiguiente, en un aumento del empleo femenino. Entre 2004 y 2009 el PIB per cápita del Brasil aumentó un 13,4%, con un incremento anual promedio del 2,6%. Es posible

<sup>6</sup> En 2012 se implementó el programa Brasil Carinhoso, cuyo objetivo es incrementar las matrículas en guarderías públicas de niños y niñas de 4 años o menos que participen en el programa Bolsa Família. Proporciona una mayor transferencia por alumno del Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación (FNDE) a la escuela si el alumno está apuntado al programa Bolsa Família.

que este considerable crecimiento del PIB per cápita afectara tanto al grupo de tratamiento (madres cuyo hijo o hija menor tiene entre 0 y 4 años) como al grupo de control (madres sin hijos), y sus efectos se reflejan en los efectos fijos del año incluidos en la regresión. Por último, investigaciones previas han mostrado que los aumentos en las tasas de desempleo masculinas, en especial en el contexto de crisis económicas, pueden traducirse en una mayor participación laboral de sus esposas para brindar protección ante las pérdidas de los hogares (Parrado y Zenteno, 2001). Por eso es importante analizar si se producen recesiones o crisis de desempleo en el período observado. Los datos de los indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial, 2015) muestran que la tasa de desempleo masculino no experimentó una variación significativa en el Brasil, pasando del 6,8% en 2004 al 6,09% en 2009, siendo el promedio de 6,3%. De este modo, no es probable que este factor haya afectado al empleo de las madres cuyo hijo o hija menor esté en edad de asistir a la guardería.

Por último, el documento no tiene en cuenta el reparto del trabajo y la contribución de los hombres a las tareas domésticas para la participación laboral femenina y las horas de trabajo. No se espera que este cambio sea muy rápido y, por lo general, las normas de género cambian más despacio (Goldscheider, Bernhardt y Lappegård, 2015), de modo que es poco probable que se produzca una variación significativa en cuatro años que pueda afectar a la variable dependiente y confundir los resultados obtenidos. Además, si el cambio fuera muy significativo en la década, el análisis placebo habría arrojado resultados significativos.

## E. Conclusión

La participación laboral femenina ha aumentado en países en desarrollo; no obstante, las madres siguen enfrentando diversas restricciones. La literatura muestra que una de estas restricciones puede consistir en la disponibilidad de plazas preescolares, ya que una escasez de centros preescolares reduce las posibilidades de las madres de tener acceso a un cuidado infantil formal (Gelbach, 2002; Barros y otros, 2013). En el presente documento se ha analizado si un incremento exógeno en la disponibilidad de guarderías en el Brasil está asociado con el empleo de las madres cuyo hijo o hija menor se encuentre en edad de asistir a la guardería (4 años o menos). El aumento de la disponibilidad de guarderías públicas entre 2007 y 2009 en el Brasil vino motivado por una reforma de ámbito nacional y puede considerarse en gran medida exógena a la demanda de las madres de plazas de guardería a nivel local.

La base de datos empleada es la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) con datos transversales combinados de 2001 a 2009, los únicos datos en el Brasil en ese período que son representativos a nivel nacional y están disponibles anualmente. Se estimaron diferencias en diferencias comparando a madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos con madres sin hijos antes (2004-2006) y después (2007-2009) de la reforma del cuidado infantil del Brasil, por situación familiar. El incremento de la probabilidad de trabajar en el período 2007-2009 se estimó a través de una regresión probit, y el incremento de las horas trabajadas por semana, usando una regresión Tobit. Estas regresiones se estimaron también para muestras de educación.

En el caso de madres casadas o que conviven en pareja, el aumento de plazas disponibles en guarderías públicas se asoció de manera positiva con la probabilidad de trabajar en 2007-2009, con un incremento del número de madres en la fuerza laboral de un 2,16% y de 1,8 horas trabajadas a la semana. Si bien la disponibilidad de plazas afectó la probabilidad de trabajar y las horas trabajadas de las mujeres casadas, el efecto fue menor en el caso de las madres solteras, con un incremento del 1,2% en la participación laboral y sin efecto sobre las horas trabajadas. Esta diferencia entre madres casadas o que cohabitan y madres solteras se debe probablemente a la tasa considerablemente menor de participación y horas trabajadas que presentan las primeras. Al tener en cuenta el nivel educativo, el efecto de la política fue mayor en el caso de las madres con un nivel educativo inferior, especialmente aquellas con un nivel educativo inferior a la educación secundaria. Por último, las estimaciones placebo indican que el efecto no está provocado por tendencias temporales en el empleo de las madres cuyo hijo o hija menor está en edad de asistir a la guardería.

En conclusión, es probable que la expansión de las guarderías públicas sea un tipo de intervención política interesante para incrementar el empleo de madres con un bajo nivel educativo en países en desarrollo y para reducir el tiempo que pasan fuera del mercado laboral después del nacimiento de un hijo o hija, al tiempo que aporta una solución adicional para aumentar los ingresos y mitigar la pobreza. Si las guarderías públicas ofrecen buena calidad e infraestructuras, la ampliación de plazas puede generar también resultados positivos en la infancia al aumentar su desarrollo cognitivo y ayudar a seguir rompiendo el ciclo de la pobreza. Así pues, al evaluar este tipo de intervención, es importante tener en cuenta los beneficios a corto y largo plazo para la madre, para el hijo o hija y para la familia en su conjunto.

## Bibliografía

- Bainbridge, J., M. K. Meyers y J. Waldfogel (2003), “Child care policy reform and the employment of single mothers”, *Social Science Quarterly*, vol. 84, N° 4, diciembre.
- Baker, M., J. Gruber y K. Milligan (2008), “Universal child care, maternal labor supply, and family well-being”, *Journal of Political Economy*, vol. 116, N° 4, agosto.
- Banco Mundial (2015), “Indicadores del desarrollo mundial” [en línea] <https://databank.bancomundial.org/reports.aspx?source=world-development-indicators>.
- (2012), *Latin America and Caribbean Poverty and Labor Brief: The Effect of Women's Economic Power in Latin America and the Caribbean*, Washington, D.C.
- Barros, R. P. y otros (2013), *The impact of access to free childcare on women's labor market outcomes: evidence from a randomized trial in low-income neighborhoods of Rio de Janeiro*, en Gender Impact: the World Bank's Gender Impact Evaluation Database. Washington, D.C., Banco Mundial.
- Bauernschuster, S. y M. Schlotter (2015), “Public child care and mothers' labor supply—Evidence from two quasi-experiments”, *Journal of Public Economics*, N° 123, marzo.
- Berlinski, S. y S. Galiani (2007), “The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment”, *Labour Economics*, 14, N° 3, junio.

- Berquó, E. S. y S. M. Cavenaghi (2014), “Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 31, N° 2, diciembre.
- Blau, D. (2003), “Child care subsidy programs”, *Means-Tested Transfer Programs in the United States*, R. A. Moffitt (ed.), Chicago, University of Chicago Press.
- Blau, D. y J. Currie (2006), “Pre-school, day care, and after-school care: who’s minding the kids?”, *Handbook of the Economics of Education*, vol. 2, E. Hanushek y F. Welch (eds.), Nueva York, North Holland.
- Blau, D. y E. Tekin (2007), “The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers in the USA”, *Journal of Population Economics*, vol. 20, N° 4, octubre.
- Cascio, E. (2009), “Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American public schools”, *Journal of Human Resources*, vol. 44, N° 1.
- Castanheira, H. C. y H. P. Kohler (2017), “Social determinants of low fertility in Brazil”, *Journal of Biosocial Science*, vol. 49, N° S1, noviembre.
- Eissa, N. y J. B. Liebman (1996), “Labor supply response to the earned income tax credit”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, N° 2, mayo.
- Fitzpatrick, M. D. (2012), “Revising our thinking about the relationship between maternal labor supply and preschool”, *Journal of Human Resources*, 47, N° 3.
- Foguel, M. N. y R. P. Barros (2010), “The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities”, *Estudos Econômicos (São Paulo)*, vol. 40, N° 2, junio.
- Gelbach, J. B. (2002), “Public schooling for young children and maternal labor supply”, *The American Economic Review*, vol. 92, N° 1, marzo.
- Goldscheider, F., E. Bernhardt y T. Lappegård (2015), “The gender revolution: a framework for understanding changing family and demographic behavior”, *Population and Development Review*, vol. 41, N° 2, junio.
- Gordon, R. A. y P. L. Chase-Lansdale (2001), “Availability of child care in the United States: a description and analysis of data sources”, *Demography*, vol. 38, N° 2.
- Greene, W. H. (2002), *Econometric Analysis*, Nueva Jersey, Prentice Hall.
- Guiginski, J. y S. Wajman (2019), “La penalización por la maternidad: participación y calidad de inserción de mujeres con hijos en el mercado laboral”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 36.
- Han, W. J. y otros (2009), “Public policies and women’s employment after childbearing”, *NBER Working Paper*, N° 14660, enero.
- Han, W. y J. Waldfogel (2001), “Child care costs and women’s employment: a comparison of single and married mothers with pre-school-aged children”, *Social Science Quarterly*, vol. 82, N° 3, septiembre.
- Havnes, T. y M. Mogstad (2011), “Money for nothing? Universal child care and maternal employment”, *Journal of Public Economics*, 95, N° 11-12, diciembre.
- Heckman, J. J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, vol. 47, N° 1, enero.
- (1974), “Effects of child-care programs on women’s work effort”, *Journal of Political Economy*, vol. 82, N° 2, parte 2, marzo-abril.
- INEP (Instituto Nacional de Estudos e Investigações Educativas Anísio Teixeira) (2020), “Estatísticas Censo Escolar” [en línea] <https://www.gov.br/inep/pt-br/acesso-a-informacao/dados-abertos/inep-data/estatisticas-censo-escolar>.
- Lefebvre, P. y P. Merrigan (2008), “Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: a natural experiment from Canada”, *Journal of Labor Economics*, vol. 26, N° 3, julio.
- Martine, G. (1996), “Brazil’s fertility decline, 1965–95: a fresh look at key factors”, *Population and Development Review*, vol. 22, N° 1, marzo.

- McDonald, P. (2000), "Gender equity in theories of fertility transition," *Population and Development Review*, vol. 26, N° 3, septiembre.
- Meyers, M. K., T. Heintze y D. A. Wolf (2002), "Child care subsidies and the employment of welfare recipients", *Demography*, vol. 39, N° 1, febrero.
- Muniz, J. O. y C. Z. Veneroso (2019), "Diferenciais de participação laboral e rendimento por gênero e classes de renda: uma investigação sobre o ônus da maternidade no Brasil", *Dados*, 62, N° 1.
- Naciones Unidas (2022), *World Population Prospects 2022* [en línea] <https://population.un.org/wpp/>.
- Nollenberger, N. y N. Rodríguez-Planas (2011), "Child care, maternal employment and persistence: a natural experiment from Spain", *Discussion Paper Series*, N° 5888. Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Parrado, E. A. y R. M. Zenteno (2001), "Economic Restructuring, Financial Crises, and Women's Work in Mexico", *Social Problems*, vol. 48, N° 4, noviembre.
- Rindfuss, R. R. y K. L. Brewster (1996), "Childrearing and fertility", *Population and Development Review*, vol. 22, suplemento.
- Rindfuss, R. R., K. B. Guzzo y S. P. Morgan (2003), "The changing institutional context of low fertility", *Population Research and Policy Review*, 22, N° 5-6, diciembre.
- Schlosser, A. (2011), "Public preschool and the labor supply of Arab Mothers: evidence from a natural experiment", Universidad de Tel Aviv [en línea] <http://www.tau.ac.il/~analias/Public%20PreSchool.pdf> [fecha de consulta: 5 de junio de 2015].
- Stycos, J. M. y R. H. Weller (1967), "Female working roles and fertility", *Demography*, vol. 4, N° 1, marzo.
- Swanberg, J. E., M. Pitt-Catsouphes y K. Drescher-Burke (2005), "A question of justice: disparities in employees' access to flexible schedule arrangements", *Journal of Family Issues*, vol. 26, N° 6, septiembre.
- Todd, P. (2013), "How to improve women's employability and quality of work in developing and transition economies", *A Roadmap for Promoting Women's Economic Empowerment*, M. Buvinić, R. Furst-Nichols y E. Courey Pryor, United Nations Foundation/ExxonMobil.