



# ¿La educación preescolar inclina la balanza a favor de las madres en el mercado laboral? Evidencia para Brasil.

María Agustina Zulli

Tesis de Maestría  
Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata

Fecha de defensa: 13 de diciembre, 2024

Directora: Mariana Marchionni  
Co-directoras: María Ines Berniell & María Florencia Pinto

Códigos JEL: J13, J16, J22.

# ¿La educación preescolar inclina la balanza a favor de las madres en el mercado laboral? Evidencia para Brasil.<sup>†</sup>

María Agustina Zulli<sup>‡</sup>

## Resumen

Este trabajo examina el impacto de la matriculación en la educación preescolar sobre los resultados laborales de las madres en Brasil, centrándose específicamente en el efecto de la asistencia a la educación preescolar del hijo más pequeño y cómo este efecto varía con la presencia de otros miembros de la familia en el hogar. Utilizando un diseño de regresión discontinua difusa que explota los cambios en las regulaciones sobre la edad de ingreso a la educación preescolar, concluyo que la matriculación del hijo más pequeño en la educación preescolar aumenta la probabilidad de participación de la madre en la fuerza laboral en un 40 % y el empleo en un 55 %, al tiempo que aumenta el ingreso familiar en un 70 %. Estos efectos positivos no se observan en el caso de las madres que matriculan a otros niños que no sean los más pequeños. En particular, los efectos en el empleo son más pronunciados en el caso de las madres sin otros familiares femeninos en el hogar, lo que destaca el papel del cuidado infantil informal en el alivio de las responsabilidades maternas de cuidado infantil. Los resultados sugieren un efecto positivo en las decisiones laborales de estas otras mujeres, aunque los efectos no son estadísticamente significativos, posiblemente debido al tamaño reducido de la muestra. Además, los resultados indican que las decisiones laborales de los padres no se ven afectadas por esta política.

---

<sup>†</sup>Este documento corresponde a mi tesis de Maestría en Economía en la Universidad Nacional de La Plata. Quiero agradecer a mi Directora, Mariana Marchionni, y a mis codirectoras, Inés Berniell y María Florencia Pinto, por su inmenso apoyo durante todo el proceso, desde el desarrollo inicial de la idea hasta su constante ayuda durante la finalización de esta tesis. También me gustaría agradecer a Leonardo Gasparini por sus valiosos comentarios y a la Agencia I+D+i por el apoyo financiero de mi beca. Los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

<sup>‡</sup>Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.

# 1 Introducción

El aumento de la participación de las mujeres en el mercado laboral ha contribuido positivamente a reducir las brechas de género. Sin embargo, las responsabilidades domésticas y de cuidado han permanecido prácticamente invariantes. Como evidencia reciente muestra, la maternidad ha adquirido una importancia creciente durante las últimas dos décadas, representando aproximadamente el 40 % de la brecha salarial de género restante en América Latina (Marchionni & Pedrazzi, 2023). En este contexto, las políticas públicas que reduzcan esta carga, como la expansión del acceso al cuidado infantil en edades tempranas, no solo podrían fomentar la incorporación de más madres al mercado laboral, sino también mejorar su desempeño una vez empleadas. De hecho, Garcia et al. (2023) encuentra que la expansión de los servicios públicos de cuidado infantil en São Paulo, Brasil, resultó en una reducción significativa y duradera del efecto de la maternidad: cada plaza adicional por niño generó un aumento del 20 % en el empleo formal de las madres tras el nacimiento de su primer hijo.

Un conjunto sustancial de investigaciones ha examinado cómo la oferta laboral de las madres responde al aumento en la provisión de cuidado infantil facilitado por la educación preescolar. En los países desarrollados, los estudios sobre el impacto de la asistencia al preescolar en los resultados laborales de las madres revelan efectos positivos en general, pero principalmente para aquellas madres cuyo hijo menor se ve afectado por la política. En los Estados Unidos, Gelbach (2002) encuentra un aumento del 6 % al 24 % en el empleo materno cuando los niños de 5 años están matriculados en la escuela. Más adelante, Fitzpatrick (2010) encuentra un efecto significativo solo para madres solteras sin otros hijos pequeños. En Canadá, el mayor acceso al cuidado infantil en Quebec genera un aumento de 7,7 puntos porcentuales en el empleo materno (Baker et al., 2008; Lefebvre & Merrigan, 2008). Por el contrario, en Noruega, Havnes & Mogstad (2011) observa un efecto casi nulo en el empleo materno debido al desplazamiento significativo del cuidado infantil informal. En Europa, estudios en Francia (Goux & Maurin, 2010), Alemania (Bauernschuster & Schlotter, 2015), Hungría (Lovász & Szabó-Morvai, 2019) e Italia (Carta & Rizzica, 2018) muestran consistentemente aumentos en el empleo materno, particularmente entre madres solteras o aquellas que inscriben al hijo menor en casa, con incrementos en el empleo que van del 6 % al 11,7 %.

Menos es lo que se sabe sobre el impacto en los países en desarrollo, particularmente en América Latina y el Caribe (ALC). Según la literatura revisada, Berlinski & Galiani (2007)

fueron los primeros en proporcionar evidencia de un país latinoamericano, mostrando que una gran expansión de jardines de infantes públicos en Argentina incrementa la asistencia al preescolar en aproximadamente 7.5 puntos porcentuales. Según sus resultados, esta expansión llevó a un aumento en el empleo maternal que oscila entre 7 y 14 puntos porcentuales, aunque el efecto en el margen intensivo (es decir, las horas trabajadas) no es estadísticamente significativo. Posteriormente, Berlinski et al. (2011), en un contexto más relacionado con este estudio, encuentran que las madres con acceso al preescolar tienen más probabilidades de estar empleadas y tienden a trabajar más horas. La disponibilidad de cuidado preescolar reduce la necesidad de que las madres permanezcan en el hogar, lo que les permite asumir empleos de tiempo completo o más estables. Otra evidencia para Brasil evalúa el efecto del cuidado infantil sobre los resultados laborales de las madres. Por ejemplo, Attanasio et al. (2022) muestra que el acceso a guarderías gratuitas en Río de Janeiro no afectó a las madres, pero aumentó notablemente la oferta laboral y los ingresos de los abuelos (principalmente las abuelas) que vivían en el mismo hogar que el niño asistiendo a la guardería. Además, Ryu (2019) encuentra que la inscripción en el preescolar incrementó significativamente el tiempo dedicado a trabajar en lugar de realizar tareas domésticas entre las madres que vivían sin hijos menores adicionales y otros parientes.

Este trabajo examina el impacto causal que tiene la inscripción de los niños en preescolar sobre los resultados laborales de las madres en Brasil, aprovechando la variación en la asistencia al preescolar inducida por una regulación de edad de ingreso escolar y estimando un modelo de regresión discontinua difusa (FRD). En los últimos años, Brasil ha experimentado varios cambios para ofrecer oportunidades educativas más equitativas. Originalmente, la educación obligatoria en Brasil comenzaba a los 7 años y tenía una duración de 8 años. En 2006, una reforma importante redujo la edad mínima de ingreso escolar de 7 a 6 años y aumentó la duración de la educación obligatoria de 8 a 9 años. En 2009, la edad de ingreso escolar obligatoria se redujo aún más, a los 4 años, y la duración se extendió a un total de 14 años. Esta última expansión, que incluye las edades de preescolar, brinda una oportunidad significativa para evaluar el impacto en la participación de las madres en la fuerza laboral en todo el país y cómo este cambia con la presencia de otras mujeres en el hogar.

Este artículo tiene como objetivo ampliar la literatura en dos aspectos clave. En primer lugar, proporciono nueva evidencia causal sobre los efectos de la inscripción en preescolar en los resultados laborales de las madres en un país en desarrollo, aplicando avances recientes en los métodos de regresión discontinua (Calonico et al., 2014). Mientras que Attanasio

et al. (2022) se centró en un programa de lotería para el acceso a guarderías en Río de Janeiro, mi estudio amplía el alcance para incluir una mayor variedad de estados en Brasil, proporcionando evidencia sólida sobre el impacto causal local de la política de cuidado infantil en este contexto. Además, mi estudio extiende el trabajo de Ryu (2019) al ofrecer un análisis más exhaustivo de las políticas preescolares en diferentes estructuras familiares e investiga cómo la asistencia al preescolar afecta a otros parientes que cohabitan en el hogar. Dada la prevalencia de los sistemas de cuidado infantil informal en Brasil, exploro si las opciones de cuidado formal, como el preescolar, son particularmente beneficiosas en hogares sin otras parientes mujeres que puedan ayudar a aliviar las responsabilidades de cuidado de las madres. Para abordar esto, comparo hogares donde la madre es la única cuidadora con hogares donde reside otra mujer de 15 años o más (por ejemplo, una hermana, tía o abuela). Finalmente, este estudio también examina el impacto de la inscripción en preescolar en los padres, así como en otras parientes mujeres que cohabitan, con el fin de ofrecer una visión integral de cómo el acceso al cuidado infantil influye en todo el hogar.

Encuentro que la participación en la fuerza laboral aumenta en un 40% y el empleo en un 55% para las madres que inscriben a su hijo menor en el preescolar, lo que tiene un impacto significativo en los ingresos familiares, que son un 70% mayores. En contraste, no se encuentra ningún efecto cuando el niño que asiste al preescolar no es el menor. Esto no resulta sorprendente, ya que el cuidado de otro hijo menor puede limitar la oferta laboral de las madres incluso después de que el hijo elegible esté inscrito en el preescolar.

Además, para las madres que inscriben a su hijo menor en el preescolar y no viven con otras parientes mujeres en el hogar, los efectos sobre el empleo aumentan en un 44%, y las horas semanales trabajadas suben en 20 horas adicionales. Por el contrario, no se observan impactos significativos en los resultados del mercado laboral para las madres que viven con otra pariente mujer, lo que indica que los efectos positivos están asociados principalmente con la ausencia de apoyo por parte de otros miembros del hogar. Aunque los resultados muestran efectos cualitativamente similares para estas mujeres cohabitantes, no son estadísticamente significativos, probablemente debido a una pérdida sustancial de precisión, lo que sugiere la necesidad de más investigación. Esto plantea interrogantes sobre el efecto en los padres, quienes no parecen verse afectados, ya que no se encuentra efectos sobre sus resultados laborales.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La Sección 2 detalla los datos, el enfoque empírico y las pruebas de validez. La Sección 3 presenta y analiza los resultados y las pruebas de robustez relacionadas con las madres, mientras que la Sección 4

se centra en los hallazgos para otros miembros del hogar. Finalmente, la Sección 5 concluye con algunas reflexiones finales.

## 2 Datos y estrategia empírica

### 2.1 Metodología

Las estimaciones utilizando MCO convencional para medir la relación entre los resultados laborales de las madres y la asistencia de sus hijos al preescolar estarían sesgadas e inconsistentes, ya que las madres suelen decidir simultáneamente sobre la inscripción escolar de sus hijos y su participación en el mercado laboral. Por ejemplo, las mujeres más motivadas por su carrera tienen más probabilidades de inscribir a sus hijos en la escuela y de participar en la fuerza laboral. Para abordar este problema, exploto la fecha límite de inscripción en preescolar impuesta por el gobierno brasileño como una fuente de variación exógena en la asistencia escolar. En Brasil, los niños deben haber cumplido 4 años antes de la fecha de corte del año escolar para inscribirse en preescolar. Aquellos nacidos un día después de esta fecha deben esperar un año adicional para ser elegibles para la inscripción en ese grado.

Utilizo un diseño de regresión discontinua difusa (FRD, por sus siglas en inglés) para evaluar la relación causal entre la inscripción en preescolar de los niños y los resultados laborales de sus madres. Idealmente, me interesaría estimar la siguiente ecuación:

$$Y_{ist} = \beta_0 + \beta_1 E_{ist} + f(X_{ist} - c_{st}) + v_{ist} \quad -h_n \leq (X_{ist} - c_{st}) \leq h_n, \quad (1)$$

donde  $Y_{ist}$  representa los resultados laborales de una mujer  $i$  en el estado  $s$  en el año  $t$ ,  $E_{ist}$  es una variable indicadora de la asistencia en preescolar del niño de 4 años, y  $f(X_{ist} - c_{st})$  es una función polinómica de la variable continua que puede variar en ambos lados de la fecha de corte. La variable continua indica la distancia en días entre la fecha de nacimiento del niño y la fecha de corte escolar para el estado  $s$  en el año  $t$ ,  $c_{st}$ .  $|h_n|$  controla el ancho del vecindario alrededor del punto de corte que se utiliza para ajustar la aproximación polinómica local, donde  $n$  indica el método de selección del ancho de banda utilizado.

Para abordar la endogeneidad en la asistencia preescolar de los niños, modelo la probabilidad de que las madres envíen a sus hijos en preescolar de la siguiente manera:

$$E_{ist} = \gamma + \delta T_{ist} + f(X_{ist} - c_{st}) + \varepsilon_{ist} \quad -h_n \leq (X_{ist} - c_{st}) \leq h_n, \quad (2)$$

donde  $E_{ist}$  es una variable binaria que indica la inscripción en preescolar de un niño  $i$  en el estado  $s$  en el año  $t$ , que toma el valor 1 si el niño está inscrito en preescolar y 0 en caso contrario.  $T_{ist}$  es una variable indicadora que toma el valor 1 para los estudiantes que cumplen 4 años en el año  $t$  después de la fecha de corte correspondiente al estado  $s$  y, por lo tanto, no son elegibles para comenzar el preescolar, y 0 para aquellos que nacieron antes de la fecha de corte y son elegibles para inscribirse en preescolar. El coeficiente principal de interés en la ecuación (2) es  $\delta$ , que captura la discontinuidad en la probabilidad de asistencia escolar en el punto de corte. Anticipo que  $\delta < 0$ , ya que los niños nacidos después de la fecha de corte no son elegibles para la inscripción en preescolar. En la práctica, la estimación puntual probablemente se encuentre entre -1 y 0, dado que los niños más pequeños pueden estar asistiendo a guarderías o jardines maternas, y algunos niños mayores pueden ignorar las reglas de asistencia obligatoria.

Una vez que estimo la ecuación (2), puedo estimar consistentemente la ecuación (1) reemplazando la tasa de asistencia con el estimado  $\hat{E}_{ist}$ . Me interesa el coeficiente  $\beta_1$  de la ecuación (1), que representa el Efecto Medio del Tratamiento Local (LATE) de la asistencia en preescolar de un niño sobre el resultado laboral materno. La suposición clave para la validez de esta estrategia es que las variables de resultado maternas serían continuas en ausencia de la discontinuidad en la asistencia escolar en torno a la fecha de corte. En las siguientes secciones, realizo varias pruebas para evaluar la validez de este supuesto.

Los métodos más recientes en regresión discontinua utilizan polinomios locales para aproximar la función de regresión cerca del punto de corte (Cattaneo & Titiunik, 2022). Por lo tanto, estimo ambas etapas utilizando un ancho de banda común seleccionado para minimizar el error cuadrático medio. Dentro de este ancho de banda, es práctica extendida adoptar un esquema de ponderación para asegurar que las observaciones más cercanas al punto de corte reciban un mayor peso que aquellas más alejadas. Siguiendo la práctica estándar en esta literatura, utilizo una función de kernel triangular en todas las especificaciones principales. Además, sigo a Calonico et al. (2020) para realizar inferencias robustas.

## 2.2 Datos

El análisis se basa en las principales encuestas nacionales de hogares de corte transversal de Brasil entre 2001 y 2015. La *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (PNAD) es administrada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) y se realizó anualmente hasta 2015, con excepción de 2010 debido al censo. Los datos del período 2001-2015 permiten conocer si los niños asisten o no al preescolar. Sin embargo, a partir de 2016,

esta pregunta solo se formula para niños de 5 años o más; por lo tanto, el análisis se centra en el período 2001-2015. Para garantizar definiciones consistentes y ajustes a lo largo del tiempo, sigo el protocolo de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC), una colaboración entre CEDLAS de la Universidad Nacional de La Plata y el Banco Mundial (CEDLAS and The World Bank, 2024).

A partir de la PNAD, obtengo variables sociales, laborales y demográficas a nivel individual. Específicamente, me centro en cinco resultados clave del mercado laboral: (i) participación en el mercado laboral (codificado como 1 si la persona está empleada o buscando empleo, y 0 en caso contrario), (ii) empleo (codificado como 1 si la persona está empleada, y 0 en caso contrario), (iii) horas trabajadas por semana, (iv) logaritmo del salario horario y (v) logaritmo del ingreso familiar per cápita, donde las variables (iv) y (v) se expresan en precios reales de 2011. Además, los datos incluyen la fecha de nacimiento exacta de cada miembro del hogar, así como el identificador de la madre de cada niño, lo que permite identificar tanto al niño elegible para preescolar como a su madre.

Para los resultados principales, utilizo una muestra de mujeres de entre 18 y 49 años que tienen al menos un hijo en torno a la regla de edad de elegibilidad en el año de la encuesta. En consecuencia, la muestra final incluye madres de niños que tenían 3 o 4 años según la fecha de corte. Los niños que cumplían 4 años antes de la fecha de corte eran elegibles para comenzar el preescolar en ese año de la encuesta, mientras que aquellos que solo tenían 3 años debían esperar un año más para poder inscribirse. Este diseño permite comparar a las madres de niños que pudieron comenzar el preescolar al cumplir 4 años con aquellas cuyas hijos experimentaron un retraso de un año en su ingreso debido a haber cumplido solo 3 años en la fecha de corte.

En Brasil, como en muchos otros países, se establece una fecha de corte para la admisión en cada año académico. La Ley de Directrices y Bases de la Educación Nacional (*Lei de Diretrizes e Bases da Educação*) otorga autonomía administrativa y pedagógica a los estados y municipios del país. Antes de la reforma de 2009, esto generaba una gran heterogeneidad en los criterios de admisión para el preescolar y la educación primaria, así como en el grado de cumplimiento de estas reglas. Luego de la reforma, y con el objetivo de reducir esta variación entre estados, la Cámara de Educación Básica del Consejo Nacional de Educación intentó estandarizar la fecha de corte a nivel nacional, estableciendo que los estudiantes debían haber cumplido 4 años antes del 31 de marzo para ingresar a la educación preescolar.<sup>1,2</sup> No obstante, algunos estados apelaron esta decisión y adoptaron fechas

---

<sup>1</sup>Ver CNE/CEB N° 5/2009, N° 20/2009, N° 6/2010, N° 12/2010, N° 17/2012.

<sup>2</sup>Otras fechas de corte que han funcionado como umbrales incluyen el 30 de junio o el inicio del año escolar.

de corte distintas.<sup>3</sup> Se realizaron esfuerzos adicionales para imponer la uniformidad, como la promulgación de la Ley N° 12.796 en 2013, que exigía a todos los estados y municipios adoptar el nuevo sistema antes de 2016. Finalmente, en 2018, la Cámara de Educación Básica del Consejo Nacional de Educación estableció el 31 de marzo como la fecha de corte única para todos los estados, eliminando la variación en todo el país.

Para recopilar información sobre la fecha de corte utilizada en cada estado y a lo largo del tiempo, obtuve resoluciones oficiales de la Cámara de Educación Básica del Consejo Nacional de Educación y de los Ministerios de Educación subnacionales. Posteriormente, las fechas de corte fueron estandarizadas para unificar las reglas de inscripción y generar una variable continua que indica las fechas de nacimiento en relación con la fecha de corte establecida por cada estado y período. Durante el período de análisis, el 75 % de los estados siguió la fecha de corte del 31 de marzo. Para una lista detallada de los umbrales aplicados en cada estado, ver la Tabla A.1 en el Apéndice.

### 2.3 Validez de la estrategia de identificación

Una posible preocupación sobre la validez del diseño de regresión discontinua difusa que adopto es la posible manipulación de la variable de asignación, por ejemplo, si las madres pueden manipular la fecha de nacimiento de sus hijos. Para evaluar esto, primero examino la distribución de las fechas de nacimiento utilizando un histograma. La Figura 1a muestra la frecuencia de las fechas de nacimiento en la muestra. Aunque hay algunas variaciones, no se observa evidencia de una discontinuidad particular en la distribución de las fechas de nacimiento alrededor de las fechas de corte.

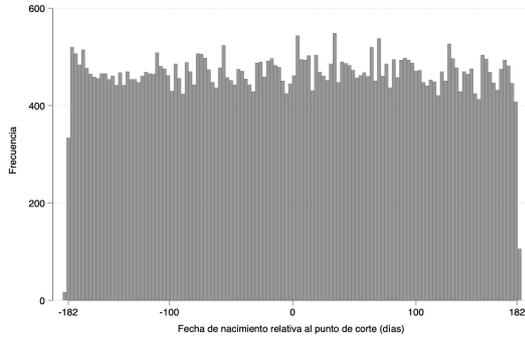
Además, realizo una prueba formal para detectar la presencia de manipulación en torno a las fechas de corte mediante una prueba de densidad construida con estimadores de densidad polinómicos locales propuestos por Calonico et al. (2017). La figura 1b muestra la densidad de fechas de nacimiento alrededor del punto de corte para la distribución a cada lado del punto de corte. No puedo rechazar la hipótesis nula de ausencia de discontinuidad—el estadístico  $t$  es 0.73 y el valor  $p$  correspondiente es 0.46—lo que sugiere que es poco probable que los resultados estén impulsados por un proceso de selección o manipulación sistemática de la fecha de nacimiento en torno al punto de corte.

Como segunda verificación de validez, evalúo el balance de varias características observables de las madres para determinar si aquellas justo por encima del punto de corte son

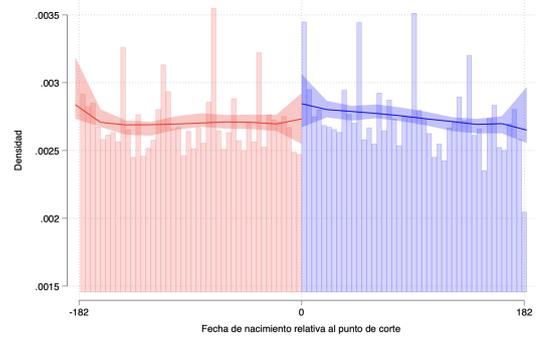
---

<sup>3</sup>Por ejemplo, el estado de Río de Janeiro mantuvo la fecha de corte del 30 de junio hasta 2018. Para un análisis detallado de las reglas de inscripción por estado, ver la Tabla A.1.

Figura 1. Histograma y densidad estimada de las fechas de nacimiento



(a) Histograma



(b) Densidad estimada

*Nota:* En (a) las barras representan la frecuencia de la fecha de nacimiento en relación con las fechas de corte en mi muestra, agrupadas en intervalos de 3 días. La figura (b) muestra las pruebas de manipulación basadas en la discontinuidad de densidad propuestas en Cattaneo et al. (2018).

comparables con aquellas justo por debajo y descartar la posibilidad de que diferencias en estas variables predeterminadas impulsen los efectos observados. La Tabla 1 presenta los resultados de la estimación de discontinuidades en torno al punto de corte sobre características predeterminadas de las muestras de madres. Excepto por los años de educación, todas las covariables predeterminadas son continuas alrededor de la fecha umbral, lo que sugiere que las madres tratadas y de control no difieren sistemáticamente en estas características. En la Sección 3.3, muestro que mis resultados no parecen estar influenciados por diferencias en la educación, sino más bien por la discontinuidad en la asistencia generada por los criterios de elegibilidad.

Cuadro 1. Análisis del balance de las características predeterminadas de las madres

Variables	Ancho banda	Estimador	Inferencia robusta		Observaciones
	ECM optimo	RD	p-valor	Intervalo confianza	[Izq, Der]
Edad	61.83	0.019	0.92	[-0.45 ; 0.50]	[9476, 9918]
Años de educación	46.42	-0.496	0.00	[-0.89 ; -0.20]	[7071, 7538]
Hijo es hombre	61.02	-0.023	0.14	[-0.06 ; 0.01]	[9476, 9918]
Nro. de hijos	72.53	0.067	0.17	[-0.03 ; 0.17]	[9423, 9853]
Casado	50.68	0.005	0.91	[-0.04 ; 0.04]	[7673, 8181]
Urbano	54.54	-0.025	0.09	[-0.06 ; 0.00]	[8332, 8842]
Blanco	51.15	0.002	0.79	[-0.03 ; 0.05]	[7872, 8400]
Hijo menor	60.92	0.011	0.41	[-0.02 ; 0.05]	[9333, 9778]
Otra mujer (+15) en hogar	72.20	0.004	0.67	[-0.02 ; 0.04]	[11190, 11750]

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. El ancho de banda es el ECM óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha y a la izquierda del límite de corte.

### 3 Resultados principales

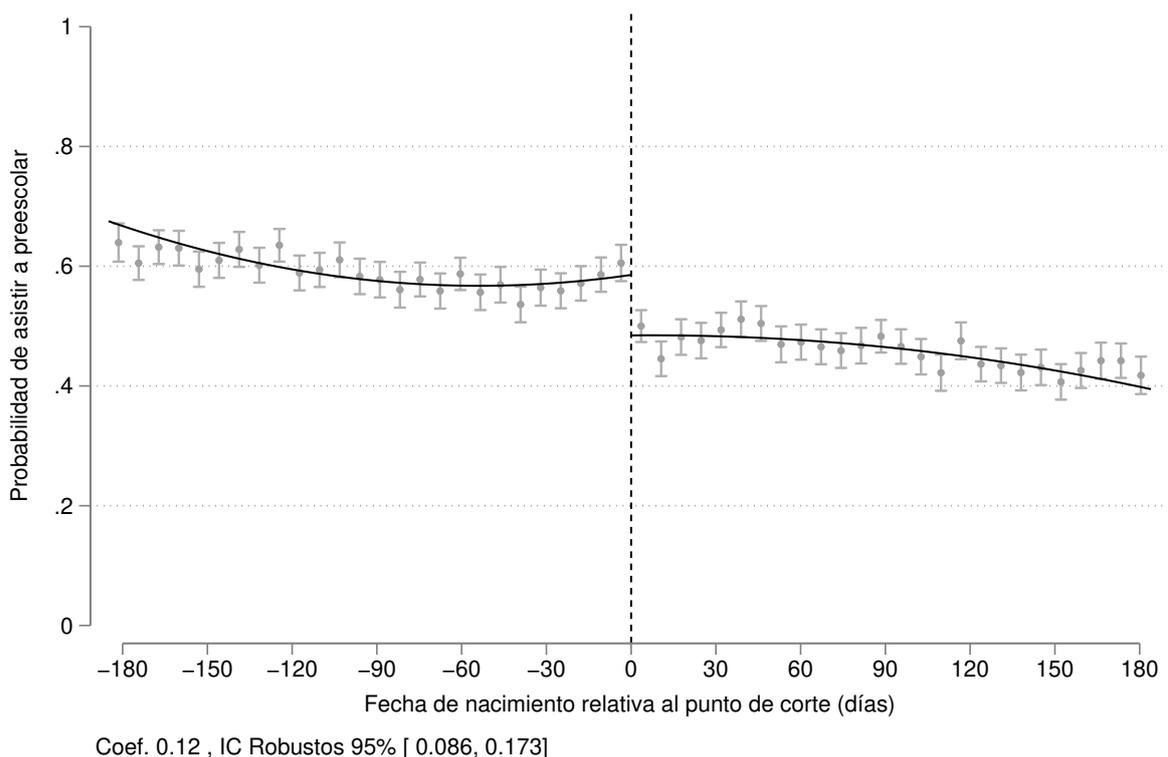
#### 3.1 Efecto de la regla de elegibilidad en la asistencia al preescolar

Para examinar la relevancia de la regla de elegibilidad, la Figura 2 ilustra la discontinuidad en la probabilidad de asistencia al preescolar para los niños elegibles, tal como se presenta en la ecuación (2). Específicamente, un niño que cumplió 4 años antes de la fecha de corte tiene 12 puntos porcentuales más de probabilidad de estar matriculado en preescolar que un niño que no cumplió con el requisito de edad mínima. Dado que la tasa promedio de asistencia al preescolar para los niños no elegibles entre 2001 y 2015 fue aproximadamente del 48 %, estas estimaciones sugieren un incremento en la tasa de asistencia de alrededor del 25 %. La Figura A.4 en el Apéndice muestra resultados similares al dividir la muestra de madres según si el niño que cumple 4 años en torno al punto de corte es el hijo menor de la madre o no. La discontinuidad significativa en ambos casos sugiere que el cumplimiento con la norma de matriculación no varía con respecto al orden de nacimiento de los niños. En otras palabras, lo que importa para aumentar la asistencia es el respeto a la regla de edad, más que el orden de nacimiento de los hijos.

Adicionalmente, de manera análoga al problema de instrumentos débiles en la literatura de variables instrumentales (IV), si el criterio de elegibilidad tiene un efecto distinto de cero pero muy pequeño en la probabilidad de estar matriculado en preescolar, las estimaciones

se vuelven poco confiables y las inferencias estadísticas pierden validez al examinar el Efecto Promedio del Tratamiento Local (Local Average Treatment Effect, LATE). Para abordar esta preocupación, utilizo pruebas de instrumentos débiles, y todos los estadísticos F superan los valores estándar (ver Tabla A.2).

Figura 2. Efecto de la regla de elegibilidad de preescolar en la probabilidad de matriculación



*Nota:* La figura muestra una aproximación polinómica de segundo orden utilizando un kernel triangular e intervalos de confianza del 95%. Los puntos en los diagramas de dispersión representan el valor promedio de las tasas de matriculación escolar en intervalos de siete días según la fecha de nacimiento. Esta figura se basa en la muestra total de madres de entre 18 y 49 años.

### 3.2 Efectos de la educación preescolar en las madres

En esta subsección, presento y discuto los efectos estimados de la asistencia al preescolar en los resultados laborales de las madres. En primer lugar, la Tabla 2 muestra los resultados en forma reducida para analizar el efecto que tiene la regla de elegibilidad sobre los resultados laborales de las madres. El Panel A se refiere a la muestra de madres cuyo hijo menor tiene entre 3 y 4 años en relación con el punto de corte, mientras que el Panel

B se refiere a madres cuyo hijo en este rango de edad no es el menor.

Las columnas (1) a (6) de la Tabla 2 presentan los efectos de la regla de elegibilidad en los resultados laborales maternos. El Panel A muestra que, para las madres cuyo hijo menor está justo por encima del punto de corte, la regla de elegibilidad influye significativamente en sus decisiones en el mercado laboral. Específicamente, las madres de niños que no cumplen con el requisito de edad tienen 6.6 puntos porcentuales menos de probabilidad de participar en la fuerza laboral y 6.8 puntos porcentuales menos de probabilidad de estar empleadas. Al analizar las horas semanales trabajadas, la columna (3) indica que las madres no elegibles trabajan 2.5 horas menos que aquellas elegibles. Sin embargo, al centrarse en las horas trabajadas entre las madres que ya están empleadas (columna 4), no se observa un efecto significativo, lo que sugiere que el efecto total en horas trabajado en la columna (3) proviene del aumento en el empleo observado en la columna (2). Además, no se observa una diferencia estadísticamente significativa en los salarios entre las madres empleadas.

Finalmente, los hogares con niños elegibles reportan un ingreso familiar per cápita casi un 10 % mayor que aquellos con niños no elegibles. Este resultado plantea preguntas importantes sobre la dinámica del hogar: ¿Este aumento se debe principalmente al empleo materno, o también otros miembros del hogar ingresan al mercado laboral porque los niños ahora asisten al preescolar (por ejemplo, las abuelas)? Por el contrario, ¿hay miembros del hogar que reducen sus horas de trabajo porque las madres ahora están empleadas (por ejemplo, los padres)? Además, el efecto positivo en el ingreso familiar genera interrogantes adicionales sobre la posible reducción de la pobreza asociada con esta política. Planeo explorar la dinámica del hogar en las siguientes secciones.

En contraste con el efecto encontrado en las madres del hijo menor, el Panel B confirma que, a pesar de la discontinuidad significativa en las tasas de asistencia al preescolar, la regla de elegibilidad no tiene un efecto significativo en los resultados laborales de las madres cuyo hijo en este rango de edad no es el menor.

Cuadro 2. Efectos de la elegibilidad a preescolar en los resultados laborales de las madres

	Intención del Tratamiento					
	Participación (1)	Empleo (2)	Horas trabajadas (3)	Condicionales		
				Horas trabajadas (4)	Salario horario (5)	Ingreso familiar (6)
<b>PANEL A: Hijo/a menor</b>						
Estimación RD	-0.066*** (0.024)	-0.068*** (0.024)	-2.496*** (0.938)	-0.737 (0.728)	-0.040 (0.043)	-0.099** (0.039)
Observaciones	[3523;3799]	[3825;4171]	[4764;5161]	[3989;4178]	[3689;3846]	[5768;6181]
Media	0.67	0.58	20.91	35.82	1.37	5.78
IC robusto 95 %	[-.129 ; -.024]	[-.132 ; -.024]	[-4.952 ; -1.697]	[-2.453 ; .975]	[-.146 ; .055]	[-.196 ; -.013]
p-valor robusto	0.00	0.00	0.01	0.40	0.37	0.03
Ancho de banda (h)	33.69	36.74	45.65	64.71	69.06	55.67
<b>PANEL B: No hijo/a menor</b>						
Estimación RD	-0.011 (0.030)	-0.000 (0.028)	-0.176 (1.092)	-0.477 (1.333)	-0.123 (0.112)	-0.040 (0.056)
Observaciones	[2685;2780]	[2916;2987]	[2864;2933]	[1412;1484]	[756;776]	[3160;3228]
Media	0.51	0.42	13.41	31.75	1.12	5.10
IC robusto 95 %	[-.085 ; .053]	[-.073 ; -.059]	[-3.015 ; 1.961]	[-3.934 ; 2.162]	[-.408 ; .114]	[-.184 ; .076]
p-valor robusto	0.65	0.84	0.68	0.57	0.27	0.42
Ancho de banda (h)	55.61	59.43	58.17	67.29	48.02	64.30

*Nota:* Resultados de la estimación de un polinomio lineal local con un kernel triangular y una inferencia robusta.  $h$  es el ancho de banda óptimo de ECM basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones corresponden al tamaño muestral dentro del ancho de banda principal a la derecha y a la izquierda del punto de corte. Error estándar convencional del estimador RD polinomial local entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Ahora me centro en el efecto sobre el subgrupo de madres que son inducidas a enviar a sus hijos a preescolar debido a la regla de elegibilidad, con el objetivo de analizar el impacto de la asistencia preescolar en las decisiones laborales maternas. La Tabla 3 reescala el efecto intención de tratar dividiéndolo por la estimación obtenida en la primera etapa, mostrada en la columna (1). Bajo el supuesto de monotonía, este estimador es conocido como el Efecto Promedio del Tratamiento Local (LATE, por sus siglas en inglés). Una vez más, los impactos estadísticamente significativos solo están presentes para el grupo de madres que envían a su hijo menor a preescolar. La columna (2) muestra que las madres que, debido a la fecha de corte, son inducidas a inscribir a sus hijos en preescolar tienen una probabilidad 27 puntos porcentuales mayor de estar empleadas o buscando trabajo. Además, las columnas (3) y (4) muestran que las madres tienen una probabilidad 33 puntos porcentuales mayor de estar empleadas y trabajan 15 horas más por semana. Sin embargo, no encuentro un aumento en las horas trabajadas entre las madres que ya estaban empleadas (columna 5), lo que sugiere que todo el efecto en horas trabajadas parece provenir de madres que ingresan al mercado laboral, en lugar de aquellas que ya estaban trabajando.

Adicionalmente, no parece haber diferencias en los salarios por hora entre las madres que envían a sus hijos y aquellas que no lo hacen. Este resultado implica que el efecto de la asistencia preescolar de los hijos se manifiesta únicamente en el margen extensivo de participación y empleo.<sup>4</sup> Los hogares donde las madres inscriben a sus hijos también experimentan un aumento del 70 % en el ingreso familiar per cápita, probablemente debido a la entrada de un miembro del hogar en la fuerza laboral, lo que tiene implicaciones positivas para la reducción de la pobreza. Estas conclusiones se mantienen al incluir controles por año y estado (ver Tabla A.3).

Los resultados sugieren que la posibilidad de inscribir a los hijos en preescolar no lleva a las mujeres a conseguir empleos con jornadas más largas o mejores salarios, sino que facilita su ingreso al mercado laboral. Estos efectos probablemente derivan del aumento en el tiempo disponible, lo que permite a las mujeres mayores oportunidades de empleo sin afectar significativamente la naturaleza o calidad de los trabajos a los que acceden.

Cuadro 3. Efectos de la inscripción en preescolar sobre los resultados laborales de las madres

	Efecto Medio de Tratamiento Local						
	Primera Etapa Asistencia	Efecto Medio de Tratamiento Local					Ingreso familiar
		Participación	Empleo	Horas trabajadas	Condicional		
	(1)	(2)	(3)	(4)	Horas trabajadas	Salario por hora	(7)
<b>PANEL A: Hijo/a menor</b>							
Estimación RD	-0.140*** (0.023)	0.271** (0.131)	0.334** (0.140)	15.410** (6.023)	7.648 (7.519)	0.393 (0.447)	0.707** (0.277)
Observaciones	[4142;4500]	[6365;6733]	[6049;6434]	[6049;6434]	[3571;3719]	[3331;3457]	[5667;6067]
Media	0.49	0.67	0.58	20.91	35.82	1.37	5.78
IC robusto 95 %	[-.202 ; -.097]	[-.004 ; .592]	[.042 ; .694]	[1.95 ; 29.874]	[-9.813 ; 24.052]	[-.624 ; 1.471]	[.115 ; 1.321]
p-valor robusto	0.00	0.05	0.03	0.03	0.41	0.43	0.02
Ancho de banda (h)	39.30	60.22	57.21	57.41	57.86	62.33	54.01
<b>PANEL B: No hijo/a menor</b>							
Estimación RD	-0.090*** (0.027)	0.113 (0.306)	0.002 (0.313)	2.925 (11.406)	2.811 (10.521)	0.749 (0.756)	0.460 (0.617)
Observaciones	[3172;3237]	[3172;3236]	[2864;2933]	[3420;3481]	[1257;1316]	[1184;1203]	[2961;3031]
Media	0.38	0.67	0.58	20.91	35.82	1.37	5.78
IC robusto 95 %	[-.157 ; -.03]	[-.537 ; .91]	[-.678 ; .803]	[-18.76 ; 33.709]	[-20.861 ; 28.685]	[-.845 ; 2.717]	[-.905 ; 2.006]
p-valor robusto	0.00	0.61	0.87	0.58	0.76	0.30	0.46
Ancho de banda (h)	64.60	64.42	58.66	69.16	59.33	74.83	60.63

*Nota:* Resultados de una estimación polinomial local lineal con un kernel triangular e inferencia robusta. h es el ancho de banda óptimo ECM basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones corresponden a los tamaños muestrales dentro del ancho de banda principal a la derecha e izquierda del punto de corte. Error estándar convencional del estimador RD polinomial local entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

<sup>4</sup>No encuentro efecto en la probabilidad de tener un empleo informal, condicionado a estar empleada. Los resultados están disponibles a solicitud.

### 3.3 ¿Es la educación lo que impulsa los resultados?

Dado que los años de educación parecen presentar cierta discontinuidad alrededor del punto de corte, quiero descartar que los cambios en el nivel educativo de las madres sean los que están impulsando los efectos de la subsección anterior. Dado que las mujeres con más años de educación enfrentan mejores condiciones en el mercado laboral, esto podría estar detrás de los impactos observados. Si bien se podría considerar controlar por educación, esta estrategia no es recomendable, ya que no permite identificar el efecto del tratamiento (Cattaneo et al., 2023). Por lo tanto, para evaluar que la escolaridad no está impulsando los efectos, estimo las ecuaciones (1) y (2) para una submuestra de madres cuyas características están balanceadas alrededor del punto de corte.

Tras un análisis más detallado de los datos, parece que el desbalance en los años de educación ocurre únicamente en los años 2004, 2005 y 2007 (los resultados del análisis de balance por año se presentan en la Figura A.2 del Apéndice). Por lo tanto, excluyo estos años y reestimo las ecuaciones (1) y (2). La Tabla 4 presenta los resultados para las madres *compliers*. Los efectos sobre la probabilidad de estar empleada y las horas semanales trabajadas son positivos y significativos a niveles convencionales, similares a los encontrados para la muestra completa. Además, los efectos observados sobre la participación en la fuerza laboral y el ingreso familiar también van en la misma dirección, aunque no son estadísticamente significativos en los niveles habituales. El hecho de que los efectos encontrados en esta submuestra sean similares a los de la muestra completa sugiere que el impacto en el mercado laboral de las madres no está impulsado por diferencias en educación.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup>Realicé un segundo ejercicio centrándome en el subperíodo de 2011 a 2015, bajo la hipótesis de que la obligatoriedad del preescolar equilibraría la muestra. Si bien los resultados son cualitativamente similares, no encuentro efectos estadísticamente significativos, probablemente debido a la reducción en el tamaño muestral.

Cuadro 4. Efectos de la inscripción en preescolar sobre los resultados laborales de las madres para la submuestra con características balanceadas

	Primera	Efecto Medio de Tratamiento Local					
	Etapa				Condicional		
	Asistencia	Participación	Empleo	Horas trabajadas	Horas trabajadas	Salario por hora	Ingreso familiar
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>PANEL A: Hijo menor</b>							
Estimación RD	-0.129*** (0.024)	0.213 (0.155)	0.295* (0.167)	14.274* (7.300)	5.866 (8.592)	-0.121 (0.538)	0.548 (0.333)
Observaciones	[4010;4313]	[5714;6017]	[5158;5384]	[4918;5129]	[3214;3375]	[2671;2757]	[4961;5179]
Media	0.49	0.67	0.58	20.91	35.82	1.37	5.78
IC robusto 95 %	[-.189 ; -.079]	[-.115 ; .601]	[-.037 ; .755]	[-1.564 ; 32.944]	[-14.024 ; 24.858]	[-1.347 ; 1.135]	[-.195 ; 1.312]
p-valor robusto	0.00	0.15	0.08	0.07	0.58	0.87	0.15
Banda (h)	48.01	68.19	61.61	58.44	65.20	62.66	59.16
<b>PANEL B: No hijo menor</b>							
Estimación RD	-0.090*** (0.031)	0.368 (0.365)	0.263 (0.378)	6.799 (13.031)	1.633 (12.460)	0.073 (0.965)	0.209 (0.682)
Observaciones	[2475;2574]	[2217;2299]	[2010;2098]	[2321;2404]	[1177;1232]	[936;952]	[2434;2528]
Media	0.38	0.51	0.42	13.41	31.75	1.12	5.10
IC robusto 95 %	[-.166 ; -.022]	[-.406 ; 1.315]	[-.521 ; 1.247]	[-18.3 ; 41.635]	[-25.949 ; 32.54]	[-1.992 ; 2.558]	[-1.357 ; 1.875]
p-valor robusto	0.01	0.30	0.42	0.45	0.83	0.81	0.75
Banda (h)	66.87	59.38	54.29	62.22	73.83	75.13	65.38

*Nota:* Resultados de una estimación de polinomio local lineal con un kernel triangular e inferencia robusta. h es el ancho de banda principal óptimo de ECM basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones corresponden a los tamaños muestrales dentro del ancho de banda principal alrededor del punto de corte.

Error estándar convencional del estimador RD de polinomio local en paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

### 3.4 Ejercicios de robustez

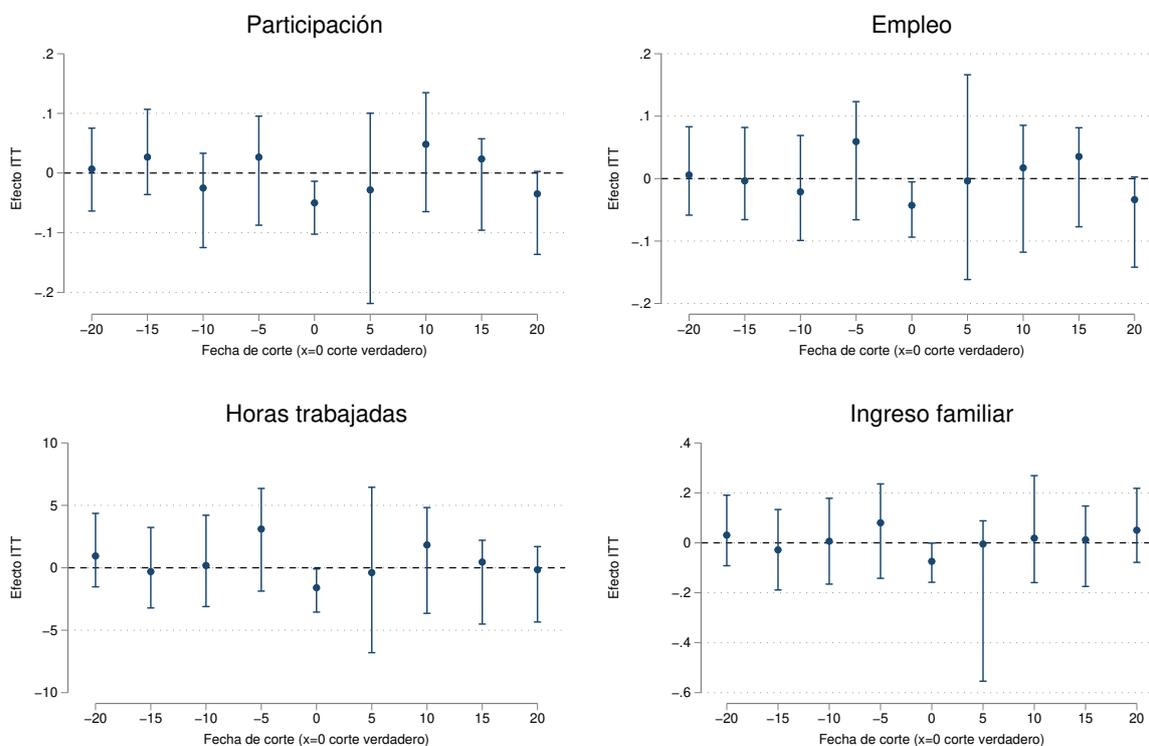
Esta subsección presenta una serie de pruebas de robustez para aumentar la confianza en los resultados obtenidos mediante el enfoque de regresión discontinua difusa presentado hasta el momento.

En primer lugar, un ejercicio útil de robustez es examinar los efectos del tratamiento en fechas de corte artificiales o placebo. Esta prueba sustituye la fecha de corte verdadera por otra en el que el estado de tratamiento no cambia, como 5 días, 10 días o 15 días antes o después de la fecha de corte real. La expectativa es que no se observe un efecto significativo del tratamiento en las fechas de corte placebo.

La implementación formal de esta prueba se ilustra en la Figura 3, que presenta las estimaciones para cada resultado derivadas de diversas fechas de corte placebo. La figura muestra claramente que la estimación correspondiente a la fecha de corte verdadera difiere de aquellas obtenidas utilizando fechas de corte falsas. Excepto por la estimación en el punto de corte real, todas las demás estimaciones de regresión discontinua no son estadísticamente diferentes de cero. En consecuencia, la ausencia de saltos discontinuos en las fechas de corte

artificiales refuerza la validez de mis resultados principales.

Figura 3. Estimaciones a partir de fechas de corte artificiales

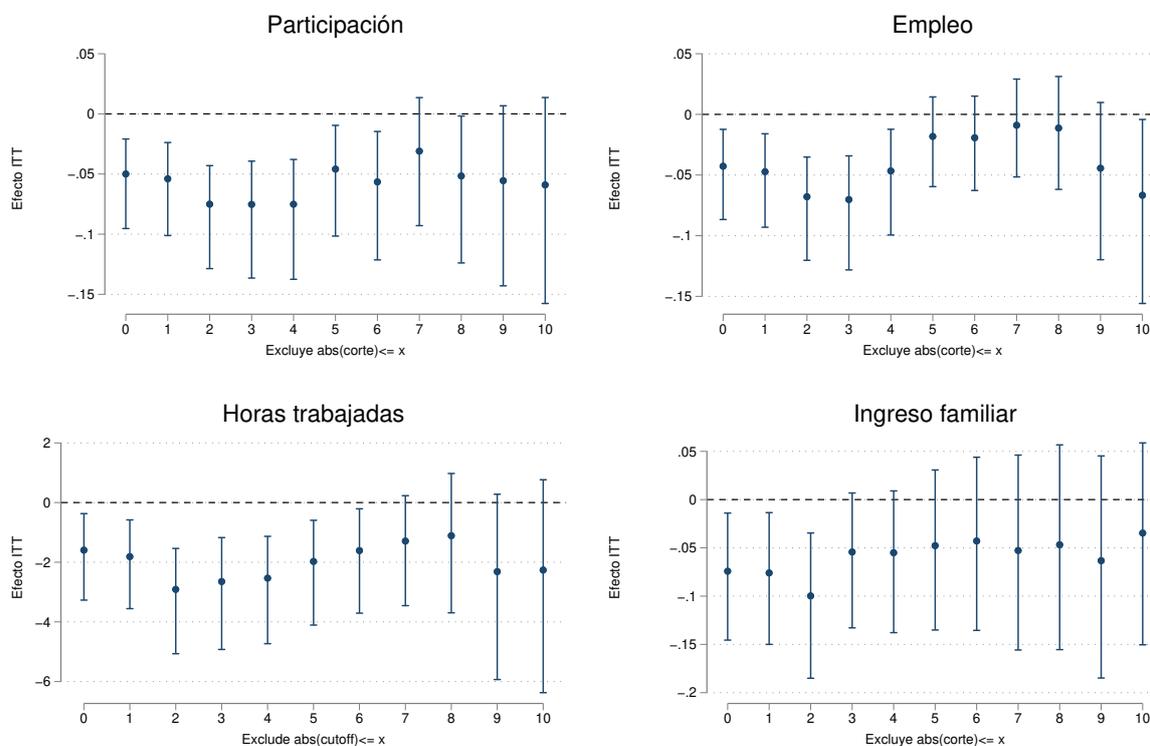


*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. Para los puntos de corte artificiales por encima del punto de corte real, solo utilizo observaciones tratadas, y para los puntos de corte artificiales por debajo del punto de corte real, solo utilizo observaciones de control. El ancho de banda es el ECM óptimo basado en Calonico et al. (2014).

Otra prueba de robustez consiste en evaluar la sensibilidad de los resultados a la exclusión de unidades ubicadas muy cerca de la fecha de corte. Esta estrategia, comúnmente conocida como el método “*Donut Hole*”, implica estimar la función de regresión desconocida excluyendo observaciones dentro de un rango estrecho alrededor del umbral. Este enfoque también es útil para evaluar qué tan sensibles son los resultados a la extrapolación inherente en la estimación polinómica local. La Figura 4 presenta las estimaciones resultantes de excluir progresivamente observaciones alrededor de la fecha de corte (el eje x indica el número de días excluidos). Incluso después de excluir a madres de niños nacidos dentro de una semana a ambos lados del punto de corte, los efectos estimados continúan

siendo significativos al nivel del 10 %, lo que refuerza la solidez de los resultados.

Figura 4. Sensibilidad a la exclusión de observaciones cercanas a la fecha de corte



*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. El ancho de banda es el MSE óptimo basado en Calonico et al. (2014).

### 3.5 Madres solteras versus madres casadas

Basándome en la evidencia previa para países desarrollados que destaca el papel del estado civil en las decisiones laborales de las madres (Carta & Rizzica, 2018; Fitzpatrick, 2010), examino cómo mis principales hallazgos difieren entre madres solteras y casadas utilizando la muestra agrupada de madres cuyo hijo menor se ve afectado por la política. Exploro cómo el impacto del requisito de edad mínima varía según el estado civil estimando la forma reducida por separado para mujeres solteras y casadas. Por ejemplo, las madres casadas pueden contar con mayor apoyo financiero y de cuidado por parte de sus parejas, lo que puede aliviar la carga del cuidado infantil. En este caso, aunque la asistencia de los niños al preescolar puede proporcionar cierto alivio, esto podría no ser tan crucial para las madres

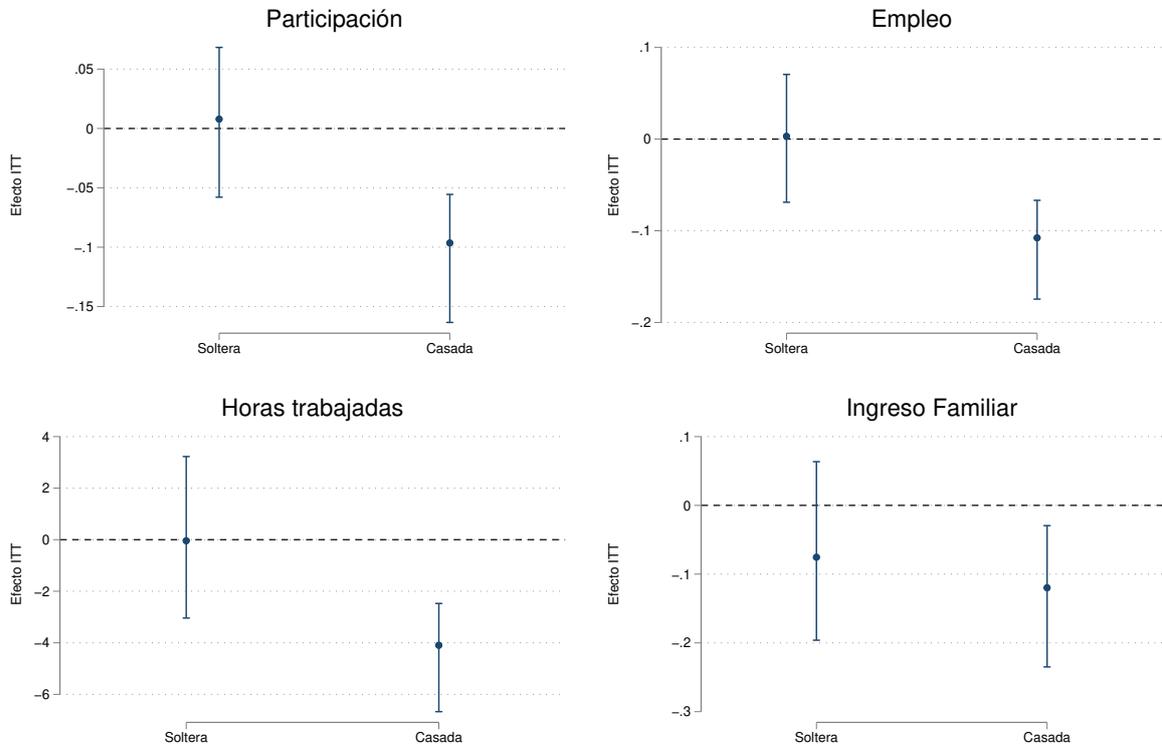
casadas como para las madres solteras, quienes suelen ser las únicas responsables tanto del cuidado infantil como del sustento económico. Por el contrario, las madres solteras pueden enfrentar una mayor necesidad de participar en el mercado laboral independientemente de si sus hijos asisten al preescolar, ya que no pueden permitirse estar fuera del mercado de trabajo.

Esto es precisamente lo que sugiere la Figura 5. Para las madres casadas, la participación en el mercado laboral y el empleo se ven significativamente afectados por el requisito de edad mínima, siendo menos probable que las madres no elegibles participen. En contraste, para las madres solteras, las estimaciones son prácticamente nulas y no estadísticamente significativas. Este patrón sugiere que los efectos observados provienen principalmente de las madres casadas, ya que las madres solteras probablemente se ven obligadas a participar en el mercado laboral independientemente de la elegibilidad de sus hijos para asistir al preescolar.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup>Los resultados que exploran los efectos diferenciales por nivel educativo o área geográfica se presentan en la Figura A.3, aunque las estimaciones no son precisas para todos los grupos.

Figura 5. Efectos de la elegibilidad a preescolar en los resultados laborales de las madres según su estado civil



*Nota:* La figura presenta las estimaciones puntuales y los intervalos de confianza del 90% a partir de regresar la variable de interés en la fecha de nacimiento del hijo en relación con la fecha de corte. Cada estimación corresponde a una regresión diferente. Las estimaciones se basan en un polinomio lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. En cada estimación, el ancho de banda se establece como el ECM óptimo según Calonico et al. (2014). Casada se refiere a mujeres en uniones formales y consensuales.

## 4 El rol y el impacto sobre los demás miembros del hogar

### 4.1 El efecto de convivir con otras mujeres en el hogar

Como se mencionó anteriormente, en contextos con altos niveles de cuidado infantil informal, la inscripción del hijo menor en preescolar puede liberar tiempo no solo para las madres de niños pequeños, sino también para otros familiares que previamente podrían haber estado a cargo del cuidado infantil en el hogar, como las abuelas (Evans et al., 2017;

Pinto, 2023). Si este es el caso, entonces se podría esperar que el efecto sobre los resultados laborales de las madres sea mayor en los hogares donde no hay otras mujeres que puedan proveer cuidado infantil. Por esta razón, exploro la posible heterogeneidad en el efecto según la presencia o ausencia de otras mujeres de 15 años o más en el hogar.

Los resultados presentados en la Tabla 5 muestran efectos significativos y fuertes en el empleo solo para las madres de hijos menores que no conviven con otras mujeres en el hogar.<sup>7</sup> En cuanto al efecto local sobre las madres inducidas a inscribir a su hijo menor en preescolar, las estimaciones puntuales son mayores que las presentadas en la sección anterior. Más precisamente, los resultados de la Tabla 6 indican que las madres sin otras mujeres en el hogar, que ahora tienen más tiempo libre debido a la asistencia de sus hijos al preescolar, tienen un 37 puntos porcentuales más de probabilidad de participar en la fuerza laboral. La probabilidad de estar empleadas aumenta en 53 puntos porcentuales, lo que también se traduce en un incremento promedio de aproximadamente 23 horas semanales trabajadas. En línea con los hallazgos previos, no parece haber un efecto en el margen intensivo (es decir, en las horas trabajadas para madres empleadas o en el salario por hora).

Por el contrario, los resultados no revelan un impacto significativo en los resultados laborales de las madres que viven con otra mujer en el hogar, a pesar de la discontinuidad de 15 puntos porcentuales en la inscripción de los niños en preescolar (Panel B en las Tablas 5 y 6). Estos resultados sugieren que los hallazgos de la sección anterior son impulsados principalmente por el impacto en las madres que carecen de apoyo de otras mujeres en el hogar. La ausencia de efectos significativos en estas madres plantea preguntas importantes sobre la dinámica dentro de estos hogares, en particular sobre si se están produciendo cambios para otras mujeres en la vivienda.

---

<sup>7</sup>Incluso en ausencia de otras mujeres en la vivienda, las madres pueden recibir apoyo de familiares que no cohabitan, como una abuela que no reside en el mismo hogar. Sin embargo, estos hallazgos sugieren que el factor determinante es la presencia de alguien dentro del hogar que pueda brindar asistencia.

Cuadro 5. Efectos de la elegibilidad a preescolar en los resultados laborales de las madres según la presencia de otras mujeres (15+) en el hogar

	Intención del Tratamiento					
	Participación (1)	Empleo (2)	Horas trabajadas (3)	Condicional		
				Horas trabajadas (4)	Salario horario (5)	Ingreso familiar (6)
<b>PANEL A: Ninguna otra mujer (+15) en el hogar</b>						
Estimación RD	-0.081*** (0.027)	-0.100*** (0.027)	-3.961*** (1.105)	-0.796 (0.823)	-0.059 (0.058)	-0.106** (0.046)
Observaciones	[2805;3035]	[3063;3262]	[3378;3595]	[3261;3339]	[2167;2208]	[4291;4534]
Media	0.66	0.58	20.23	35.06	1.42	5.77
IC robusto 95 %	[-.153 ; -.032]	[-.171 ; -.05]	[-6.866 ; -1.911]	[-2.879 ; .944]	[-.199 ; .074]	[-.222 ; -.004]
p-valor robusto	0.00	0.00	0.00	0.32	0.37	0.04
Ancho de banda (h)	35.10	39.00	42.57	70.29	54.25	54.69
<b>PANEL B: Otra mujer (+15) en el hogar</b>						
Estimación RD	0.020 (0.032)	0.042 (0.040)	1.186 (1.670)	-0.273 (1.530)	0.026 (0.094)	-0.084 (0.065)
Observaciones	[1867;2058]	[1439;1597]	[1605;1764]	[772;883]	[629;735]	[1820;1997]
Media	0.71	0.60	22.89	37.92	1.26	5.78
IC robusto 95 %	[-.05 ; .102]	[-.053 ; .134]	[-2.393 ; 5.404]	[-3.341 ; 3.637]	[-.198 ; .241]	[-.24 ; .067]
p-valor robusto	0.51	0.40	0.45	0.93	0.85	0.27
Ancho de banda (h)	72.02	56.34	62.60	51.46	47.45	70.96

*Nota:* Resultados de la estimación de polinomios locales lineales con un kernel triangular e inferencia robusta. h es el ancho de banda óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones corresponden a los tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha e izquierda del punto de corte. El error estándar convencional del estimador RD de polinomios locales se muestra entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Cuadro 6. Efectos de la asistencia a preescolar sobre los resultados laborales de las madres según la presencia de otras mujeres en el hogar

	Primera Etapa Asistencia (1)	Efecto Medio de Tratamiento Local					
		Participación (2)	Empleo (3)	Horas trabajadas (4)	Condicional		Ingreso familiar (7)
					Horas trabajadas (5)	Salario por hora (6)	
<b>PANEL A: No hay otra mujer (+15) en el hogar</b>							
Estimación RD	-0.143*** (0.026)	0.377** (0.157)	0.532*** (0.171)	22.694*** (7.190)	9.128 (9.249)	0.595 (0.565)	0.800** (0.331)
Observaciones	[3298;3517]	[5405;5675]	[5747;6046]	[5651;5960]	[3354;3450]	[2363;2394]	[4935;5151]
Media	0.49	0.66	0.58	20.23	35.06	1.42	5.77
IC robusto al 95 %	[-.211 ; -.093]	[.056 ; .793]	[.176 ; .981]	[7.885 ; 41.765]	[-11.243 ; 31.925]	[-.695 ; 1.97]	[.104 ; 1.598]
Valor p robusto	0.00	0.02	0.00	0.00	0.35	0.35	0.03
Ancho de banda (h)	41.77	68.59	72.16	71.48	72.30	59.32	62.81
<b>PANEL B: Otra mujer (+15) en el hogar</b>							
Estimación RD	-0.150*** (0.043)	0.003 (0.255)	-0.256 (0.298)	-10.143 (13.719)	-5.929 (16.257)	-0.246 (0.890)	0.393 (0.525)
Observaciones	[1173;1331]	[1273;1429]	[1221;1377]	[1173;1331]	[620;721]	[583;691]	[1170;1323]
Media	0.51	0.71	0.60	22.89	37.92	1.26	5.78
IC robusto al 95 %	[-.263 ; -.073]	[-.531 ; .634]	[-.885 ; .457]	[-40.502 ; 20.506]	[-47.742 ; 25.59]	[-2.257 ; 1.887]	[-.822 ; 1.496]
Valor p robusto	0.00	0.86	0.53	0.52	0.55	0.86	0.57
Ancho de banda (h)	46.80	50.88	48.90	46.64	41.10	44.73	46.60

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un núcleo triangular y evaluación robusta. h es el ancho de banda principal óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son los tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha e izquierda del umbral. El error estándar convencional del estimador RD polinómico local está entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

## 4.2 El efecto sobre los resultados laborales de las mujeres co-residentes

En esta subsección, abordo la cuestión planteada en la subsección anterior y presento los efectos estimados sobre los resultados laborales de las mujeres cohabitantes en el hogar de 15 años o más (Tabla 7). Los resultados sugieren un efecto positivo en la participación en la fuerza laboral y el empleo de estas mujeres, aunque no son estadísticamente significativos. La falta de significancia estadística en los niveles convencionales podría deberse a una reducción sustancial en el tamaño de la muestra, ya que solo el 25 % de las madres en la muestra vive con otra mujer, lo que limita la precisión de las estimaciones. No obstante, las estimaciones puntuales siguen siendo comparables en magnitud a las observadas para las madres. Se requiere más investigación para comprender mejor los efectos sobre estas mujeres que cohabitan en el hogar.

Cuadro 7. Efectos de la asistencia a preescolar sobre los resultados laborales de las madres según la presencia de otras mujeres en el hogar

	Primera	Efecto Medio de Tratamiento Local					
	Etapa	Condicional					
	Asistencia	Participación	Empleo	Horas trabajadas	Horas trabajadas	Salario por hora	Ingreso familiar
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>PANEL A: Hijo menor</b>							
Estimación RD	-0.129*** (0.036)	0.443 (0.298)	0.489 (0.298)	15.256 (11.646)	-13.478 (31.925)	2.249 (2.905)	0.108 (0.572)
Observaciones	[1715;1965]	[1827;2080]	[1827;2080]	[1827;2080]	[802;843]	[775;836]	[1587;1843]
Media	0.49	0.49	0.43	15.46	36.14	1.12	5.75
IC robusto 95 %	[-.223 ; -.065]	[-.303 ; 1.062]	[-.274 ; 1.093]	[-14.35 ; 38.915]	[-84.504 ; 59.017]	[-4.798 ; 8.977]	[-1.271 ; 1.287]
Valor p robusto	0.00	0.28	0.24	0.37	0.73	0.55	0.99
Ancho de banda (h)	50.34	53.31	53.60	53.47	52.69	59.72	47.47
<b>PANEL B: No hijo menor</b>							
Estimación RD	-0.137*** (0.049)	-0.193 (0.290)	-0.126 (0.281)	-0.407 (11.536)	9.122 (13.666)	0.466 (1.296)	0.254 (0.462)
Observaciones	[982;1005]	[1517;1565]	[1545;1585]	[1571;1613]	[570;607]	[340;355]	[1285;1316]
Media	0.38	0.53	0.44	16.00	36.46	0.82	5.13
IC robusto 95 %	[-.259 ; -.029]	[-.852 ; .523]	[-.825 ; .508]	[-27.467 ; 27.293]	[-20.606 ; 44.772]	[-2.634 ; 3.455]	[-.869 ; 1.307]
Valor p robusto	0.01	0.64	0.64	1.00	0.47	0.79	0.69
Ancho de banda (h)	47.84	72.56	73.38	74.31	67.26	49.21	62.18

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un núcleo triangular y evaluación robusta. h es el ancho de banda principal óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son los tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha e izquierda del umbral.

El error estándar convencional del estimador RD polinómico local está entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

### 4.3 ¿Qué pasa con los padres?

Por último, presento los resultados relacionados con los resultados laborales de los padres. Para este análisis, restrinjo la muestra a aquellos hogares donde la madre del niño es la jefa del hogar o la cónyuge del jefe del hogar, y, por lo tanto, se espera que el jefe del hogar o su cónyuge sea el padre del niño.<sup>8</sup>

En general, la Tabla 8 muestra que los efectos estimados para los padres no son estadísticamente significativos. En contraste con los cambios sustanciales observados en las madres, quienes experimentaron un aumento de casi el 40 % en la participación en relación con el resultado medio (ver Tabla 3), los impactos en la participación en la fuerza laboral, el empleo, las horas trabajadas o el salario por hora de los padres no son significativos. Esto era esperable, dado el alto nivel de empleo que ya presentan los padres.

Estos resultados sugieren que las responsabilidades de cuidado siguen considerándose predominantemente un deber de las madres, lo que resalta la persistencia de los roles de género tradicionales dentro del hogar. Además, la ausencia de un impacto en los resultados laborales de los padres, junto con el efecto significativo y positivo en el ingreso familiar, subraya la importancia de esta política no solo para las madres, sino para todo el hogar. Al permitir que las madres ingresen al mercado laboral, la educación preescolar contribuye sustancialmente al ingreso del hogar, mejorando la estabilidad económica y potencialmente reduciendo los niveles de pobreza.

---

<sup>8</sup>Dentro de mi muestra, el 75 % de los hogares tienen al padre como jefe de hogar o cónyuge del jefe.

Cuadro 8. Efectos de la asistencia a preescolar sobre los resultados laborales de los padres

	Primera Etapa Asistencia	Efecto Medio de Tratamiento Local					
		Participación	Empleo	Horas trabajadas	Condicional		
					Horas trabajadas	Salario por hora	Ingreso familiar
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
<b>PANEL A: Hijo menor</b>							
Estimación RD	-0.167*** (0.027)	0.112 (0.058)	0.104 (0.074)	-0.337 (5.237)	-5.517 (4.301)	0.366 (0.277)	0.875*** (0.282)
Observaciones	[3005;3261]	[3327;3578]	[3620;3912]	[3408;3667]	[3193;3409]	[4628;4839]	[4316;4621]
Media	0.48	0.96	0.93	42.96	46.12	1.54	5.81
IC robusto 95 %	[-.238 ; -.116]	[-.02 ; .245]	[-.064 ; .267]	[-12.618 ; 10.762]	[-15.52 ; 3.677]	[-.218 ; 1.04]	[-.284 ; 1.512]
Valor p robusto	0.00	0.10	0.23	0.88	0.23	0.20	0.00
Ancho de banda (h)	38.78	42.36	46.72	43.28	43.80	64.52	55.51
<b>PANEL B: Hijo no menor</b>							
Estimación RD	-0.106*** (0.033)	-0.211 (0.124)	-0.207 (0.164)	-4.327 (10.300)	6.836 (9.762)	-0.012 (0.746)	0.596 (0.665)
Observaciones	[2067;2150]	[2301;2373]	[2211;2298]	[2581;2650]	[2024;2120]	[1818;1904]	[1809;1900]
Media	0.37	0.96	0.93	42.96	46.12	1.54	5.81
IC robusto 95 %	[-.191 ; -.039]	[-.483 ; .087]	[-.5760 ; .178]	[-28.096 ; 19.407]	[-17.438 ; 28.045]	[-1.648 ; 1.874]	[-.848 ; 2.278]
Valor p robusto	0.00	0.17	0.30	0.72	0.65	0.90	0.37
Ancho de banda (h)	57.82	63.10	61.53	70.78	60.87	56.01	50.45

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un núcleo triangular y evaluación robusta. h es el ancho de banda principal óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son los tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha e izquierda del umbral. El error estándar convencional del estimador RD polinómico local está entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

## 5 Conclusiones

En este trabajo, contribuyo a la creciente literatura sobre la efectividad del cuidado infantil formal como una política pública para inclinar la balanza a favor de las madres en el mercado laboral. Explotando la variación exógena en la asistencia preescolar inducida por la regulación de la edad de ingreso escolar, estimo un modelo de regresión discontinua difusa para evaluar los efectos de la asistencia preescolar de los niños en los resultados laborales de sus madres y cómo estos efectos varían según la presencia de otras mujeres en el hogar en un país en desarrollo como Brasil, caracterizado por altos niveles de arreglos informales de cuidado infantil.

Los resultados revelan incrementos significativos en la participación laboral de las madres tras la inscripción del hijo menor en preescolar. Las madres cuyos hijos menores asisten a preescolar tienen una probabilidad 27 puntos porcentuales mayor de participar en el mercado laboral, lo que representa un aumento del 40 %. Además, se observa un aumento proporcional en el empleo y las horas trabajadas; sin embargo, no se encuentran efectos en el margen intensivo (por ejemplo, en las horas trabajadas y los salarios horarios de las

madres empleadas). Asimismo, el impacto en el margen extensivo tiene implicaciones sustanciales para el ingreso familiar, que es un 70 % mayor en estos hogares. Estos resultados sugieren que la posibilidad de inscribir a los niños en preescolar no necesariamente lleva a las mujeres a obtener empleos con jornadas más largas o mejor remunerados, sino que facilita su ingreso al mercado laboral. Este efecto probablemente surge de la liberación de restricciones de tiempo, permitiendo a las madres trabajar sin alterar significativamente la naturaleza o calidad de los empleos a los que acceden. Por el contrario, no se encuentra efecto para las madres que tienen hijos menores en el hogar, ya que la presencia de un hijo adicional a su cargo sigue limitando su oferta laboral, incluso después de la inscripción del hijo elegible en preescolar.

Los efectos observados son impulsados principalmente por madres casadas cuyo hijo menor es afectado por la política y por madres que no conviven con otras mujeres en el hogar. En estos hogares, la educación preescolar conduce a un aumento del 56 % en la participación laboral de las madres, incrementando las horas trabajadas hasta en 23 horas semanales y generando un aumento significativo en el ingreso familiar. Estos efectos positivos también resaltan la mayor vulnerabilidad de las madres solteras o de aquellas con múltiples hijos, lo que subraya la necesidad de políticas adicionales para apoyar su inserción laboral y estabilidad financiera.

Por otro lado, la ausencia de efectos significativos entre las madres que no conviven con otras mujeres en el hogar plantea preguntas importantes sobre la dinámica dentro de estos hogares, particularmente en relación con posibles cambios en la situación laboral de otras mujeres. Sin embargo, mi capacidad para identificar estos efectos con precisión es limitada, dado que el diseño de regresión discontinua se centra en estimaciones locales y su confiabilidad disminuye con tamaños de muestra más pequeños. Investigaciones futuras deberían profundizar en la comprensión de los mecanismos subyacentes a estos arreglos de cuidado infantil, que contribuyen a la persistencia de las brechas de género.

## Referencias

- Attanasio, O., Paes de Barros, R., Carneiro, P., Evans, D. K., Lima, L., Olinto, P., & Schady, N. (2022). *Public Childcare, Labor Market Outcomes of Caregivers, and Child Development: Experimental Evidence from Brazil* (Working Paper N.º 30653). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w30653>
- 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.
- Bauernschuster, S., & Schlotter, M. (2015). Public child care and mothers' labor supply—Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, *123*, 1-16.
- 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/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 and Cultural Change*, *59*(2), 313-344.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Farrell, M. H. (2020). Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs. *The Econometrics Journal*, *23*(2), 192-210.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H., & Titiunik, R. (2017). rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *The Stata Journal*, *17*(2), 372-404.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2014). Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design. *The Stata Journal*, *14*(4), 909-946.
- Carta, F., & Rizzica, L. (2018). Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: evidence from Italy. *Journal of Public Economics*, *158*, 79-102.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *The Stata Journal*, *18*(1), 234-261.
- Cattaneo, M. D., Keele, L., & Titiunik, R. (2023). Covariate adjustment in regression discontinuity designs. *Handbook of Matching and Weighting Adjustments for Causal Inference*, 153-168.
- Cattaneo, M. D., & Titiunik, R. (2022). Regression discontinuity designs. *Annual Review of Economics*, *14*(1), 821-851.

- CEDLAS and The World Bank. (2024). Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean [Available at: <https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/en/estadisticas/sedlac/> (accessed February 2024)].
- Evans, D., de la Torre, I., & Arancibia, V. (2017). *Impact of Free Availability of Public Childcare on Labour Supply and Child Development in Brazil* (inf. téc. N.º 58). The World Bank. Washington, D.C.
- Fitzpatrick, M. D. (2010). Preschoolers enrolled and mothers at work? The effects of universal prekindergarten. *Journal of Labor Economics*, 28(1), 51-85.
- Garcia, J., Latham-Proença, R., & Mello, M. (2023). Does free childcare improve mothers' careers? Evidence from São Paulo [Mimeo available at <https://jmbvgarcia.github.io/assets/pdf/Childcare.SP.pdf>].
- Gelbach, J. B. (2002). Public schooling for young children and maternal labor supply. *American Economic Review*, 92(1), 307-322.
- Goux, D., & Maurin, E. (2010). Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply. *Labour Economics*, 17(6), 951-962.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). Money for nothing? Universal child care and maternal employment. *Journal of Public Economics*, 95(11-12), 1455-1465.
- Lefebvre, P., & Merrigan, P. (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.
- Lovász, A., & Szabó-Morvai, Á. (2019). Childcare availability and maternal labor supply in a setting of high potential impact. *Empirical economics*, 56, 2127-2165.
- Marchionni, M., & Pedrazzi, J. P. (2023). The last hurdle?: unyielding motherhood effects in the context of declining gender inequality in Latin America. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- Pinto, M. F. (2023). Stay at home with grandma, mom is going to work: The impact of grandmothers' retirement on mothers' labor decisions. *Economic Development and Cultural Change*, 72(1), 283-327.
- Ryu, H. (2019). The Effect of Compulsory Preschool Education on Maternal Labour Supply. *The Journal of Development Studies*. <https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1677890>

## A Apendice

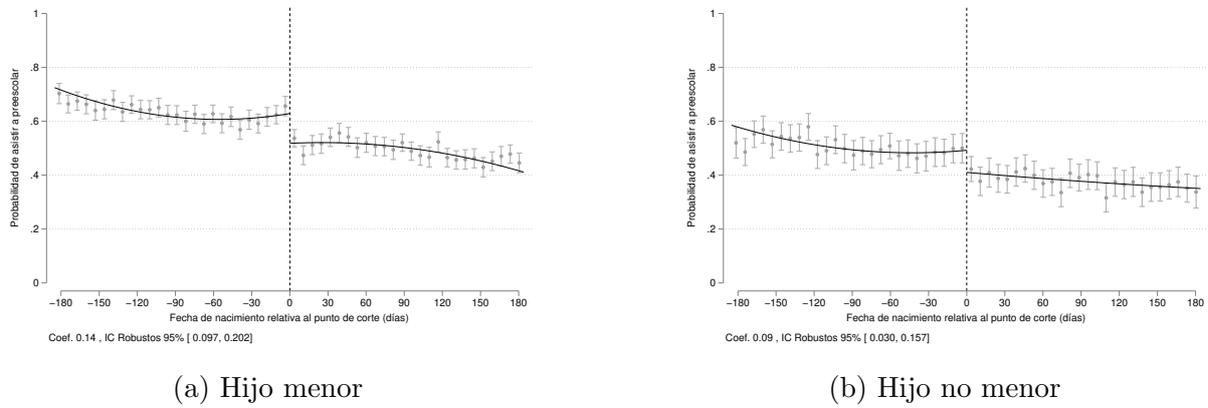
Cuadro A.1. Cambios en las fechas de corte por estado brasileño (2001-2009 y 2011-2015)

<b>Estado</b>	<b>2001-2009</b>	<b>2011-2015</b>
Acre	31 de diciembre	31 de marzo
Alagoas	30 de junio	31 de marzo
Amapá	31 de marzo	31 de marzo
Amazonas	31 de diciembre	31 de marzo
Bahia	31 de marzo	31 de marzo
Ceará		31 de marzo
Espírito Santo	31 de diciembre	31 de marzo
Distrito federal	31 de marzo	31 de marzo
Goiás	31 de marzo	31 de marzo
Maranhão	31 de marzo	31 de marzo
Mato Grosso		31 de marzo
Mato Grosso do Sul		31 de marzo (hasta 2013)
Minas Gerais	30 de junio	30 de junio
Pará	31 de diciembre	31 de marzo
Paraíba	31 de diciembre	
Paraná		31 de diciembre
Pernambuco	31 de diciembre	31 de marzo
Piauí		31 de marzo
Rio de Janeiro	30 de junio	31 de diciembre
Rio Grande do Norte	30 de junio	31 de marzo
Rio Grande do Sul		31 de marzo
Rondônia	31 de marzo	31 de marzo (hasta 2013)
Roraima	30 de junio	30 de junio
Santa Catarina	31 de diciembre	31 de marzo
São Paulo	31 de diciembre	30 de junio

*Fuente:* Recopilación de resoluciones del Consejo Nacional de Educación - Cámara de Educación Básica de Brasil y de diversos ministerios estatales de educación.

*Nota:* Sergipe y Tocantins fueron excluidos por falta de información sobre la regla de elegibilidad.

Figura A.1. Efecto de la elegibilidad de preescolar en la probabilidad de asistencia.



*Nota:* Aproximación polinómica de segundo orden utilizando un kernel triangular con un intervalo de confianza del 95%. Los puntos en los diagramas de dispersión representan el valor promedio de las tasas de matriculación escolar en intervalos de 7 días de nacimiento. La figura A.1a se basa en la submuestra de madres con el hijo más pequeño elegible para matricularse y la figura A.1b en la submuestra de madres con hijos que no son los más pequeños elegibles para la educación preescolar.

Cuadro A.2. Resultados de pruebas de identificación débiles

Estadístico F	Valor
Montiel-Pflueger Robust	56.50
Cragg-Donald Wald	62.19
Kleibergen-Paap rk Wald	61.75

*Nota:* Las estimaciones corresponden a madres de entre 18 y 49 años de edad.

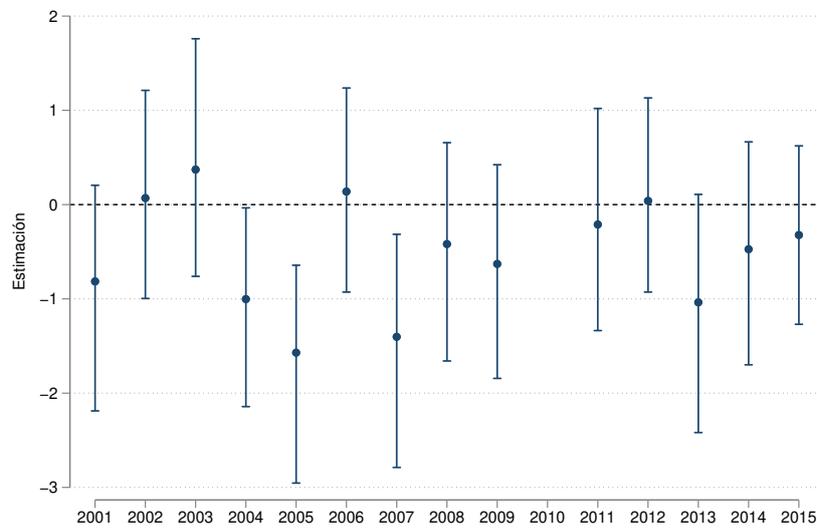
Cuadro A.3. Efectos de la asistencia a preescolar sobre los resultados laborales de las madres, incluyendo efectos fijos.

	Primera	Efecto Medio de Tratamiento Local					
	Etapa				Condicional		
	Asistencia	Participación	Empleo	Horas trabajadas	Horas trabajadas	Salario por hora	Ingreso familiar
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>PANEL A: Hijo menor</b>							
Estimación RD	-0.144*** (0.022)	0.325** (0.131)	0.378*** (0.141)	17.017*** (6.037)	8.103 (6.761)	0.579 (0.393)	0.794*** (0.249)
Observaciones	[3935;4278]	[5485;5901]	[5155;5590]	[5061;5475]	[3571;3719]	[3002;3153]	[5561;5964]
Media	0.49	0.67	0.58	20.91	35.82	1.37	5.78
IC Robust 95 %	[-.204 ; -.102]	[.057 ; .644]	[.093 ; .741]	[3.812 ; 31.105]	[-8.029 ; 22.696]	[-.309 ; 1.525]	[.247 ; 1.339]
p-valor robusto	0.00	0.02	0.01	0.01	0.35	0.19	0.00
Ancho de banda (h)	37.61	52.16	49.25	48.78	57.01	56.43	53.42
FE Año y Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
<b>PANEL B: Hijo no menor</b>							
Estimación RD	-0.100*** (0.027)	0.062 (0.274)	-0.050 (0.279)	0.881 (10.335)	1.389 (10.571)	0.339 (0.722)	0.293 (0.501)
Observaciones	[2810;2880]	[3297;3380]	[2972;3038]	[3532;3593]	[1291;1363]	[1074;1109]	[3245;3333]
Media	0.38	0.51	0.42	13.41	31.75	1.12	5.10
IC Robust 95 %	[-.168 ; -.046]	[-.515 ; .77]	[-.648 ; .659]	[-18.809 ; 29.455]	[-20.675 ; 28.17]	[-1.243 ; 2.08]	[-.764 ; 1.573]
p-valor robusto	0.00	0.70	0.99	0.67	0.76	0.62	0.50
Ancho de banda (h)	57.51	67.19	60.19	71.30	61.12	68.55	66.95
FE Año y Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica local lineal con un núcleo triangular y inferencia robusta. h es el ancho de banda principal óptimo de ECM basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son los tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal del corte a la derecha y a la izquierda.

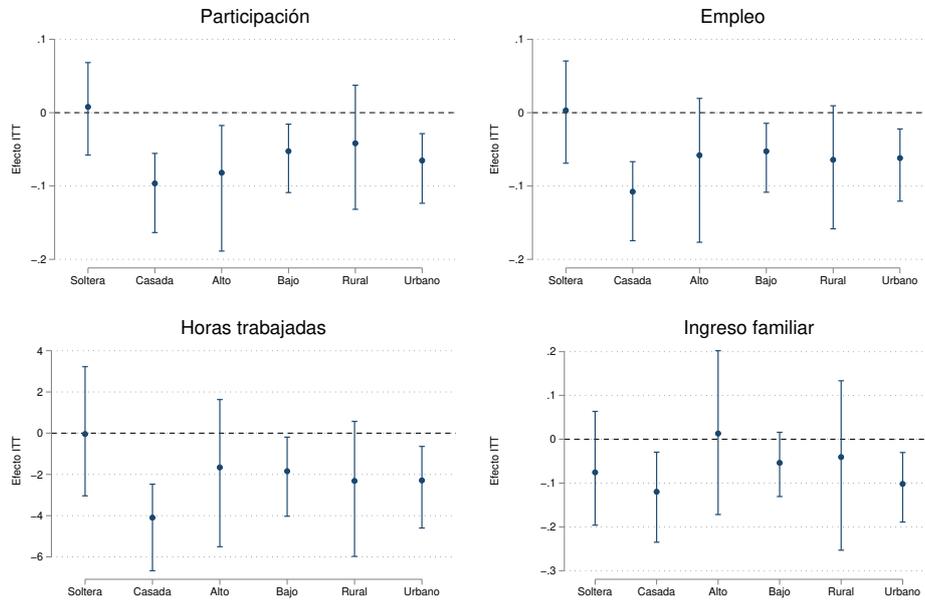
El error estándar convencional del estimador RD polinómico local está entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Figura A.2. Efecto de la elegibilidad a preescolar en los años de educación de las madres.



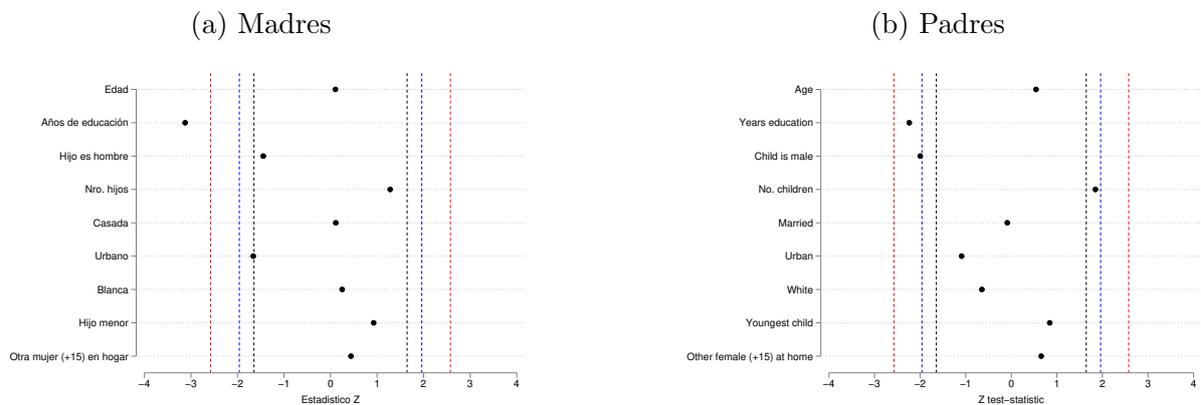
*Nota:* La figura presenta las estimaciones puntuales y los intervalos de confianza del 95% a partir de la regresión de los años de educación en función de las fechas de nacimiento, en relación con la fecha de corte, por año. Cada estimación corresponde a una regresión diferente. Las estimaciones se basan en un polinomio lineal local con un núcleo triangular e inferencia robusta. Cada año, el ancho de banda se establece como el ECM óptimo según Calonico et al. (2014).

Figura A.3. Efectos de la elegibilidad a preescolar según estado civil, nivel educativo y área geográfica

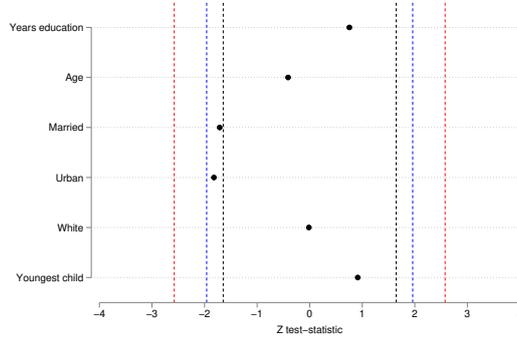


*Nota:* La figura presenta las estimaciones puntuales y los intervalos de confianza del 90% de regresar los resultado laborales de las madres en la fecha de nacimiento en relación con la fecha de corte. Las mujeres con bajo nivel educativo se definen como aquellas que tienen un título de escuela secundaria o menos, y las mujeres con alto nivel educativo como aquellas que tienen al menos algún nivel de educación universitaria. Cada estimación corresponde a una regresión diferente. Las estimaciones se basan en un polinomio lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. En cada estimación, el ancho de banda se establece como el ECM óptimo según Calonico et al. (2014). Casadas se refiere a mujeres en uniones formales y consensuales.

Figura A.4. Balance de las características predeterminadas.



(c) Otras mujeres (+15) en el hogar



*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. El ancho de banda es el ECM óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha y a la izquierda del límite de corte.

Cuadro A.4. Balance de las características predeterminadas de los padres.

Variables	Ancho banda ECM optimo	Estimador RD	Inferencia robusta		Observaciones [Izq, Der]
			p-valor	Intervalo confianza	
Edad	53.78	0.146	0.62	[-0.57 ; 0.95]	[6083, 6482]
Casado	74.30	-0.001	0.98	[-0.03 ; 0.03]	[8589, 8966]
Años de educación	51.82	-0.453	0.02	[-0.90 ; -0.08]	[5826, 6228]
Urbano	51.79	-0.020	0.30	[-0.06 ; 0.02]	[5850, 6258]
Blanco	47.87	-0.015	0.51	[-0.06 ; 0.03]	[5404, 5773]
Hijo es hombre	67.57	-0.036	0.05	[-0.08 ; 0.00]	[7737, 8105]
Nro. hijos	68.03	0.108	0.05	[0.02 ; 0.21]	[7877, 8232]
Hijo menor	56.22	0.010	0.46	[-0.03 ; 0.06]	[6423, 6823]
Otra mujer (+15) en casa	47.70	0.011	0.49	[-0.02 ; 0.04]	[5414, 5780]

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. El ancho de banda es el ECM óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha y a la izquierda del límite de corte.

Cuadro A.5. Balance de las características predeterminadas de otras mujeres (+15) en el hogar.

Variables	Ancho banda	Estimador	Inferencia robusta		Observaciones [Izq, Der]
	ECM optimo	RD	p-valor	Intervalo confianza	
Edad	67.86	-0.505	0.68	[-2.471 ; 1.484]	[3730, 4096]
Casada	73.45	-0.039	0.09	[-0.082 ; -0.002]	[4059, 4427]
Años de educación	66.41	0.158	0.45	[-0.231 ; 0.623]	[3661, 4024]
Urbano	48.02	-0.039	0.07	[-0.085 ; -0.004]	[2647, 2908]
Blanca	64.04	-0.003	0.99	[-0.048 ; 0.047]	[3591, 3928]
Hijo menor	55.41	0.031	0.36	[-0.023 ; 0.082]	[3048, 3316]

*Nota:* Resultados de la estimación polinómica lineal local con un kernel triangular e inferencia robusta. El ancho de banda es el ECM óptimo basado en Calonico et al. (2014). Las observaciones son tamaños de muestra dentro del ancho de banda principal a la derecha y a la izquierda del límite de corte.