



UNIVERSIDAD  
DE PIURA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

**Empoderamiento femenino: evidencia del Programa  
Nacional Cuna Más**

Tesis para optar el Título de  
Economista

**María Alessandra Martínez Calle  
Diana Victoria Tadeo Ruesta**

**Asesor:  
Dra. Vania Bitia Salas García**

**Piura, octubre de 2024**

## Declaración Jurada de Originalidad del Trabajo Final

Yo, María Alessandra Martínez Calle, egresado del Programa Académico de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Piura, identificado(a) con DNI: 72328248, declaro que:

Soy autor del trabajo final titulado:

“Empoderamiento femenino: Evidencia del Programa Nacional Cuna Más”

El mismo que presento bajo la modalidad de Tesis para optar el Título profesional de Economista.

Que el trabajo se realizó en coautoría con los siguientes alumnos de la Universidad de Piura.

- Diana Victoria Tadeo Ruesta, identificado con DNI: 72029947

El texto de mi trabajo final es original y no vulnera los derechos de terceros o, de ser el caso, derechos de los coautores, incluidos los derechos de propiedad intelectual, datos personales, entre otros. En tal sentido, el texto de mi trabajo final no ha sido plagiado total ni parcialmente, para lo cual, he respetado las normas internacionales de citas y referencias de las fuentes consultadas. Asimismo, el texto del trabajo final que presento no ha sido publicado ni presentado antes en cualquier medio electrónico o físico; y que la investigación, los resultados, datos, conclusiones y demás información presentada que atribuyo a mi autoría son veraces.

En caso de detectarse el incumplimiento de lo declarado asumo frente a terceros, la Universidad de Piura y/o la Administración Pública toda responsabilidad que pueda derivarse por el trabajo final presentado. Lo señalado incluye responsabilidad pecuniaria incluido el pago de multas u otros por los daños y perjuicios que se ocasionen.

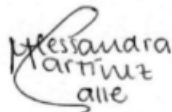
La asesoría del trabajo estuvo a cargo de los siguientes docentes de la Universidad de Piura:

- Dra. Vania Bitia Salas García, identificado con DNI: 10685797

Declaro (declaramos) que:

Luego de haber empleado el software de coincidencia Turnitin, revisado las fuentes de información señaladas por el autor, y en razón de mi (nuestra) experiencia como investigador(es), declaro (declaramos) que las ideas expuestas en el trabajo final alcanzan las condiciones de calidad, integridad y originalidad acorde a los objetivos institucionales y estándares en materia de investigación. Finalmente, no asumo (asumimos) responsabilidad por la posible vulneración de derechos de autor en el trabajo final referido, pues tal responsabilidad es exclusiva del autor.

Fecha: 29/10/2024.



.....  
Firma del autor<sup>1</sup>



.....  
Firma del asesor

---

<sup>1</sup> Firma idéntica al DNI. No se admite digital, salvo certificado.

## Declaración Jurada de Originalidad del Trabajo Final

Yo, Diana Victoria Tadeo Ruesta, egresado del Programa Académico de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Piura, identificado(a) con DNI: 72029947, declaro que:

Soy autor del trabajo final titulado:

“**Empoderamiento femenino: Evidencia del Programa Nacional Cuna Más**”

El mismo que presento bajo la modalidad de Tesis para optar el Título profesional de Economista.

Que el trabajo se realizó en coautoría con los siguientes alumnos de la Universidad de Piura.

- María Alessandra Martínez Calle, identificado con DNI: 72328248

El texto de mi trabajo final es original y no vulnera los derechos de terceros o, de ser el caso, derechos de los coautores, incluidos los derechos de propiedad intelectual, datos personales, entre otros. En tal sentido, el texto de mi trabajo final no ha sido plagiado total ni parcialmente, para lo cual, he respetado las normas internacionales de citas y referencias de las fuentes consultadas. Asimismo, el texto del trabajo final que presento no ha sido publicado ni presentado antes en cualquier medio electrónico o físico; y que la investigación, los resultados, datos, conclusiones y demás información presentada que atribuyo a mi autoría son veraces.

En caso de detectarse el incumplimiento de lo declarado asumo frente a terceros, la Universidad de Piura y/o la Administración Pública toda responsabilidad que pueda derivarse por el trabajo final presentado. Lo señalado incluye responsabilidad pecuniaria incluido el pago de multas u otros por los daños y perjuicios que se ocasionen.

La asesoría del trabajo estuvo a cargo de los siguientes docentes de la Universidad de Piura:

- Dra. Vania Bitia Salas García, identificado con DNI: 10685797

Declaro (declaramos) que:

Luego de haber empleado el software de coincidencia Turnitin, revisado las fuentes de información señaladas por el autor, y en razón de mi (nuestra) experiencia como investigador(es), declaro (declaramos) que las ideas expuestas en el trabajo final alcanzan las condiciones de calidad, integridad y originalidad acorde a los objetivos institucionales y estándares en materia de investigación. Finalmente, no asumo (asumimos) responsabilidad por la posible vulneración de derechos de autor en el trabajo final referido, pues tal responsabilidad es exclusiva del autor.

Fecha: 29/10/2024.



.....  
Firma del autor<sup>1</sup>



.....  
Firma del asesor

---

<sup>1</sup> Firma idéntica al DNI. No se admite digital, salvo certificado.



Este trabajo se lo dedicamos a  
nuestras familias por su apoyo constante.

## Resumen

Analizamos los efectos de acceder a servicios públicos de cuidado infantil en el empoderamiento femenino, medido a través de la toma de decisiones dentro del hogar. Explotando la variación geográfica y temporal a nivel de distrito, a partir de datos administrativos y encuestas sociodemográficas y de salud, investigamos el efecto del Programa Nacional Cuna Más en cuatro dimensiones relevantes: salud, visitas familiares, uso de anticonceptivos y grandes compras del hogar. Encontramos que las mujeres que pertenecen a distritos donde se implementó el Programa aumentan, en general, su participación en la toma de decisiones del hogar. Específicamente, observamos que el Programa Nacional Cuna Más tiene un efecto positivo y significativo en la participación de las mujeres en las decisiones relacionadas con las compras grandes del hogar y las visitas familiares a mediano y largo plazo. Los resultados obtenidos en cuanto a efectos heterogéneos también muestran que las mujeres mayores que sus parejas y con un mayor nivel de educación tienen un efecto positivo adicional en la toma de decisiones dentro del hogar. No obstante, las mujeres con un ingreso salarial mayor al de sus parejas tienen un efecto adicional negativo y significativo en la toma de decisiones dentro del hogar.

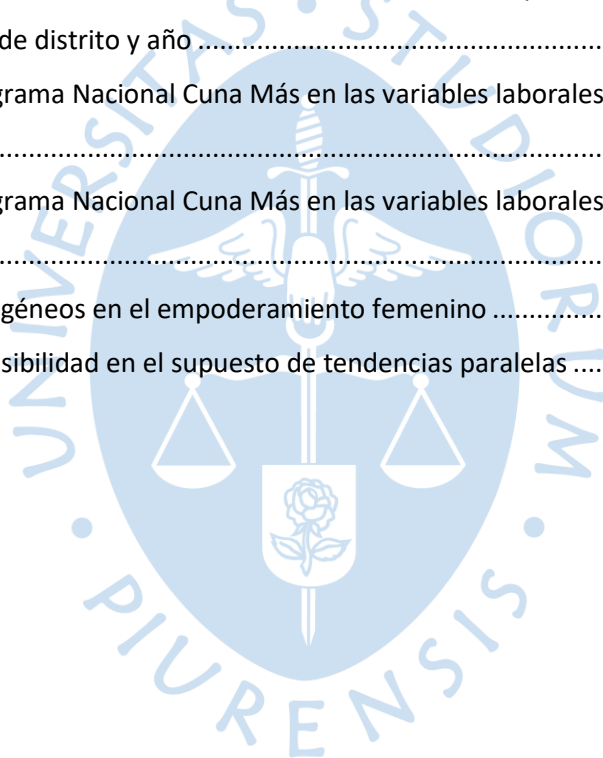


## Tabla de contenido

Introducción .....	9
Capítulo 1. Revisión de literatura .....	12
Capítulo 2. Antecedentes .....	15
2.1 Programa Nacional Wawa Wasi .....	15
2.1.1 Servicio de Wawa Wasi .....	15
2.1.2 Servicio de Qatari Wawa .....	15
2.2 Programa Nacional Cuna Más .....	15
2.2.1 Servicio de Cuidado Diurno .....	16
2.2.2 Servicio de Acompañamiento a Familias.....	16
2.3 Contexto .....	18
Capítulo 3. Data y composición de la muestra.....	20
3.1 Bases de datos .....	20
3.2 Muestra .....	20
3.3 Variables de resultado y variable de tratamiento.....	24
3.4 Variables de control.....	25
3.5 Estadísticas descriptivas.....	26
Capítulo 4. Metodología.....	28
4.1 Estrategia de identificación .....	28
4.2 Estimador de diferencias en diferencias con múltiples periodos de tiempo .....	28
4.3 Efectos heterogéneos.....	30
Capítulo 5. Estimación Empírica y Resultados.....	31
5.1 Resultados de identificación.....	31
5.1.1 Tendencias paralelas .....	31
5.1.2 Hazard model .....	32
5.2 Resultados del estimador de diferencias en diferencias con múltiples periodos de tiempo ..	34
5.3 Potencial mecanismo: Empleo .....	40
5.4 Resultados de efectos heterogéneos .....	43
5.5 Test de robustez (Rambachan y Roth, 2022).....	46
Capítulo 6. Discusión .....	50
Conclusiones.....	52
Referencias .....	54

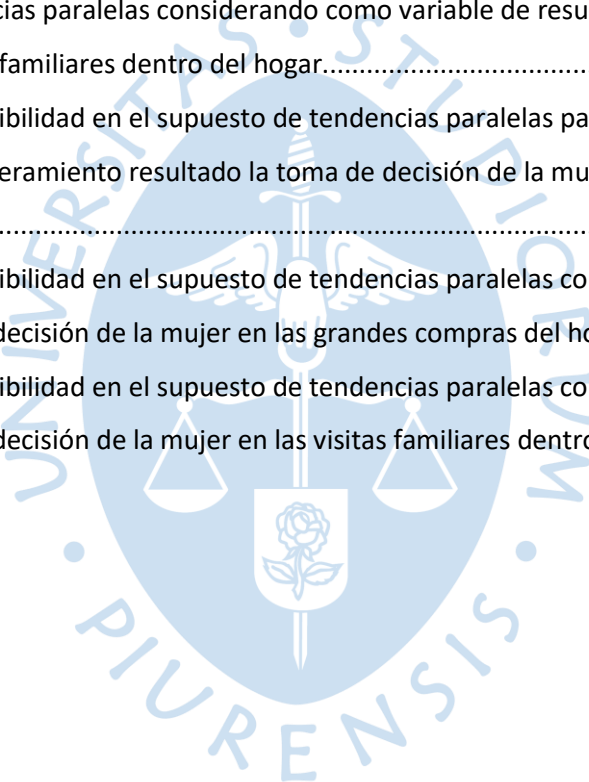
## Lista de tablas

<b>Tabla 1.</b> Estadísticas descriptivas: Muestra previo al emparejamiento por puntaje de propensión ...	22
<b>Tabla 2.</b> Estadísticas descriptivas: Muestra posterior al emparejamiento por puntaje de propensión	23
<b>Tabla 3.</b> Potenciales determinantes del tratamiento: rezagos de las covariables.....	33
<b>Tabla 4.</b> Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con efectos fijos de año .....	35
<b>Tabla 5.</b> Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con controles y efectos fijos de año.....	36
<b>Tabla 6.</b> Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con efectos fijos de distrito y año .....	37
<b>Tabla 7.</b> Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con controles y efectos fijos de distrito y año .....	38
<b>Tabla 8.</b> Efectos del Programa Nacional Cuna Más en las variables laborales de la mujer (ITT por evento) .....	41
<b>Tabla 9.</b> Efectos del Programa Nacional Cuna Más en las variables laborales de la mujer (ITT por año) .....	42
<b>Tabla 10.</b> Efectos heterogéneos en el empoderamiento femenino .....	44
<b>Tabla 11.</b> Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas .....	47



## Lista de figuras

<b>Figura 1.</b> Cobertura del Programa Nacional Cuna Más, 2013 y 2019 .....	18
<b>Figura 2.</b> Perú: Hechos estilizados.....	21
<b>Figura 3.</b> Densidad de Kernel de los grupos de control y tratamiento, antes y después del emparejamiento.....	26
<b>Figura 4.</b> Test de tendencias paralelas considerando como variable de resultado el índice de empoderamiento femenino, y considerando controles, efectos fijos de distrito y efectos fijos de año .....	32
<b>Figura 5.</b> Test de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las grandes compras del hogar .....	39
<b>Figura 6.</b> Test de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las visitas familiares dentro del hogar.....	39
<b>Figura 7.</b> Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas para el índice considerando como variable de empoderamiento resultado la toma de decisión de la mujer en las grandes compras del hogar.....	48
<b>Figura 8.</b> Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las grandes compras del hogar .....	48
<b>Figura 9.</b> Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las visitas familiares dentro del hogar .....	49



## Introducción

Tradicionalmente, se ha visto a las mujeres como las encargadas del trabajo de cuidados no remunerados (Elson, 2000; Folbre, 2006).<sup>1</sup> Entre estas responsabilidades, el cuidado infantil dentro del hogar impone restricciones financieras y de tiempo para ellas, lo cual se traduce en oportunidades y salarios perdidos (Atal, 2017; Folbre, 2006). Duflo (2012) propone que el tiempo que una mujer dedica al cuidado infantil impacta negativamente en su capacidad de participar en el mercado laboral, su habilidad para generar ingresos autónomos y, consecuentemente, en su capacidad de negociación dentro del hogar. Incluso dentro de una relación conyugal, después del nacimiento del primer hijo, es más común que las madres tiendan a reducir sus horas de trabajo remunerado al optar por empleos menos intensivos en tiempo (Goldin et al., 2022).

De acuerdo con Marchbank (2004), en países de ingreso medio o bajo, la brecha de género en el uso de tiempo y salarial persiste con mayor intensidad; lo que podría causar una dependencia marital. En Perú, según la última Encuesta Nacional de Uso de Tiempo (2010), las mujeres dedicaban 2.7 veces más tiempo a los quehaceres domésticos y cuidados no remunerados en comparación con los hombres. Además, para el año 2019, ellas ganaban un 26.9% menos que sus contrapartes masculinas y dedicaban 14.3 horas menos al trabajo remunerado (OIT, 2019).<sup>2</sup> Ante esta situación de desventaja, los servicios de cuidado infantil se presentan como una solución a la falta de tiempo disponible para las madres y a su situación económica desfavorable (Clark et al., 2019; Hojman y Boo, 2022; Martínez A. y Peticará, 2017; Nandi et al., 2020). Al liberar tiempo del cuidado de los hijos en el hogar, se favorece el empoderamiento femenino ya que la participación laboral de las madres aumenta, aunque solo en los casos donde no existen barreras adicionales para el empleo femenino (J-PAL Policy Insight, 2023). Este aumento en la participación laboral de las madres a su vez incrementaría el poder de negociación de las mismas dentro del hogar (Doss, 1996; Heaton et al., 2005; Turon, 2019), lo que les permitirá obtener el mismo acceso y control sobre los recursos que tienen los hombres en el hogar (Batliwala, 1993; Kabeer, 1999).

La literatura ha destacado la importancia de empoderar a las mujeres debido a su influencia en el desarrollo económico de la sociedad (Bayeh, 2016; Doepke y Tertilt, 2019; Banerjee et al., 2020) a través de su contribución laboral y la creación de capital humano futuro. Duflo (2012) explica que las mujeres tienden a tomar decisiones pensando en el bienestar y la educación de los hijos, quienes en el futuro también contribuirán a la sociedad.

Nuestra investigación tiene como objetivo identificar cómo la provisión de servicios de cuidado infantil puede influir en el empoderamiento femenino, manifestado en un mayor poder de decisión

---

<sup>1</sup> El trabajo de cuidados no remunerado refiere al cuidado de los miembros de la familia; incluye actividades como: cocinar, limpiar, cuidar a los niños y demás dependientes del hogar (Elson, 2000).

<sup>2</sup> Esta brecha persiste en todos los grupos de edad.

dentro del hogar. En particular, evaluaremos al Programa Nacional Cuna Más que podría servir como una estrategia para incrementar el empoderamiento femenino en Perú.<sup>3</sup> Más allá de que esta política pública tiene como objetivo brindar servicios de cuidado infantil, las madres que llevan a sus hijos a este Programa tendrían mayor disponibilidad de tiempo lo que incrementaría sus oportunidades laborales y productividad (Boyd y Rentería, 2016). Además, los servicios de cuidado infantil pueden servir para empoderar a las mujeres usuarias a partir de la interacción diaria con otras beneficiarias en situaciones similares. Las madres inscritas programas de cuidado acceden a una red adicional de soporte social, cuya pertenencia puede potencialmente aumentar su autoestima y confianza en la negociación dentro del hogar (Green, 1998; Hoffmann, 2019). La mejor posición económica dentro del hogar, sumada a las redes de contacto generadas con otras madres beneficiarias, conduciría a un mayor empoderamiento de la mujer en la relación conyugal y a una mayor influencia dentro de las decisiones del hogar (Doss, 1996; Hoddinott y Haddad, 1995).

Este estudio contribuye a la literatura económica sobre los servicios de cuidado infantil proporcionando resultados sobre su influencia en el empoderamiento femenino calculado a través del poder de decisión dentro del hogar. Hasta el momento, la literatura se ha enfocado mayormente en la liberación del tiempo disponible de la mujer para que este pueda ser redistribuido en actividades más productivas (Duflo, 2012; Gramm et al., 2020; Hoffmann, 2019); la influencia de los servicios de cuidado infantil en los indicadores laborales de la mujer (Bauernschuster y Schlotter, 2015; Becker, 1985; Boyd y Rentería, 2016; Cardona-Sosa y Morales, 2016; Clark et al., 2019); y la relación entre el poder de decisión que puede ejercer cada miembro y los recursos que estos controlan dentro del total de los recursos familiares (Abdullah Yusof y Duasa, 2010; Doss, 1996; Heaton et al., 2005; Turon, 2019).

Incluso, aunque el empoderamiento femenino se ha reconocido como un factor importante que influye positivamente en variables como una mejor autoestima (Friedemann-Sánchez, 2006; Mujahid-Mukhtar et al., 1991), una menor probabilidad de sufrir violencia doméstica (Farmer y Tiefenthaler, 1997; Svec y Andic, 2018), y una mayor satisfacción conyugal (Orgill y Heaton, 2005), el indicador del poder de decisión de las mujeres ha sido poco analizado, especialmente en los países en desarrollo (Sultana, 2011).<sup>4</sup> En el Perú, los estudios disponibles sobre el Programa Nacional Cuna Más usualmente se han enfocado en los efectos para los niños beneficiarios y en menor medida en el empoderamiento económico de las madres usuarias. Además, estas investigaciones se han realizado en el 2016 y no se evalúan variables de empoderamiento femenino dentro del hogar.

---

<sup>3</sup> El Programa Nacional Cuna Más se creó en el año 2012 con la finalidad de mejorar el desarrollo infantil de los niños menores de 36 meses de edad que viven en zonas urbanas o rurales en situación de pobreza o pobreza extrema.

<sup>4</sup> Además, el poder de decisión a menudo se distribuye a lo largo de las líneas tradicionales de género, donde las esposas toman con mayor frecuencia las decisiones del día a día, mientras que los esposos toman las decisiones sobre asuntos más importantes como la distribución de los recursos del hogar (Steil y Weltman, 1991).

Además, a diferencia de la estrategia de identificación frecuentemente usada para la evaluación de impacto del Programa Cuna Más, emparejamiento por puntaje de propensión; optamos por un estimador de diferencias en diferencias para múltiples periodos de tiempo el cual nos permite explotar la variación geográfica y temporal en la implementación progresiva del Programa a nivel distrital. El grupo de tratamiento está conformado por mujeres en situación de pobreza con hijos menores a tres años y que residan en algún distrito en que se haya implementado el Programa Cuna Más para el año de la encuesta. El grupo de control utiliza a las mujeres con las mismas condiciones sociodemográficas, pero que no residan en distritos donde el Programa se haya implementado para el año de la encuesta. Cabe destacar que, a diferencia de lo que se ha hecho en la literatura previa, realizamos un emparejamiento por puntaje de propensión para construir grupos comparables mas no para identificar el impacto del Programa. Además, evaluamos posibles efectos heterogéneos del Programa para tres determinados subgrupos de la muestra: las mujeres que ganan más que su pareja, las mujeres que son mayores a su pareja, y las mujeres que tienen más educación en comparación a su pareja.

Nuestros resultados muestran efectos positivos en el empoderamiento de las mujeres en distritos beneficiarios. Específicamente, se observan mejoras significativas en la participación de las mujeres en la toma de decisiones relacionadas con visitas familiares y grandes compras del hogar. Estos resultados son robustos y consistentes con modelos de negociación que vinculan una mejor posición económica con una mayor influencia de las mujeres en decisiones del hogar. Cabe destacar que nuestra estrategia tiene limitaciones debido a la falta de datos panel en la base de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) y la baja cobertura del programa. Mejorar la consistencia de las bases de datos permitiría obtener una mayor validez interna de los resultados. Futuras investigaciones podrían explorar otros determinantes del empoderamiento femenino y el impacto de los servicios de cuidado infantil en diferentes contextos.

## Capítulo 1. Revisión de literatura

La literatura sustenta cómo el tiempo y esfuerzo dedicado a los quehaceres del hogar tiene implicancias en el desarrollo económico de los miembros de este. Becker (1985) plantea un modelo donde los hogares deben decidir entre llevar a cabo el cuidado de los hijos en el hogar o acceder a servicios de cuidado infantil para liberar tiempo y poder dedicarlo al ámbito laboral y/o el ocio. A partir de este modelo, el autor concluye que el mayor esfuerzo y tiempo en el trabajo no remunerado se traduce en un menor empleo y salario. Tradicionalmente, esta situación se ha dado con mayor predominancia entre las madres del hogar dedicadas a los trabajos de cuidado no remunerado (Elson, 2000; Folbre, 2006). De hecho, Goldin et al. (2022) concluyen que tanto los ingresos como la trayectoria profesional divergen después del nacimiento del primer hijo; incluso si ambos padres se encontraban en la misma situación laboral en un inicio. Lo anterior podría deberse a que el tiempo dedicado al cuidado no remunerado puede llevar a que las mujeres acepten trabajos de menor calidad con horarios más flexibles y menor requerimiento de esfuerzo (Turón, 2019; Goldin et al. 2022). En adición, Heckman (1974) postula que la calidad superior de las guarderías ofrecidas por instituciones formales influye en la toma de decisiones con respecto al empleo, la extensión de la semana laboral y la selección entre cuidado infantil formal e informal.

La literatura ha reportado beneficios económicos para las madres usuarias de servicios de cuidado infantil medidos por la probabilidad de estar empleadas, el número de horas trabajadas, la probabilidad de trabajar en el sector formal y la proporción de su ingreso dentro del hogar. Barros et al. (2013), aprovechan un experimento controlado aleatorio (implementado por el Gobierno de Río de Janeiro para una política pública) y junto con el uso de variables instrumentales, encuentran que existe un incremento del 9% al 17% en la participación laboral y un aumento del 16% en el ingreso del hogar de las madres beneficiarias brasileñas producto del acceso a servicios de cuidado infantil gratuitos. Rosero y Oosterbeek (2011), utilizando como estrategia de identificación una regresión discontinua, encuentran un incremento de 22 puntos porcentuales (pp.) en la probabilidad de que las madres ecuatorianas trabajen, un incremento de 7 horas laborales a la semana entre las madres beneficiarias y un efecto positivo y significativo sobre el ingreso del jefe del hogar como resultado del acceso a servicios de cuidado infantil gratuitos. Medrano (2009), usando un estimador de diferencias en diferencias, reporta que este tipo de servicios de cuidado infantil en Chile genera un aumento de 2.6% a 10% en la participación laboral de las madres beneficiarias; no obstante, dicho efecto desaparece al controlar por características observables de la familia y el individuo.

En línea con estos resultados, a través del uso de variables instrumentales, Attanasio y Vera-Hernandez (2004) encuentran un efecto positivo del 12% al 37% en la probabilidad de que las madres usuarias de servicios de cuidado infantil subsidiado encuentren un empleo. Además, estos autores hallan que dicho programa aumenta mensualmente en 75 horas, el tiempo laboral de estas mujeres

colombianas. Por su parte, Ángeles et al. (2011) usan como estrategia de identificación un estimador de mínimos cuadrados ordinarios y encuentran 3 resultados importantes de los programas de cuidado infantil mexicano en las madres beneficiarias. En primer lugar, la probabilidad de tener empleo de este grupo aumenta en 18%; luego, las horas laborales aumentan en 6 horas semanales; y, en tercer lugar, las horas dedicadas al cuidado de los hijos dentro del hogar disminuye en 7 horas semanales. Calderón (2014), a través del uso de una estrategia empírica de triple diferencias, encuentra que existe un incremento de 1.8 pp. en la probabilidad de trabajar de las mujeres beneficiarias mexicanas y un aumento de 4.5% en el ingreso promedio de la población urbana de mujeres elegibles.

Para el caso peruano, Boyd y Rentería (2016) reportan beneficios económicos para las madres usuarias del Programa Nacional Cuna Más estimando una regresión ponderada con *Entropy Balancing*. Los resultados muestran que Cuna Más incrementa la probabilidad de pertenecer a la Población Económicamente Activa (PEA) ocupada (14%) y disminuye la probabilidad de tener un empleo informal en el sector informal (-6%) de las madres beneficiarias.

Esta mejor posición económica dentro del hogar, gracias a la mayor probabilidad de empleo, mayores horas trabajadas y mayores ingresos salariales, potencialmente puede llevar a dos teorías divergentes que estudian el efecto de la mayor participación en el mercado laboral sobre el poder en la toma de decisiones dentro del hogar. La teoría más desarrollada, conocida como los modelos de negociación y colectividad, supone que una mejor posición económica o social de las mujeres en el hogar conduce a un mayor poder en la relación, y una mayor capacidad para influir en las decisiones del hogar y la distribución de recursos (Abdullah Yusof y Duasa, 2010; Doss, 1996; Heaton et al., 2005; Turon, 2019). Jianakoplos y Bernasek (2008) concluyen que el acceso relativo al trabajo remunerado, ingresos y educación podrían incrementar el poder de negociación de la mujer dentro del hogar.

Los modelos de negociación en el matrimonio teorizan que las decisiones dentro del hogar son un juego cooperativo donde se supone que los esposos con diferentes intereses resuelven estas diferencias hasta llegar a un equilibrio de Nash u otra forma explícita de negociación (Manser y Brown, 1980; McElroy y Horney, 1981). No obstante, una característica particular de este modelo es que el poder que puede ejercer cada miembro depende predominantemente de los recursos que controlan estos en el total de los recursos familiares.<sup>5</sup> Manser y Brown (1980) y McElroy y Horney (1981) teorizan que la conexión entre el empleo y la autonomía existe porque cuando las mujeres trabajan tienen control sobre sus ganancias. Ello reduce la dependencia económica de una pareja masculina y permitiéndoles utilizar amenazas creíbles para abandonar una relación en la que no se les permita empoderarse (Ruiz-Bravo et al., 2018). En esta línea, Grasmuck y Espinal (2000) encuentran que el

---

<sup>5</sup> Lo anterior debido a que la cantidad de recursos que controlan refleja indirectamente el riesgo que supone la ausencia de un acuerdo (que para Manser y Brown (1980) y McElroy y Horney (1981) sería el divorcio).

ingreso individual sí juega el rol más importante al momento de tomar decisiones conjuntas en el sector financiero y empresarial.

Por el contrario, la corriente de la literatura conocida como la teoría de los recursos relativos, ha establecido que factores que se suponen empoderan a las mujeres (como el ingreso, la mayor participación laboral, y educación) también están relacionados con una mayor prevalencia de dominio por parte de la pareja cuando estos logros “amenazan” el estatus de ellos (Eggers del Campo y Steinert, 2022; Hornung et al., 1981; Svec y Andic, 2018; Weitzman, 2014). De hecho, Acharya et al. (2010) encuentran que las mujeres con mayor poder adquisitivo son menos propensas a participar en la toma de decisiones relacionadas a salud; mientras que Mulugeta y Amsalu (2014) hallan que el nivel de participación de las mujeres rurales es bajo e independiente de su nivel de ingresos en el sector ganadero.

Sin perjuicio de las dos teorías presentadas, para otro estudio en México, Hoffman (2019) plantea un potencial efecto de empoderamiento de pares generado a partir de la interacción diaria con el equipo de la guardería y las otras madres beneficiarias con situaciones similares. Las mujeres inscritas en el Programa de cuidado acceden a una red adicional de soporte social, cuya pertenencia puede potencialmente incrementar su autoestima y confianza en la negociación dentro del hogar (Green, 1998; Hoffmann, 2019).

En síntesis, la literatura empírica prevé resultados positivos respecto al impacto que podrían tener los servicios de cuidado infantil en el empoderamiento económico de las mujeres beneficiarias. No obstante, según lo revisado, esto no necesariamente se traduciría en una mayor participación de la mujer en las decisiones del hogar. Por un lado, los modelos de negociación y colectividad sostienen que una mejor posición económica o social de las mujeres aumenta su poder de negociación y capacidad para influir en las decisiones del hogar y la distribución de recursos. Por otro lado, la teoría de los recursos relativos sugiere que los factores que supuestamente empoderan a las mujeres también pueden incrementar la dominancia de la pareja masculina cuando estos logros amenazan su estatus.

## Capítulo 2. Antecedentes

El Programa Nacional Cuna Más fue creado oficialmente en marzo de 2012 mediante Decreto Supremo 003-2012-MIDIS, sobre la base del Programa Nacional Wawa Wasi (el mismo que dejó de funcionar en dicho año).

### 2.1 Programa Nacional Wawa Wasi

El Programa Nacional Wawa Wasi surge inicialmente en 1993 como un proyecto que buscaba brindar atención integral a los hogares comunales y a los hogares del Programa Integral Nacional para el Bienestar Familiar (INABIF). Este proyecto tiene su origen en el marco de la Convención sobre los Derechos del Niño y el Plan Nacional de Acción por la Infancia bajo financiamiento del Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF) (Chuquillanqui et al., 2010).

Entre 1994 – 1995, gracias al financiamiento del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), la Unión Europea (UE), UNICEF y el Programa Mundial de Alimentos (PMA); se incorpora a Wawa Wasi el proyecto “Sistema de Casas de Niños”. Posteriormente, en 1996, el Programa Nacional Wawa Wasi es transferido al Ministerio de la Mujer y Desarrollo Humano (PROMUDEH), que en 1997 lo reconoce como el “Programa de Atención Integral al Niño”. Luego, entre 1999 – 2004, este programa es financiado por un préstamo del BID para que, finalmente, a partir del 2005, se convierta en una actividad permanente del Viceministerio de la Mujer dentro del Ministerio de la Mujer y Desarrollo Social (MIMDES) financiado por recursos del Tesoro Público por medio del D.S. N°011-2004-MIMDES (Pérez, 2013). En general, fueron dos los servicios que prestaba el programa:

#### 2.1.1 Servicio de Wawa Wasi

Brindaba atención integral a niños de 6 a 47 meses de edad a través de dos modalidades:

- **Wawa Wasi – Gestión Comunal:** servicios de cuidado y atenciones en nutrición, salud y aprendizaje oportuno brindados en las casas de gestión comunal.
- **Wawa Wasi – Institucional:** servicios de asistencia y asesoría técnica a instituciones públicas y privadas en el marco de una atención integral para los niños beneficiarios.

#### 2.1.2 Servicio de Qatari Wawa

Servicios para el fortalecimiento de capacidades de familias de zonas altoandinas en crianza infantil.

Finalmente, el Programa Nacional Wawa Wasi ofrecía servicios a través de 4 componentes: atención integral de la salud, atención alimentaria y nutricional, aprendizaje infantil temprano, e infraestructura y seguridad. Al término del periodo de implementación (2012), el Programa Nacional Wawa Wasi intervino en 319 distritos distribuidos en 23 regiones del país (Pérez, 2013).

### 2.2 Programa Nacional Cuna Más

A diferencia de Wawa Wasi que buscaba satisfacer las necesidades de atención y cuidado diurno de los niños menores a 48 meses mientras los madres trabajaban o estudiaban; Cuna Más

amplía su enfoque e incorpora como finalidad mejorar el desarrollo infantil de una nueva población objetivo conforme a lo establecido en el Decreto Supremo N° 003-2012-MIDIS.<sup>6</sup> Esta población está compuesta por aquellas familias y/o madres gestantes con hijos menores de tres años que viven en zonas urbanas o rurales en situación de pobreza o pobreza extrema. Si bien Cuna Más deja de señalar explícitamente como objetivo el aumentar la participación en el mercado laboral de las madres (y/o padres) mientras los hijos atienden al Programa, este efecto se mantiene indirectamente (Boyd y Rentería, 2016).

En cuanto a los requisitos para acceder al Programa Nacional Cuna Más dentro del distrito de residencia se encuentran los siguientes:

- El beneficiario debe ser menor de 30 meses al momento de la inscripción.
- Presentar el Documento Nacional de Identidad (DNI) de los padres/tutores y del menor o de la gestante, o documento que acredite que se encuentre en trámite.
- Presentar una copia del Carnet de Atención Integral de Salud (CRED) del menor.
- Llenar una declaración jurada de afiliación del niño o gestante a algún sistema de aseguramiento en salud o que la afiliación se encuentre en trámite.
- Presentar un resultado del tamizaje de hemoglobina del niño.
- Expresar compromiso para la prevención, diagnóstico y tratamiento de la anemia en el menor.
- Presentar un Acta de Compromisos de la Familia, firmado por el padre, madre o responsable a cargo del menor.

Una vez ingresado en el Programa, los beneficiarios pueden acceder a uno de los siguientes servicios:

### **2.2.1 Servicio de Cuidado Diurno**

Brinda atención integral a niños entre 6 y 36 meses que viven en zonas urbanas de pobreza y pobreza extrema, y que requieren atención de sus necesidades básicas.<sup>7</sup> Los servicios incluyen salud, nutrición, aprendizaje y protección. Las encargadas son las madres cuidadoras, capacitadas en técnicas de cuidado, quienes acompañarán a los pequeños en experiencias significativas que promuevan aprendizaje y desarrollos de habilidades.

### **2.2.2 Servicio de Acompañamiento a Familias**

Busca la mejora y el fortalecimiento de los conocimientos y prácticas de cuidado, aprendizaje infantil y desarrollo de habilidades y capacidades, centrándose más en áreas rurales dispersas del país. Los servicios se brindan a través de visitas semanales de una hora a hogares a cargo de facilitadoras de

---

<sup>6</sup> Desarrollo infantil temprano implica reforzar los componentes de nutrición, salud, aprendizaje cognitivo, psicomotor, cuidado del ambiente y recreación de los niños beneficiarios.

<sup>7</sup> Se da preferencia a distritos que cuenten con al menos un centro poblado urbano (un mínimo de 2,000 habitantes y 400 viviendas).

la comunidad capacitadas, y sesiones grupales mensuales con madres gestantes, y niños menores de 36 meses y sus familias.

Cabe resaltar que, debido a temas presupuestales, la expansión del Programa desde su implementación en el 2013 ha sido más bien gradual en los distritos del Perú. Los criterios de focalización se dividieron en socioeconómicos y categóricos a nivel de distrito (MIDIS, 2020).<sup>8</sup> En cuanto a los criterios socioeconómicos, se priorizaron distritos con una incidencia de pobreza total mayor o igual al 19% para el Servicio de Cuidado Diurno, mientras que este valor debía ser mayor o igual al 50% para el Servicio de Acompañamiento a Familias (de acuerdo con lo reportado por el Sistema de Focalización de Hogares). Con respecto a los criterios categóricos, se favorecieron aquellos distritos con al menos un centro poblado urbano en el caso del Servicio de Cuidado Diurno. Para el Servicio de Acompañamiento a Familias, los distritos seleccionados son aquellos con una tasa mayor o igual al 30% de desnutrición crónica en niños menores de 5 años; y los distritos rurales del ámbito de intervención del Programa Juntos (MEF, 2016).<sup>9</sup>

Geográficamente, el Programa Nacional Cuna Más inicialmente cubría 489 distritos, con una población beneficiaria de 56,431 niños bajo el Servicio de Cuidado Diurno y 31,782 familias bajo el Servicio de Acompañamiento a Familias. Anualmente, la cobertura del Programa se incrementa de acuerdo con los criterios de focalización previamente mencionados. Para fines del 2019, Cuna Más se expandió a 909 distritos, el Servicio de Cuidado Diurno llegó a beneficiar a 59,738 niños y el Servicio de Acompañamiento a Familias atendió a 110,163 familias. La figura 1 muestra la cobertura de Cuna Más para los años 2013 y 2019.

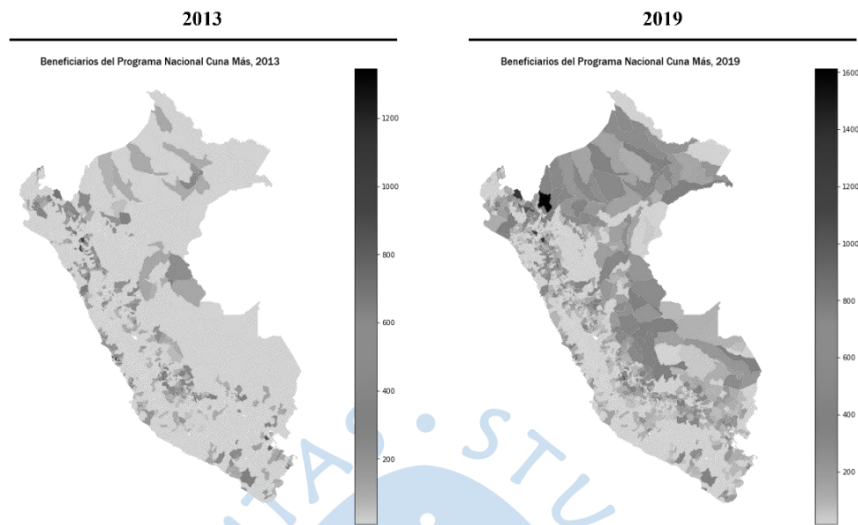
---

<sup>8</sup> Un criterio socioeconómico se refiere a las características y condiciones económicas y sociales de los distritos, tales como, índice de pobreza, tasa de desempleo, ingreso per cápita, entre otros. Un criterio categórico se refiere a la clasificación o categorización de los distritos según ciertas características específicas o condiciones que no necesariamente se basan en medidas cuantitativas socioeconómicas, tales como, región geográfica o prioridades políticas.

<sup>9</sup> Si bien Juntos ofrece transferencias monetarias a las mujeres beneficiarias, este ingreso adicional no estaría afectando nuestras estimaciones, ya que nuestra variable de ingresos considera únicamente aquellos obtenidos por fuentes laborales (ver la sección de variables de resultado para obtener más detalles sobre la construcción de nuestra variable de ingreso).

**Figura 1**

*Cobertura del Programa Nacional Cuna Más, 2013 y 2019*



*Nota.* Elaboración propia.

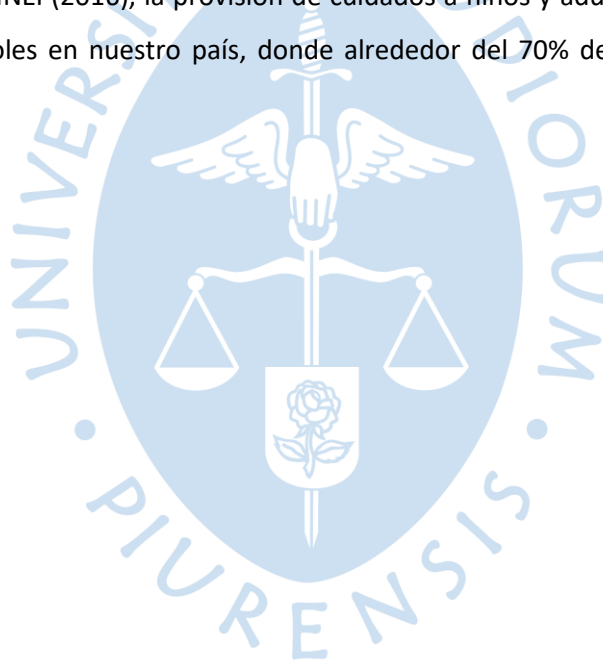
### 2.3 Contexto

Los roles de género han jugado un papel importante al momento de determinar el estatus de la mujer dentro del hogar y de la sociedad (Grasmuck y Espinal, 2000). Budlender (2010) resalta que, a nivel mundial, las mujeres dedican más horas al trabajo de cuidados no remunerado que los hombres. A ellas se les asigna los quehaceres del hogar, mientras que a ellos las actividades productivas y de retribución económica (Qi y Dong, 2016). Pese a que en los últimos años ha habido una reducción en esta brecha de género, aún se mantiene a la mujer como cuidadora principal de los niños del hogar, incluso cuando también contribuyen económicamente (Kroska, 2003; Goldin et al., 2022).

A nivel latinoamericano, entre el periodo 2010 – 2018, las mujeres han dedicado 3.4 veces más tiempo a los quehaceres domésticos y cuidados no remunerados en comparación a sus pares masculinos (OIT, 2019). En general, estas brechas de género son notorias y se mantienen tanto para la población con ingresos propios como para la población sin este tipo de ingresos. En América Latina, la mujer promedio sin ingresos propios dedica 59.7 horas a la semana al trabajo no remunerado, mientras que para este subgrupo de población masculina la asignación de tiempo a esta tarea es de 23.3 horas. Por otro lado, la población de mujeres con ingresos propios dedica en promedio 37.5 horas a estas tareas domésticas, en comparación a sus pares masculinos quienes asignan 16.2 horas (CEPAL, 2016). Esta brecha de género, además, influye en los avances relacionados a la autonomía de estas mujeres y particularmente en su autonomía económica (CEPAL, 2023). Lo anterior debido a que la marcada diferencia de horas dedicadas al trabajo no remunerado hace que las mujeres tengan menos

experiencia laboral, perjudica la libertad financiera de la mujer y podría crear una dependencia marital. Concretamente, al 2019, las mujeres peruanas ganaban 26.9% menos que sus pares masculinos mientras que en Latinoamérica y el Caribe el promedio de esta brecha era de 20% para el mismo año (INEI, 2019; OIT, 2019).

Asimismo, la mujer peruana dedica 2.7 veces más de tiempo a las actividades domésticas en comparación a sus pares masculinos (OIT, 2019). De acuerdo con la última Encuesta Nacional del Uso del Tiempo (2010), mientras la mujer peruana promedio dedica 6.7 horas más para el cuidado de bebés, niños y adolescentes; el peruano promedio destina 14.3 horas más al trabajo remunerado que las mujeres. Esta situación lleva a que, finalmente, las mujeres cuenten con una carga mayor de horas de trabajo, tanto remunerado como no remunerado. Más aun, el tiempo dedicado por las mujeres a los quehaceres del hogar y, particularmente, a los cuidados no remunerados, se incrementa notoriamente cuando hay un niño menor de cinco años presente dentro del hogar (OIT, 2018). Pese a ello, de acuerdo con el INEI (2016), la provisión de cuidados a niños y adultos tiene un valor de 21.3 miles de millones de soles en nuestro país, donde alrededor del 70% de este valor lo aportan las mujeres.



## Capítulo 3. Data y composición de la muestra

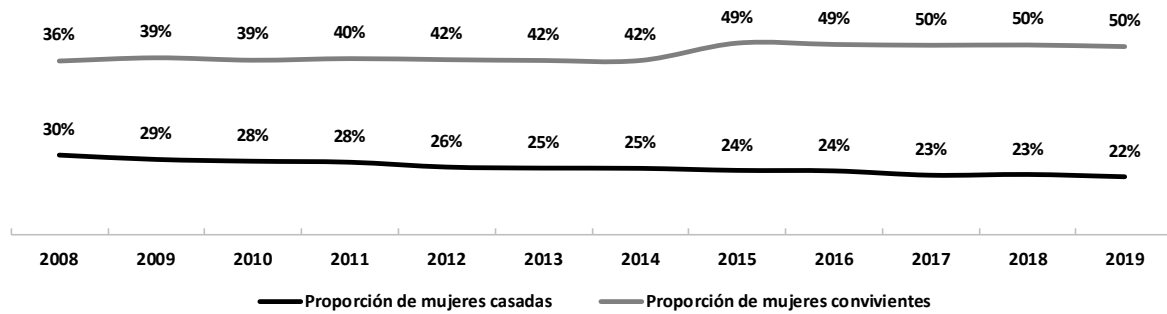
### 3.1 Bases de datos

Los datos para el análisis principal provienen de dos fuentes. Primero, usamos la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) realizada anualmente por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) desde el 2004. La ENDES recoge información representativa sobre la dinámica demográfica y salud de las madres, niños menores de cinco años, y personas de 15 años a más residentes en el territorio peruano. Utilizamos esta base de datos de corte transversal para la creación de nuestras variables de resultado y control, desde el año 2008 hasta el año 2019.

Dado que la ENDES no recoge información sobre la participación de las mujeres en Cuna Más desde su implementación, preferimos identificar la pertenencia al Programa a través del distrito de residencia. Para ello, la segunda fuente de datos proviene del Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (MIDIS) que proporciona información administrativa anual sobre los distritos en los que se implementa el Programa.

### 3.2 Muestra

Para nuestra investigación, utilizamos la ENDES para los años del 2008 al 2019. Aunque Cuna Más se implementó a partir del 2013, decidimos incluir cinco años previos para evaluar los supuestos necesarios para nuestra estrategia de identificación. Excluimos los años previos al 2008 debido a cambios en la recolección de datos de la ENDES, y los años posteriores al 2019 por ser atípicos debido a la pandemia del COVID – 19. La muestra utilizada para el análisis incluye a mujeres entre 14 y 47 años, casadas o convivientes con su pareja, para analizar solo a la población en edad para trabajar (PET) y que estén dentro del límite promedio de la edad fértil (Ayala-Peralta, 2020). Cabe destacar que, de acuerdo con estadísticas obtenidas de la ENDES 2008 – 2019; en Perú, la evolución en el número de mujeres casadas ha mantenido una tendencia decreciente, mientras la evolución de mujeres que conviven con su pareja ha crecido con el tiempo. Independientemente de ello, como se muestra en la Figura 2; en suma, la proporción de mujeres casadas o convivientes ha representado aproximadamente dos tercios de la población femenina peruana.

**Figura 2***Perú: Hechos estilizados*

*Nota.* Elaboración propia. Información obtenida de la ENDES.

Finalmente, para tener una muestra homogénea, seguimos los criterios de selección del Programa Nacional Cuna Más. El grupo de tratamiento lo forman mujeres pobres con hijos menores a tres años y residentes en algún distrito en que se haya implementado el Programa Nacional Cuna Más para el año de la encuesta. El grupo de control utiliza a las mujeres con las mismas condiciones sociodemográficas,<sup>10</sup> pero que no residan en distritos donde el Programa se haya implementado para el año de la encuesta. La Tabla 1 muestra que los grupos de control y tratamiento no son comparables estadísticamente en las variables relevantes. Por ello, optamos por realizar un emparejamiento por puntaje de propensión para determinar la muestra final de nuestra investigación. Esta estrategia nos permite obtener un grupo de control similar al grupo de tratamiento en sus observables no variantes en el tiempo.<sup>11</sup> La base final de la ENDES que utilizamos para nuestro análisis se muestra en la Tabla 2 y contiene 28,611 observaciones en 1,410 distritos.

<sup>10</sup> Mujeres pobres, en edad reproductiva, que son casadas o conviven con su pareja, y con hijos menores a tres años.

<sup>11</sup> Para el emparejamiento por puntaje de propensión se usaron variables constantes como: área de residencia (urbano o rural), año de nacimiento del primer hijo, diferencia de edad entre la pareja masculina y la mujer, entre otros.

**Tabla 1***Estadísticas descriptivas: Muestra previo al emparejamiento por puntaje de propensión*

	(1) Tratados (media)	(2) Controles (media)	(3) Diferencia
<b>A nivel individual</b>			
Edad	30.081	30.398	-0.317***
Edad al cuadrado	957.830	979.310	-21.479***
Edad al primer matrimonio	18.860	18.687	0.173***
Años de estudio	7.615	6.546	1.069***
Pobreza extrema (=1)	0.533	0.561	-0.028***
Número ideal de hijos	2.496	2.557	-0.061***
Jefa del hogar (=1)	0.097	0.059	0.039***
Casada (=1)	0.238	0.287	-0.048***
Trabajo (=1)	0.512	0.572	-0.061***
<b>A nivel de hogar</b>			
Lugar de residencia (Gran ciudad)	0.199	0.079	-0.119***
Lugar de residencia (Pequeña ciudad)	0.234	0.168	-0.066***
Lugar de residencia (Pueblo)	0.534	0.744	0.209***
Número de miembros del hogar	4.924	5.179	0.255***
Rural (=1)	0.534	0.746	0.212***
Número de observaciones	<b>16,423</b>	<b>13,187</b>	<b>29,610</b>

*Nota.* \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1. Elaboración propia.

**Tabla 2***Estadísticas descriptivas: Muestra posterior al emparejamiento por puntaje de propensión*

	(1) Tratados (media)	(2) Controles (media)	(3) Diferencia	(4) % de reducción de  sesgo
<b>A nivel individual</b>				
Edad	30.063	29.968	0.095	69.1%
Edad al cuadrado	956.690	951.400	5.290	73.6%
Edad al primer matrimonio	18.859	18.789	0.070	96.8%
Años de estudio	7.615	6.546	1.069	95.7%
Pobreza extrema (=1)	0.533	0.571	-0.039***	65.3%
Número ideal de hijos	2.496	2.500	-0.004	93.1%
Jefa del hogar (=1)	0.097	0.090	0.006**	94.6%
Casada (=1)	0.238	0.238	-0.001*	99.2%
Trabajo (=1)	0.511	0.509	0.003	89.0%
<b>A nivel de hogar</b>				
Lugar de residencia (Gran ciudad)	0.199	0.204	-0.005	98.2%
Lugar de residencia (Pequeña ciudad)	0.235	0.223	0.011	93.0%
Lugar de residencia (Pueblo)	0.534	0.544	-0.009	99.9%
Número de miembros del hogar	4.921	4.908	0.013*	82.5%
Rural (=1)	0.534	0.544	-0.009	99.9%
Número de observaciones	<b>12,250</b>	<b>16,372</b>	<b>28,611</b>	

*Nota.* \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1. Elaboración propia.

### 3.3 Variables de resultado y variable de tratamiento

Analizamos 5 variables de resultado principales. Estas variables se crean utilizando preguntas específicas en el módulo REC71 de la ENDES donde las mujeres responden quién tiene la palabra final en ciertas decisiones, siendo las opciones: solo la mujer, la mujer junto con su pareja, solo la pareja, otra tercera persona o nadie. La primera variable de interés es el índice de empoderamiento femenino, el cual pondera con el mismo peso la participación de la mujer dentro de las siguientes 4 dimensiones de relevancia (Malhotra y Schuler, 2005):

- **Control sobre el entorno familiar:** Si la mujer participa junto a su pareja en las decisiones con respecto a las compras grandes del hogar. Esta variable la obtenemos a partir de la pregunta “¿quién tiene la última palabra en grandes compras del hogar?” que proporciona la ENDES.
- **Características de las relaciones sociales:** Si la mujer participa junto a su pareja en las decisiones con respecto a las visitas que se reciben en el hogar. Esta variable la obtenemos a partir de la pregunta “¿quién tiene la última palabra en visitas familiares dentro del hogar?” que proporciona la ENDES.
- **Integridad física y seguridad:** Si la mujer participa junto a su pareja en las decisiones con respecto al uso de anticonceptivos. Esta variable la obtenemos a partir de la pregunta “¿quién tiene la última palabra en el uso de anticonceptivos?” que proporciona la ENDES.
- **Vida y salud física:** Si la mujer participa sola en las decisiones con respecto a su propia salud. Esta variable la obtenemos a partir de la pregunta “¿quién tiene la última palabra en las decisiones de su salud?” que proporciona la ENDES.

Las dimensiones se evalúan mediante una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la mujer participa de las decisiones para compras grandes, visitas y uso de anticonceptivos junto con su pareja o sola, y 0 en caso contrario. Mientras que, para la dimensión de salud, la variable dicotómica toma el valor de 1 si participa en la decisión sobre su salud sola, y 0 en caso contrario.<sup>11</sup>

La variable de tratamiento, exposición a Cuna Más, toma el valor de 1 si el individuo dentro de la ENDES pertenece al distrito donde se encuentra implementado el Programa para dicho año y 0 en caso contrario.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> A diferencia de las preguntas de toma de decisiones en cuanto a entorno social, relaciones sociales, e integridad física (las cuales preguntan por decisiones a nivel de hogar); la pregunta en torno a la salud hace referencia a las decisiones de salud solo de la mujer encuestada, mas no del hogar. No obstante, esta última pregunta la incluimos dada su relevancia para el empoderamiento femenino de acuerdo con Malhotra y Schuler (2005).

<sup>12</sup> Para obtener la variable de tratamiento, utilizamos la data administrativa del MIDIS que informa sobre la expansión del Programa Cuna Más a nivel distrital a través de los años.

### 3.4 Variables de control

Para la madre creamos un vector de variables de control a partir de la ENDES. Estas son:

- Edad y edad al cuadrado.
- Años de educación: obtenida a partir de la suma de los años de educación básica (inicial, primaria y secundaria) y superior (pregrado y posgrado).
- Estado de pobreza extrema: utilizamos la pregunta de índice de riqueza donde los más pobres toman el valor de 1 y 0 si son pobres no extremos.
- Salario superior a su pareja: usamos la pregunta con el mismo nombre proporcionada por la ENDES donde las mujeres que ganan más que su pareja toman el valor de 1 y 0 en caso contrario.
- Estado civil: empleamos la pregunta de estado civil donde las mujeres casadas toman el valor de 1 y 0 si se encuentran conviviendo.
- Jefa del hogar: tomamos la variable de relación con el jefe del hogar donde esta variable toma el valor de 1 si la encuestada es a su vez jefa del hogar y 0 en caso sea esposa del jefe del hogar.
- Acceso a seguro: usamos las diferentes preguntas de la encuesta sobre el seguro al cual se encuentran o no afiliados donde las mujeres con alguno de estos toman el valor de 1 y 0 en caso contrario.

Considerando las características de la pareja, creamos el siguiente vector de variables de control:

- Años de educación de la pareja: obtenida a partir de la suma de los años de educación básica (inicial, primaria y secundaria) y superior (pregrado y posgrado).
- Diferencia de edad respecto a la de su pareja: restamos la edad de la mujer menos la edad de la pareja.
- Brecha en el número ideal de hijos entre la mujer y su pareja: hallamos la diferencia entre las respuestas del número ideal de hijos reportada por la encuestada y el número ideal de hijos que la pareja desea. Esta variable *confounding* nos permite controlar por un posible efecto si es que la pareja desea tener más o menos hijos que la mujer.<sup>13, 14</sup>

Por último, creamos el siguiente vector de variables de control a nivel de hogar:

---

<sup>13</sup> Una *confounding variable* es un tipo de variable externa que está relacionada con la variable independiente y dependiente de la ecuación, debiendo cumplir dos condiciones para ser considerada como tal: estar correlacionada con la variable independiente (si bien puede existir una relación causal, esta no es obligatoria), y estar causalmente relacionada con la variable dependiente (Frank, 2000).

<sup>14</sup> Ello puesto que solo nos interesa capturar el efecto de pertenecer en el Programa Cuna Más. Esta variable de control solo la usamos para las regresiones donde la variable de resultado es la participación de la mujer en la decisión con respecto al uso de anticonceptivos.

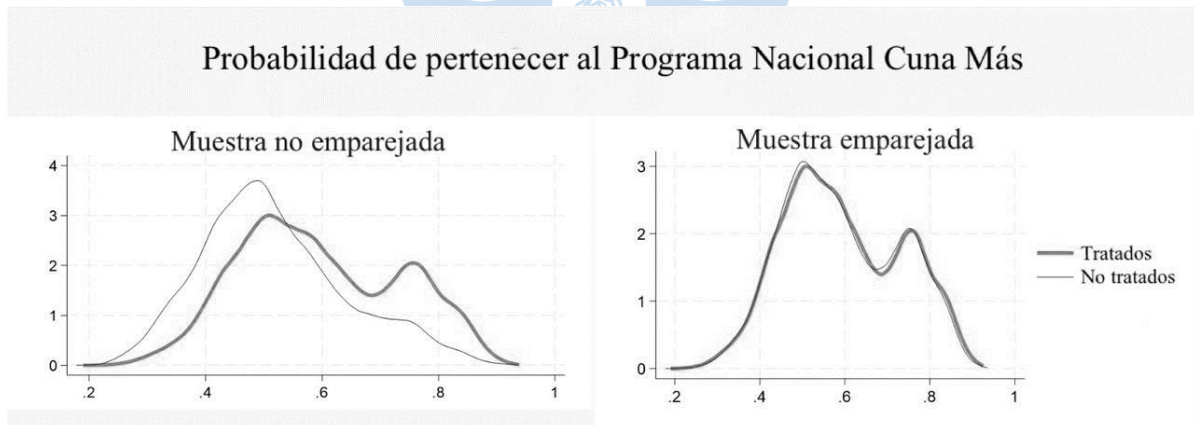
- Número de miembros del hogar.
- Número de hijos menores a 5 años.
- Ubicación del hogar: usamos la variable de lugar de residencia, que toma el valor de 1 si se trata de una ciudad y 0 si es pueblo.

### 3.5 Estadísticas descriptivas

Dado que nuestra muestra inicial no era comparable en las variables de control relevantes, se utilizó la técnica de emparejamiento por puntaje de propensión para identificar a los pares de individuos parecidos en sus características observables (Rosenbaum y Rubin, 2023). Estimamos el puntaje (la probabilidad de ser elegible para el Programa) a partir de las características sociodemográficas de las mujeres observadas y las características del hogar. Para el emparejamiento optamos por una función *Kernel Epanechnikov*, considerando solo aquellas observaciones dentro del soporte común. El emparejamiento por *Kernel* proporciona un enfoque eficiente debido a que utiliza toda la información disponible en el grupo de control y pondera la contribución de cada individuo dentro de este grupo de acuerdo con su nivel de emparejamiento con el grupo de tratamiento (Berg, 2011). La Figura 3 reporta la función de densidad *Kernel* del puntaje tanto antes como después del emparejamiento para los grupos tratados y de control.

**Figura 3**

*Densidad de Kernel de los grupos de control y tratamiento, antes y después del emparejamiento*



*Nota.* Elaboración propia.

Asimismo, en la Tabla 2 se muestra que los grupos de control y tratamiento son estadísticamente similares en las variables de control relevantes a nivel individual y de hogar tras el emparejamiento. A nivel individual, no existen diferencias significativas para las variables salvo por el estado de pobreza extrema, casada y jefa del hogar (diferencias significativas al 1%, 5% y 10%,

respectivamente). A nivel de hogar, la diferencia en el número de miembros del hogar entre el grupo de control y tratamiento es diferente de 0 marginalmente. No obstante, las diferencias a nivel individual no sobrepasan 1 pp. en el caso de encontrarse casada o ser jefa del hogar. Tampoco sobrepasa los 4 pp. en el caso de que la mujer se encuentre en situación de pobreza extrema. A nivel de hogar, la diferencia del número de miembros del hogar entre el grupo de control y tratados es de 0.01 miembros. Consideramos que estas diferencias no afectan nuestros resultados puesto que son mínimas y marginalmente significativas.



## Capítulo 4. Metodología

### 4.1 Estrategia de identificación

La identificación del efecto causal de Cuna Más en el empoderamiento de las mujeres puede presentar problemas de endogeneidad, como sesgo por variable omitida; incluso tras haber aplicado la técnica de emparejamiento por puntaje de propensión. El sesgo por variables omitidas se debe a las características no observables de las madres que repercuten en la participación de la mujer en las decisiones del hogar (como las costumbres y tradiciones de la zona en la que se encuentra el hogar, o la crianza que ha recibido la mujer). Estas variables no se encuentran en la ENDES y no se puede controlar por ellas. Por ende, el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios no es adecuado para resolver los problemas mencionados previamente.

En lugar de una regresión clásica, consideramos el método econométrico de diferencias en diferencias para múltiples periodos de tiempo que permite una doble comparación: aquellas mujeres que no son beneficiarias comparadas con las que sí son beneficiarias, antes y después del 2013 (fecha en la que se implementó el Programa Nacional Cuna Más). Este método permite crear un escenario “exógeno” al considerar un evento externo que solo afecta a la variable de tratamiento, pero no a otras variables de control que pudieran afectar la variable de resultado. Debido a la implementación progresiva del Programa social a nivel de distrito, utilizaremos una versión modificada del tradicional enfoque de diferencias en diferencias. El estimador de diferencias en diferencias con múltiples periodos de tiempo evita la asignación de pesos negativos del clásico *two-way fixed effects* o *TWFE* (Goodman-Bacon, 2021) y proporciona una manera sencilla de agregar directamente los efectos de tratamiento promedio del grupo  $g$  en el tiempo  $t$  (*group-time average treatment*) en efectos de tratamiento promedio a lo largo de diferentes duraciones de exposición al tratamiento.<sup>15</sup>

Finalmente, es importante destacar que nuestras estimaciones no serán *ATT* (*average treatment effect on the treated* o efecto promedio del tratamiento sobre los tratados) debido a la información limitada en la base ENDES con respecto a la asignación del tratamiento de manera individual (variable auto reportada). En consecuencia, nuestras estimaciones deberán interpretarse como efectos *ITT* (*intention-to-treat* o intención a tratar), es decir, el efecto promedio en el empoderamiento femenino de las mujeres pertenecientes a un distrito beneficiario.

### 4.2 Estimador de diferencias en diferencias con múltiples periodos de tiempo

Aprovechamos la implementación progresiva del Programa a nivel distrital para estimar un modelo econométrico de diferencias en diferencias para múltiples periodos de tiempo (Callaway y Sant’Anna, 2021; Sun y Abraham, 2021). Este método nos permite obtener estimaciones insesgadas

---

<sup>15</sup> Preferimos este modelo dado que existe literatura reciente que indica que las estimaciones de event studies podrían estar sesgadas por las comparaciones entre las unidades tratadas temprana y tardíamente (Callaway y Sant’Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021).

cuando: (i) hay múltiples periodos de tiempo (como es nuestro caso, 2008 – 2019), (ii) existe variación en el momento del tratamiento (pues la implementación del Programa fue progresiva a nivel distrital), y (iii) el supuesto de tendencias paralelas se mantiene potencialmente solo después del condicionamiento en las covariables (como presentaremos en la sección de resultados).

La siguiente ecuación presenta nuestro modelo principal para medir el impacto de Cuna Más en el empoderamiento femenino:

$$Y_{(i,g,d,t)}(x) = \mathbb{E}[Y_{i,d,t} - Y_{i,d,g-1} | X = x, G_i = g] - \mathbb{E}[Y_{i,d,t} - Y_{i,d,g-1} | X = x, G_i = g'],$$

$$\forall g' > t \quad (1)$$

donde  $Y_{(i,g,d,t)}(x)$  es nuestra variable de empoderamiento femenino para la mujer  $i$  en el distrito  $d$  para el año  $t$  (medido a través del índice de empoderamiento o el empoderamiento en cada una de las 4 dimensiones mencionadas anteriormente).  $g$  indica el primer año en que el Programa Nacional Cuna Más se implementó en el distrito  $d$ ,  $G_i = g'$  indica la ausencia de tratamiento, esto es, los distritos aún no tratados en la muestra; y  $t$  indica un año del periodo 2008 – 2019.  $X$  es un vector de variables de control a nivel individual y de hogar de la mujer  $i$  en el distrito  $d$  para el año  $t$ . Finalmente, para obtener los resultados incluimos efectos fijos de año y distrito. Los errores estándar están *clusterizados* a nivel de distrito. Utilizamos como grupo de control las observaciones aún no tratadas, es decir, comparamos el cambio que pasó con el cambio que hubiera pasado al corte  $g$ , entre  $g - 1$  y  $t$ . La siguiente ecuación ejemplifica lo mencionado:

$$Y_{(i,2013,d,2014)}(x)$$

$$= \mathbb{E}[Y_{i,d,2014} - Y_{i,d,2012} | X = x, G_i = 2013]$$

$$- \mathbb{E}[Y_{i,d,2014} - Y_{i,d,2012} | X = x, G_i = 2017] \quad (2)$$

En este caso, para evaluar el efecto del Programa en el empoderamiento de corto plazo (años 2012 y 2014), comparamos el cambio en el empoderamiento de una mujer que reside en un distrito que sí recibió el tratamiento en 2013 con el cambio en el empoderamiento de una mujer que reside en un distrito que recibe el tratamiento en el 2017, esto es, una mujer en un distrito aún no tratado.

Cabe resaltar que nuestro modelo supone que las mujeres tratadas aumentan su participación en el mercado laboral producto del mayor tiempo disponible (Bauernschuster y Schlotter, 2015; Becker, 1985; Cardona – Sosa y Morales, 2016; Clark et al., 2019). Esto implica que la mayor participación en el mercado laboral y los mayores ingresos de estas mujeres funcionan como mecanismos para influenciar en su empoderamiento dentro del hogar. Sin embargo, si lo anterior no se cumple y algunas mujeres pertenecientes a distritos beneficiarios deciden no trabajar por decisión propia (sesgo de auto selección), nuestros resultados estarían potencialmente sesgados en dirección negativa e incluso podría disminuir la significancia de nuestras estimaciones. Ello implicaría que, de

encontrar un efecto positivo del Programa Nacional Cuna Más en el empoderamiento femenino, este resultado representaría una estimación inferior del verdadero impacto.

### 4.3 Efectos heterogéneos

Evaluaremos también una extensión del modelo original para analizar posibles efectos heterogéneos del Programa. Consideramos 3 casos: si la mujer gana más que su contraparte, si tiene educación superior, y si es mayor que su pareja. Para este análisis, utilizamos el enfoque propuesto por Wooldrige (2021), una versión extendida y modificada del clásico *two-way fixed effects*, similar al estimador planteado por Sun y Abraham (2021). Wooldridge (2021) suaviza las restricciones del modelo *TWFE* que puede producir resultados inconsistentes en los casos donde el tratamiento ha sido implementado de manera progresiva, e interactúa el indicador de tratamiento con *dummies* de tiempo. De la misma manera, se puede interactuar el indicador con las *dummies* acordes a los efectos heterogéneos (subgrupos) que se desean estudiar: si la mujer es mayor que su pareja (es igual a 1), si posee mayor educación (es igual a 1) y si su salario es mayor (es igual a 1). El modelo *TWFE* con interacciones puede producir estimaciones del *group – time ITT* que son muy similares a las producidas por el estimador de Callaway y Sant’Anna (2021).

La siguiente ecuación presenta nuestro modelo de efectos heterogéneos (Olden y Møen, 2022):

$$\begin{aligned}
 Y_{(i,g,d,t,f)}(x) = & (\mathbb{E}[Y_{i,d,t} - Y_{i,d,g-1} | X = x, G_i = g, f = 1] \\
 & - \mathbb{E}[Y_{i,d,t} - Y_{i,d,g-1} | X = x, G_i = g', f = 1]) \\
 & - (\mathbb{E}[Y_{i,d,t} - Y_{i,d,g-1} | X = x, G_i = g, f = 0] \\
 & - \mathbb{E}[Y_{i,d,t} - Y_{i,d,g-1} | X = x, G_i = g', f = 0]), \quad \forall g' > t \quad (3)
 \end{aligned}$$

donde  $Y_{(i,g,d,t,f)}(x)$  es nuestra variable de empoderamiento femenino para la mujer  $i$  en el distrito  $d$  para el año  $t$  y para el subgrupo  $f$  (medido a través del índice de empoderamiento o el empoderamiento en cada una de las 4 dimensiones mencionadas anteriormente).  $f$  indica la pertenencia o no al subgrupo de interés y los errores estándar están *clusterizados* a nivel de distrito.

## Capítulo 5. Estimación Empírica y Resultados

### 5.1 Resultados de identificación

#### 5.1.1 Tendencias paralelas

El supuesto principal a comprobar es el de las tendencias paralelas condicionales en las covariables observables (Callaway y Sant'Anna, 2021). El efecto de Cuna Más en el empoderamiento femenino previo al tratamiento es casi cercano a cero. No obstante, cuando consideramos como variable de resultado el índice de empoderamiento femenino, se rechazan las pruebas realizadas a las tendencias en las que todos los coeficientes previos al inicio de la intervención son iguales a cero. Se mantienen los resultados de las pruebas incluso cuando se agregan controles y efectos fijos de distrito.<sup>16</sup>

Para analizar por qué se rechaza la prueba de tendencias previas para el índice de empoderamiento femenino, evaluamos cada dimensión por separado. Se rechazan las pruebas de tendencias previas para todas las dimensiones inicialmente.<sup>17</sup> Al agregar controles y/o efectos fijos de distrito y año, los coeficientes anteriores al inicio del Programa Nacional Cuna Más no son significativos para las decisiones de compras grandes, visitas y salud, y no podemos rechazar la hipótesis nula de las pruebas previas a la tendencia. El coeficiente previo al tratamiento para la dimensión de uso de anticonceptivos es el único significativo y el que potencialmente podría estar afectando también la significancia del coeficiente previo a la intervención del índice de empoderamiento.

Sin perjuicio de ello, la Figura 4 muestra que la tendencia del indicador multidimensional de empoderamiento para el grupo de control (*not-yet treated*) es similar a la tendencia que se habría observado en el grupo de tratamiento si dichos distritos no hubieran recibido la intervención del Programa Nacional Cuna Más. Posteriormente, realizamos un análisis de sensibilidad (Roth et al., 2023) para testear una posible violación del supuesto de tendencias paralelas.

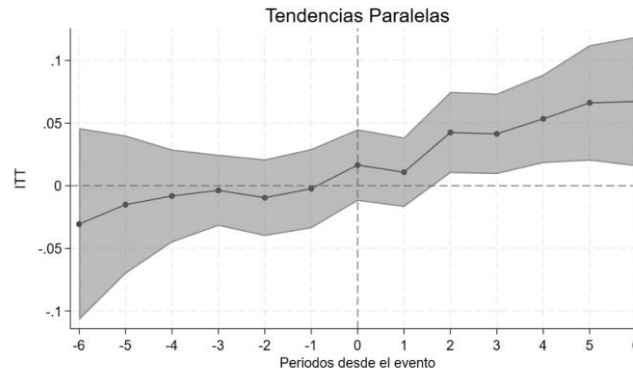
---

<sup>16</sup> Ver Tabla 4, Tabla 5, Tabla 6, Tabla 7; columna "(1) Índice de empoderamiento femenino"; fila "Test de tendencias paralelas".

<sup>17</sup> Ver Tabla 4, Tabla 5, Tabla 6, Tabla 7; columnas "(2)", "(3)", "(4)" y "(5)"; fila "Test de tendencias paralelas".

**Figura 4**

Test de tendencias paralelas considerando como variable de resultado el índice de empoderamiento femenino, y considerando controles, efectos fijos de distrito y efectos fijos de año



Nota. Elaboración propia.

### 5.1.2 Hazard model

Otro supuesto clave del modelo es la ausencia de cambios en el comportamiento anticipado al tratamiento. Para evaluar un potencial problema de la auto selección en la recepción del tratamiento verificamos si las características del distrito predicen el inicio del acceso al tratamiento. En específico, estimamos un *hazard model* considerando siete posibles determinantes del acceso al Programa Nacional Cuna Más:

- Proporción de mujeres elegibles al Programa en estado de pobreza.
- Promedio del número de hijos de hogares elegibles al Programa.
- Promedio del número de miembros de hogares elegibles al Programa.
- Proporción de mujeres elegibles al Programa con acceso a seguro.
- Proporción de mujeres elegibles al Programa con empleo.
- Proporción de mujeres elegibles al Programa casadas.
- Proporción de mujeres elegibles al Programa con estudios superiores.

Las siguientes ecuaciones presentan nuestro *hazard model*:

$$Y_{d,t}^{PNCM} = \alpha + X_{d,t-1} + \delta_t + \varepsilon_{d,t} \quad (4)$$

$$Y_{d,t}^{PNCM} = \alpha + X_{d,t-1} + X_{d,t-2} + \delta_t + \varepsilon_{d,t} \quad (5)$$

donde  $Y_{d,t}^{PNCM}$  es una *dummy* que indica el inicio del tratamiento para el distrito  $d$  en el año  $t$ .  $X_{d,t-1}$  y  $X_{d,t-2}$  son vectores de los determinantes observables del acceso al Programa Nacional Cuna Más del distrito  $d$  con uno y/o dos rezagos, respectivamente.  $\delta_t$  son efectos fijos de año.

La Tabla 3 presenta nuestras estimaciones donde las variables independientes se miden en niveles rezagados, ya sea con rezago de un año (columna 1 de la Tabla) o con rezagos de uno y dos años (columna 2 de la Tabla). Nuestro interés radica en testear si las variables independientes predicen

el inicio del tratamiento. No encontramos evidencia de esto, al menos cuando observamos los niveles en el año anterior y los dos años anteriores. En este caso, para cada una de las siete variables observadas y los coeficientes estimados no se obtienen resultados significativos. No obstante, si consideramos las variables en niveles, pero únicamente un rezago, encontramos que tanto el número promedio de hijos en hogares elegibles; así como, la proporción de mujeres elegibles al Programa con acceso a seguro serían variables explicativas y positivas del acceso al tratamiento de los distritos beneficiarios en 6.4 pp. y 11.7 pp., respectivamente. Si bien estas variables son significativas en un rezago y se relacionan con requisitos para ser elegible al Programa; consideramos que, al no obtener resultados significativos con uno y dos rezagos, no encontramos evidencia concluyente de una selección positiva de distritos al Programa Nacional Cuna Más.

**Tabla 3**

*Potenciales determinantes del tratamiento: rezagos de las covariables*

<b>Acceso al Programa Nacional Cuna Más</b>		
<b>Rezagos</b>	<b>Estimación con un rezago (L1)</b>	<b>Estimación con uno (L1) y dos rezagos (L2)</b>
L1. Pobreza extrema (=1)	-0.059* (0.036)	-0.084 (0.092)
L1. Número de hijos	0.064** (0.032)	0.037 (0.049)
L1. Acceso a seguro (=1)	0.117* (0.069)	0.124 (0.140)
L1. Número de miembros	-0.009 (0.014)	0.019 (0.022)
L1. Estudios de superiores (=1)	-0.0034 (0.005)	0.003 (0.009)
L1. Casada (=1)	-0.001 (0.037)	-0.063 (0.071)
L1. Trabajo (=1)	0.006 (0.038)	0.013 (0.077)
L2. Pobreza extrema (=1)		0.069 (0.084)
L2. Número de hijos		0.047 (0.046)
L2. Acceso a seguro (=1)		-0.078 (0.104)
L2. Número de miembros		-0.029 (0.022)
L2. Estudios superiores (=1)		-0.008 (0.009)

**Acceso al Programa Nacional Cuna Más**

Rezagos	Estimación con un rezago (L1)	Estimación con uno (L1) y dos rezagos (L2)
L2. Casada (=1)		0.044 (0.067)
L2. Trabajo (=1)		-0.020 (0.068)
Test conjunto ( <i>t</i> )	114.18	37.03
Efectos fijos de ubigeo	No	No
Efectos fijos de año	Sí	Sí
Número de observaciones	673	571

*Nota.* La primera columna hace referencia a la ecuación 4 y la segunda columna a la ecuación 5.

Desviación estándar en paréntesis. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ . Elaboración propia.

## 5.2 Resultados del estimador de diferencias en diferencias con múltiples periodos de tiempo

Inicialmente analizamos cómo las diferencias de empoderamiento entre las beneficiarias y no beneficiarias evolucionan a través del tiempo. La Tabla 4 muestra los coeficientes del índice principal y de las 4 dimensiones por separado. Los resultados preliminares sin incluir controles ni efectos fijos de distrito muestran que existe un efecto positivo de Cuna Más en el empoderamiento de las mujeres pertenecientes a un distrito beneficiario después de haber recibido la intervención. En este caso, el efecto promedio de *ITT* de Cuna Más en el empoderamiento es de 3.9 pp. Asimismo, el análisis por dimensión es congruente con el índice principal. Existe una probabilidad de incrementar el poder de decisión con respecto a las compras grandes y las visitas recibidas en el hogar en el mediano plazo, y el poder de decisión en el uso de anticonceptivos en el largo plazo. Tan solo en la dimensión de salud no se muestran coeficientes significativos.<sup>18</sup>

La Tabla 5 y Tabla 6 presentan también las estimaciones de los efectos del Programa social en el empoderamiento y sus dimensiones, con controles, pero sin efectos fijos de distrito y sin controles, pero con efectos fijos de distrito. En todos los casos, consideramos efectos fijos por año. Los resultados son positivos y significativos para el mediano y largo plazo en el índice de empoderamiento, y las dimensiones de salud y uso de anticonceptivos.

Para evitar cualquier tipo de sesgo, controlamos por covariables observables y calculamos el estimador completo de Callaway y Sant'Anna (2021). Agregamos efectos fijos de distrito para eliminar cualquier característica constante no observable. La Tabla 7 muestra nuestros resultados principales. Observamos en la primera columna que el efecto promedio de *ITT* del Programa Cuna Más en el índice de empoderamiento es de 4.3 pp., el cual es significativo al 1%. Las mujeres pertenecientes a un distrito

<sup>18</sup> Definimos corto plazo como 1 a 2 años posteriores al tratamiento, mediano plazo como 3 a 4 años posteriores, y largo plazo como 5 a 6 años posteriores a la implementación del Programa.

beneficiario tienen una mayor probabilidad de empoderarse en el mediano y largo plazo, con un posible incremento de 4.2 pp. a 6.8 pp. Estas estimaciones se reflejan en la Figura 4.

**Tabla 4**

*Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con efectos fijos de año*

Variables	(1) Índice de Empoderamiento	(2) Compras grandes	(3) Salud	(4) Visitas	(5) Anticonceptivos
Post-tratamiento	0.039** (0.017)	0.043 (0.030)	0.002 (0.032)	0.054 (0.034)	0.057** (0.029)
Año en que Cuna Más fue implementado	0.019 (0.017)	-0.004 (0.031)	0.010 (0.030)	0.018 (0.028)	0.053* (0.028)
1 año después	0.018 (0.015)	0.023 (0.030)	0.010 (0.028)	0.019 (0.029)	0.018 (0.025)
2 años después	0.040** (0.018)	0.055* (0.033)	0.006 (0.033)	0.069* (0.036)	0.032 (0.030)
3 años después	0.044** (0.018)	0.077** (0.033)	-0.008 (0.036)	0.055 (0.039)	0.052 (0.032)
4 años después	0.041** (0.019)	0.037 (0.033)	-0.003 (0.036)	0.066* (0.036)	0.063* (0.034)
5 años después	0.058** (0.024)	0.060 (0.042)	0.028 (0.050)	0.068 (0.042)	0.076* (0.041)
6 años después	0.051* (0.028)	0.050 (0.048)	-0.032 (0.052)	0.079 (0.052)	0.107** (0.046)
Test Tendencias Paralelas	0.000	0.020	0.000	0.000	0.000
Efectos fijos de ubigeo	No	No	No	No	No
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	No	No	No	No
Número de observaciones	28,611	28,611	28,611	28,611	28,611

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ ,

\* $p < 0.1$ . Elaboración propia.

**Tabla 5**

*Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con controles y efectos fijos de año*

<b>Variables</b>	<b>(1) Índice de Empoderamiento</b>	<b>(2) Compras grandes</b>	<b>(3) Salud</b>	<b>(4) Visitas</b>	<b>(5) Anticonceptivos</b>
Post-tratamiento	0.049*** (0.015)	0.058* (0.031)	0.031 (0.030)	0.062** (0.028)	0.045 (0.032)
Año en que Cuna Más fue implementado	0.018 (0.015)	-0.008 (0.029)	0.034 (0.029)	0.007 (0.027)	0.040 (0.028)
1 año después	0.012 (0.016)	0.001 (0.028)	0.028 (0.025)	0.007 (0.027)	0.015 (0.025)
2 años después	0.042** (0.017)	0.048 (0.035)	0.026 (0.035)	0.069** (0.032)	0.026 (0.036)
3 años después	0.043** (0.017)	0.072** (0.035)	0.008 (0.035)	0.056* (0.033)	0.036 (0.036)
4 años después	0.060*** (0.019)	0.076** (0.037)	0.019 (0.037)	0.090*** (0.033)	0.056 (0.036)
5 años después	0.081*** (0.024)	0.106** (0.046)	0.069 (0.051)	0.091** (0.046)	0.057 (0.050)
6 años después	0.086*** (0.027)	0.114** (0.057)	0.034 (0.056)	0.112** (0.047)	0.085 (0.056)
Test Tendencias					
Paralelas	0.000	0.460	0.890	0.610	0.000
Efectos fijos de ubigeo	No	No	No	No	No
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	28,611	28,611	28,611	28,611	28,611

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

Elaboración propia.

**Tabla 6**

*Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con efectos fijos de distrito y año*

<b>Variables</b>	<b>(1) Índice de Empoderamiento</b>	<b>(2) Compras grandes</b>	<b>(3) Salud</b>	<b>(4) Visitas</b>	<b>(5) Anticonceptivos</b>
Post-tratamiento	0.038** (0.015)	0.035 (0.026)	0.011 (0.028)	0.054** (0.027)	0.053** (0.026)
Año en que Cuna Más fue implementado	0.010 (0.014)	-0.018 (0.025)	0.014 (0.025)	0.006 (0.024)	0.039 (0.026)
1 año después	0.009 (0.014)	0.005 (0.026)	0.011 (0.025)	0.011 (0.026)	0.009 (0.023)
2 años después	0.037** (0.016)	0.039 (0.029)	0.020 (0.029)	0.058** (0.028)	0.033 (0.028)
3 años después	0.046*** (0.016)	0.068** (0.029)	0.005 (0.033)	0.062** (0.030)	0.050* (0.030)
4 años después	0.044** (0.017)	0.036 (0.031)	-0.001 (0.032)	0.076** (0.030)	0.064** (0.030)
5 años después	0.062*** (0.020)	0.063* (0.036)	0.035 (0.041)	0.076* (0.039)	0.074** (0.038)
6 años después	0.058** (0.023)	0.050 (0.043)	-0.008 (0.047)	0.088** (0.042)	0.102** (0.043)
Test Tendencias Paralelas	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	No	No	No	No
Número de observaciones	28,611	28,611	28,611	28,611	28,611

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

Elaboración propia.

**Tabla 7**

*Efectos del Programa Nacional Cuna Más en el índice de empoderamiento femenino, con controles y efectos fijos de distrito y año*

<b>Variables</b>	<b>(1) Índice de Empoderamien to</b>	<b>(2) Compras grandes</b>	<b>(3) Salud</b>	<b>(4) Visitas</b>	<b>(5) Anticonceptivo s</b>
Post-tratamiento	0.043*** (0.015)	0.043 (0.029)	0.022 (0.033)	0.065** (0.029)	0.040 (0.029)
Año en que Cuna Más fue implementado	0.016 (0.015)	-0.017 (0.027)	0.027 (0.028)	0.012 (0.025)	0.044* (0.026)
1 año después	0.011 (0.014)	-0.003 (0.027)	0.023 (0.026)	0.012 (0.026)	0.013 (0.024)
2 años después	0.042** (0.017)	0.042 (0.030)	0.026 (0.032)	0.075** (0.032)	0.026 (0.031)
3 años después	0.042*** (0.016)	0.063** (0.031)	0.009 (0.035)	0.059* (0.032)	0.036 (0.030)
4 años después	0.052*** (0.018)	0.057 (0.035)	0.009 (0.038)	0.095*** (0.033)	0.047 (0.036)
5 años después	0.066*** (0.024)	0.078* (0.047)	0.048 (0.052)	0.094** (0.044)	0.045 (0.047)
6 años después	0.068*** (0.026)	0.079 (0.054)	0.012 (0.062)	0.112** (0.050)	0.069 (0.050)
Test Tendencias Paralelas	0.000	0.440	0.710	0.340	0.000
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	28,611	28,611	28,611	28,611	28,611

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

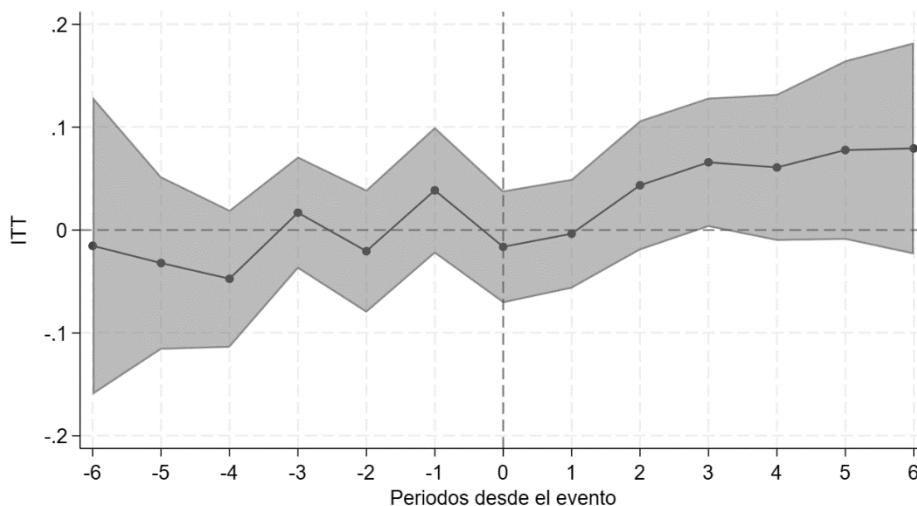
Elaboración propia.

Las columnas 2, 3, 4, y 5 de la Tabla 7 presentan los coeficientes de cada una de las dimensiones. El ITT promedio es positivo para los 4 tipos de decisiones, pero solo significativo para el poder de decisión en las visitas al hogar. Con respecto al poder de decisión en las compras grandes, las mujeres que residen en un distrito donde se encuentra implementado el Programa tiene una mayor probabilidad de empoderarse en dicho aspecto. El incremento va desde 6.3 pp. hasta 7.8 pp. en el mediano y largo plazo, y se puede observar en la Figura 5. Asimismo, existe una probabilidad de incremento en el empoderamiento de las mujeres en el poder de decisión de las visitas también en el mediano y largo plazo; dicho efecto va desde 7.5 pp. hasta 11.2 pp. y se presenta en la Figura 6.

Finalmente, la columna 5 muestra un efecto de 4.4 pp. el mismo año que se implementó la intervención en el poder de decisión de las mujeres en el uso de anticonceptivos. Los coeficientes correspondientes a la dimensión de salud son positivos los años posteriores al tratamiento, pero no significativos.

**Figura 5**

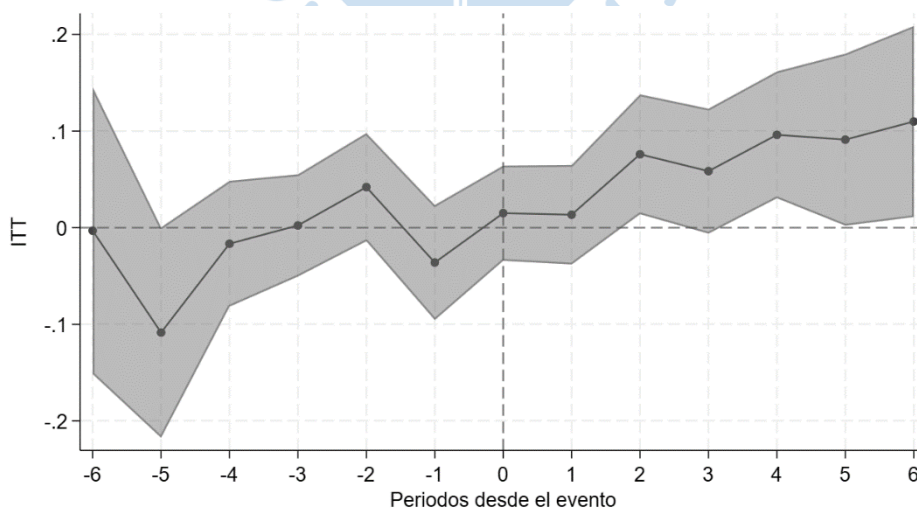
*Test de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las grandes compras del hogar*



Nota. Elaboración propia.

**Figura 6**

*Test de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las visitas familiares dentro del hogar*



Nota. Elaboración propia.

### 5.3 Potencial mecanismo: Empleo

Partimos de la hipótesis que el acceder a los servicios de cuidado infantil logra liberar tiempo de las madres beneficiarias que ahora lo pueden dedicar a otras actividades productivas. Para identificar el posible mecanismo de empleo, evaluamos si el Programa Nacional Cuna Más tiene algún impacto en variables laborales de la mujer.

Dado que la ENDES no recoge información laboral sobre las mujeres encuestadas, preferimos identificar la validez del mecanismo de empleo a partir del uso de la Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida y Pobreza (ENAHO) anual. La ENAHO proporciona información estadística, social, demográfica y económica para calcular indicadores que permitan conocer la evolución de la pobreza, del bienestar y de las condiciones de vida de los hogares. Para la determinación de la muestra de la ENAHO, seguimos el mismo proceso descrito para la ENDES y utilizamos el mismo periodo de análisis (2008 – 2019). Igualmente, el grupo de tratamiento lo forman mujeres pobres con hijos menores a tres años y residentes en algún distrito en que se haya implementado el Programa Nacional Cuna Más para el año de la encuesta. El grupo de control utiliza a las mujeres con las mismas condiciones sociodemográficas, pero que no residan en distritos donde el Programa se haya implementado para el año de la encuesta. Realizamos un emparejamiento por puntaje de propensión para determinar la muestra que sea comparable en sus observables. Nuestra base final de la ENAHO contiene 12,999 observaciones en 1,124 distritos.

Analizamos 2 variables de resultado para la evaluación del mecanismo: horas trabajadas semanalmente y el logaritmo natural del ingreso laboral anual. Estas variables se crean utilizando el módulo de empleo e ingreso de la ENAHO. La variable de horas trabajadas es reportada de manera individual y responde a las preguntas: “¿cuántas horas trabajó la semana pasada en su ocupación principal?” y “¿cuántas horas trabajó la semana pasada en su ocupación secundaria?”. La variable de ingreso laboral también es reportada de manera individual y responde a las preguntas: “¿cuánto fue el ingreso total en su ocupación principal, incluyendo las horas extras, bonificaciones, pago por concepto de refrigerio, movilidad, comisiones, etc.?” y “¿cuánto fue el ingreso total en su ocupación secundaria, incluyendo las horas extras, bonificaciones, pago por concepto de refrigerio, movilidad, comisiones, etc.?”

Las variables de control usadas para estas estimaciones igualmente son las definidas en la sección de variables de control para la ecuación principal. Además, agregamos las siguientes variables:

- Centro de estudios: esta variable es igual a 1 si la mujer asistió a un centro de estudio estatal y 0 en caso contrario.
- Analfabetismo: toma el valor de 1 si la mujer es analfabeta y 0 en caso contrario.

A nivel de hogar controlamos por las mismas variables definidas en la sección de variables de control en el modelo principal.

Formalmente, probamos ambas características a partir de un estimador de diferencias en diferencias para múltiples periodos de tiempo (Callaway y Sant'Anna, 2021) para mantener consistencia con nuestros resultados obtenidos a partir de la regresión principal.<sup>19</sup> Similar a este modelo, el estimador de diferencias en diferencias para múltiples periodos de tiempo nos permitirá estimar impactos insesgados, aunque nuestros resultados deberán ser interpretados como efectos group – time ITT . La Tabla 8 muestra los resultados promedio de ITT por evento y la Tabla 9 muestra los resultados promedio de ITT por año.

**Tabla 8**

*Efectos del Programa Nacional Cuna Más en las variables laborales de la mujer (ITT por evento)*

Variables	(1) Horas trabajadas	(2) Logaritmo natural del ingreso laboral
Post-tratamiento (promedio)	0.692 (1.468)	0.183 (0.135)
Año en que Cuna Más fue implementado	-1.042 (1.565)	0.148 (0.143)
1 año después	3.186** (1.617)	-0.0680 (0.168)
2 años después	-0.196 (2.049)	-0.0702 (0.187)
3 años después	1.834 (1.981)	0.299* (0.174)
4 años después	1.790 (1.977)	0.454** (0.192)
5 años después	-1.949 (2.456)	0.373* (0.210)
6 años después	1.221 (2.73)	0.143 (0.246)
Test Tendencias Paralelas	0.000	0.874
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí
Número de observaciones	10,231	3,980

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

Elaboración propia.

<sup>19</sup> Limpiamos la base de la ENAHO ante la presencia de *outliers* en ambas variables, quitando al percentil superior de la distribución en cada caso.

Tabla 9

Efectos del Programa Nacional Cuna Más en las variables laborales de la mujer (ITT por año)

Variables	(1) Horas trabajadas	(2) Logaritmo natural del ingreso laboral
Promedio del periodo (2013 - 2019)	0.560 (1.424)	0.166 (0.130)
T2013	-3.164 (1.954)	0.212 (0.184)
T2014	1.300 (1.806)	-0.0272 (0.204)
T2015	-0.0977 (2.246)	0.0411 (0.211)
T2016	0.346 (2.124)	0.0667 (0.207)
T2017	2.525 (1.853)	0.343 (0.214)
T2018	-0.104 (2.243)	0.271 (0.204)
T2019	3.115 (2.081)	0.259 (0.224)
Test Tendencias Paralelas	0.000	0.874
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí
Número de observaciones	10,231	3,941

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

Elaboración propia.

Para los resultados del mecanismo de empleo medido a través de las horas de trabajo, obtenemos efectos positivos post – tratamiento, aunque no significativos. No obstante, identificamos un efecto promedio positivo de *ITT* en el corto plazo (1 año post – tratamiento), de 3.2 horas adicionales trabajadas entre las mujeres ubicadas en distritos beneficiarios del Programa Nacional Cuna Más. Además, cuando probamos el mecanismo de empleo a través del ingreso laboral, obtenemos que existe un resultado igualmente positivo, pero no significativo en agregado. Sin embargo, en el mediano y largo plazo (3, 4 y 5 años post – tratamiento) sí existiría un efecto promedio positivo de *ITT* y significativo al 10% y 5% en el ingreso laboral anual de la mujer de 29.9%, 45.4%, 37.3%, respectivamente. Estos resultados nos llevan a determinar que los mejores resultados laborales

de las madres beneficiarias, medidos a través de horas de trabajo e ingresos, estarían funcionando como mecanismo para su mayor poder de decisión en las cuestiones del hogar.

#### **5.4 Resultados de efectos heterogéneos**

La Tabla 10 presenta los efectos heterogéneos para los tres subgrupos definidos: mujeres cuyo salario es superior al de su contraparte (Panel A), cuyo nivel de educación es superior (Panel B), y cuya edad es mayor a la de su pareja (Panel C). A partir de los resultados encontramos que, en agregado, existe un efecto adicional en el índice de empoderamiento femenino en función a su salario, educación y edad superior relativo a su pareja. En específico, hallamos un efecto adicional y significativo de -4.3 pp., 2.3 pp. y 0.3 pp., respectivamente.

Los resultados obtenidos para el subgrupo de mujeres cuyo salario es superior al de su pareja masculina van en línea con la teoría de los recursos relativos. Así, aun cuando factores como el ingreso que se supone empoderan a las mujeres, podría a la vez afectar negativamente a esta variable de resultado si esta situación “amenaza” el estatus de dominio del hombre. Este resultado agregado negativo se debería, principalmente, a un efecto heterogéneo en la participación de la mujer en la toma de decisiones del hogar en cuanto a salud (-3.3 pp.) y el uso de anticonceptivos (-6.8 pp.).

Con respecto a los subgrupos de mujeres pertenecientes a distritos beneficiarios del Programa y cuyo nivel de educación o edad es superior al de su pareja, encontramos que existe un efecto positivo adicional en el índice multidimensional de empoderamiento. Este resultado positivo, se debería principalmente a un efecto heterogéneo en la participación de la mujer en la toma de decisiones del hogar en cuanto a salud (16.6 pp. para las mujeres con mayor educación que sus parejas) y las visitas familiares (6.3 pp. para las mujeres con más educación que sus parejas y 4.8 pp. para las mujeres mayores en edad que sus parejas). Ambos resultados, estarían alineados con los modelos de negociación y colectividad, los cuales suponen que la mejor posición económica o social de las mujeres en el hogar conduce a un mayor poder en la relación, y una mayor capacidad para influir en las decisiones del hogar y la distribución de recursos gracias al mayor control sobre sus ganancias (Doss, 1996; Heaton et al., 2005; Turon, 2019).

Tabla 10

Efectos heterogéneos en el empoderamiento femenino

VARIABLES	(1) Índice de Empoderamiento	(2) Compras grandes	(3) Salud	(4) Visitas	(5) Anticonceptivos
<b>Panel A. Salario superior a su pareja</b>					
Resultados principales	0.132*** (0.046)	0.138* (0.087)	-0.004 (0.091)	0.068 (0.487)	0.250** (0.132)
Efectos heterogéneos	-0.043*** (0.003)	0.097*** (0.005)	-0.033*** (0.006)	0.010 (0.009)	-0.068*** (0.008)
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	23,506	23,506	23,506	15,986	15,986
<b>Panel B. Educación superior a su pareja</b>					
Resultados principales	0.136*** (0.046)	0.138* (0.087)	0.004 (0.091)	0.068 (0.140)	0.250** (0.132)
Efectos heterogéneos	0.023*** (0.006)	-0.110*** (0.010)	0.167*** (0.010)	0.063*** (0.013)	-0.047*** (0.011)
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Variables	(1) Índice de Empoderamiento	(2) Compras grandes	(3) Salud	(4) Visitas	(5) Anticonceptivos
Número de observaciones	23,690	23,506	23,506	15,986	15,986
<b>Panel C. Edad superior a su pareja</b>					
Resultados principales	0.131*** (0.046)	0.138* (-0.087)	-0.004 (0.091)	0.068 (0.140)	0.250** (0.132)
Efectos heterogéneos	0.004*** (0.001)	-0.006** (0.003)	-0.015*** (0.003)	0.048*** (0.005)	-0.014** (0.005)
Efectos fijos de ubigeo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	23,506	23,506	23,506	15,986	15,986

*Nota.* Errores estándar clusterizados a nivel de ubigeo en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1. Elaboración propia.

### 5.5 Test de robustez (Rambachan y Roth, 2022)

Como presentamos en la sección de tendencias paralelas, las pruebas previas a la tendencia muestran que el empoderamiento de las mujeres beneficiarias y no beneficiarias siguió trayectorias parecidas antes de recibir la intervención del Programa social para las variables de resultado por separado de decisiones de compras grandes, visitas y salud. No obstante, estas pruebas podrían no rechazar una tendencia previa diferente existente debido a problemas de baja potencia (Roth et al., 2023). Incluso, si se identifican tendencias paralelas previas al tratamiento, las tendencias posteriores podrían seguir siendo distintas incluso sin la intervención. Para afrontar este problema, utilizamos un enfoque robusto de inferencia y análisis de sensibilidad para probar cómo la violación del supuesto de tendencia paralela podría afectar nuestras estimaciones. Tal como plantean Rambachan y Roth (2022), la magnitud de la violación de las tendencias paralelas posteriores a la intervención del Programa social no puede exceder una constante  $M$  veces la violación máxima previa al tratamiento. Este método utiliza la inferencia robusta para calcular nuevos intervalos de confianza para el coeficiente de interés y para cada valor de  $M$  asignado.

El análisis de sensibilidad se presenta en la Tabla 11 y para cuatro estrategias de identificación:

- Sin controles y sin efectos fijos de año (Columna 1)
- Con controles y sin efectos fijos de año (Columna 2)
- Sin controles y con efectos fijos de año (Columna 3)
- Con controles y efectos fijos de año (Columna 4)

Tabla 11

Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas

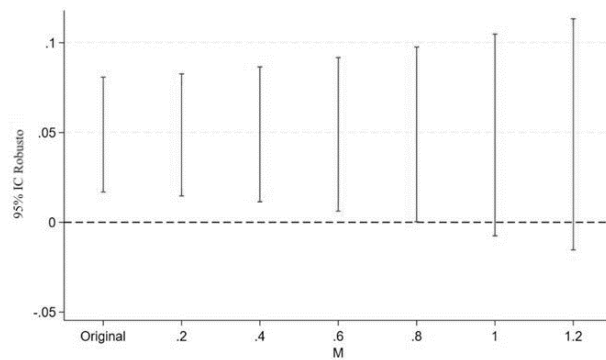
	(1) DID sin controles y sin EF		(2) DID con controles y sin EF		(3) DID con EF y sin controles		(4) DID con EF y controles	
	LI	LS	LI	LS	LI	LS	LI	LS
<b>Panel A. Índice de Empoderamiento</b>								
Original	0.004	0.078	0.017	0.081	0.020	0.101	0.014	0.081
M=0.2	0.002	0.081	0.015	0.083	0.019	0.102	0.012	0.074
M=0.4	-0.004	0.089	0.011	0.087	0.015	0.106	0.009	0.076
M=0.6	-0.015	0.101	0.006	0.092	0.009	0.111	0.006	0.079
M=0.8	-0.027	0.114	0.000	0.098	0.002	0.118	0.000	0.084
M=1	-0.041	0.128	-0.008	0.105	-0.007	0.127	-0.006	0.092
M=1.2	-0.055	0.143	-0.015	0.113	-0.016	0.137	-0.013	0.099
<b>Panel B. Compras Grandes</b>								
Original	0.010	0.144	0.010	0.149	0.010	0.126	0.001	0.126
M=0.2	0.010	0.144	0.006	0.150	0.008	0.129	-0.008	0.135
M=0.4	0.006	0.147	0.005	0.152	0.003	0.136	-0.024	0.149
M=0.6	0.001	0.153	0.001	0.154	-0.004	0.144	-0.044	0.171
M=0.8	-0.006	0.159	-0.004	0.157	-0.015	0.156	-0.068	0.195
M=1	-0.016	0.169	-0.011	0.163	-0.028	0.169	-0.094	0.221
M=1.2	-0.027	0.180	-0.018	0.170	-0.042	0.184	-0.120	0.247
<b>Panel C. Visitas</b>								
Original	0.004	0.134	0.020	0.165	0.018	0.134	0.030	0.160
M=0.2	0.005	0.134	0.020	0.165	0.015	0.136	0.027	0.163
M=0.4	-0.001	0.138	0.016	0.168	0.009	0.141	0.021	0.168
M=0.6	-0.007	0.143	0.011	0.172	0.002	0.148	0.013	0.176
M=0.8	-0.018	0.154	0.004	0.178	-0.009	0.157	0.002	0.186
M=1	-0.030	0.164	-0.005	0.187	-0.021	0.169	-0.011	0.198
M=1.2	-0.043	0.178	-0.016	0.196	-0.033	0.181	-0.025	0.212

*Nota.* Se muestra el análisis de sensibilidad para el índice de empoderamiento y las dimensiones de compras grandes y visitas para los cuatro modelos de diferencias en diferencias (DID) con y sin controles, y con y sin efectos fijos (EF). Para cada valor de la constante M, se obtiene el límite inferior (LI) y el límite superior (LS). Elaboración propia.

Analizamos el índice de empoderamiento y dos dimensiones, visitas y compras grandes, pues son las estimaciones significativas. Podemos observar el análisis también en la Figura 7, Figura 8 y Figura 9 con los respectivos intervalos de confianza para cada valor de M.

### Figura 7

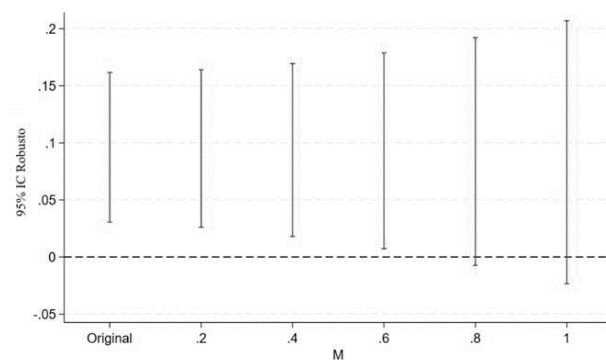
*Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas para el índice considerando como variable de empoderamiento resultado la toma de decisión de la mujer en las grandes compras del hogar*



Nota. Elaboración propia.

### Figura 8

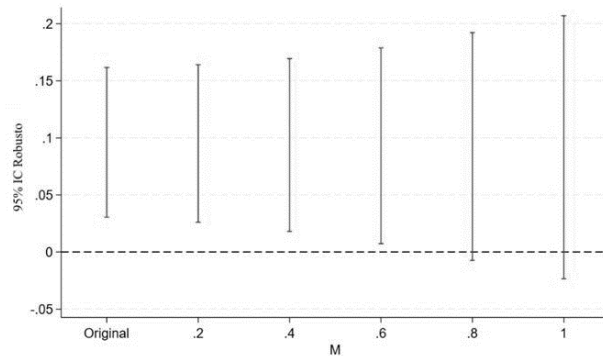
*Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las grandes compras del hogar*



Nota. Elaboración propia.

**Figura 9**

*Análisis de sensibilidad en el supuesto de tendencias paralelas considerando como variable de resultado la toma de decisión de la mujer en las visitas familiares dentro del hogar*



*Nota.* Elaboración propia.

Así, el efecto promedio de la intención a tratar del Programa Nacional Cuna Más en el empoderamiento multidimensional sigue siendo estadísticamente significativo incluso si la violación de la tendencia posterior al tratamiento es 0.8 veces la violación de tendencia máxima previa al tratamiento. Lo mismo sucede cuando analizamos la significancia del efecto de Cuna Más en el poder de decisión en las visitas al hogar: la estimación es robusta hasta que M toma el valor de 0.8. Por otro lado, al analizar el efecto en el poder de decisión de compras grandes del hogar observamos que, al no incluir controles, la estimación es robusta hasta que M es igual a 0.6. Si incluimos controles, la estimación no es robusta en ningún caso, tan solo en su forma original. El análisis de sensibilidad, en general, sugiere que las estimaciones halladas significativas son robustas en su mayoría ante una posible violación del supuesto de tendencias paralelas. Una posible explicación para el caso de la dimensión de compras grandes del hogar es que las diferencias preexistentes en las mujeres beneficiarias importan más para tener poder de decisión en el presupuesto del hogar, que para tener mayor poder de palabra sobre quien puede visitar al hogar. Esto puede estar relacionado también con la recolección de datos y composición de la muestra.

## Capítulo 6. Discusión

Validamos que nuestros controles sean “buenos”, esto es, que expliquen a la variable de resultado y que no se encuentren correlacionados entre sí. Usamos el comando *dagitty* (Cinelli et al., 2022; Textor et al., 2016) con el cual obtenemos que los controles usados son “buenos” para la ecuación principal (Ecuación 1). No obstante, es importante destacar las limitaciones de esta estrategia en cuanto este comando funciona bajo una especificación de Mínimos Cuadrados Ordinarios, por lo que la inclusión de estas variables de control en la ecuación responde principalmente a lo encontrado en la literatura. Futuras investigaciones podrían explorar el impacto de los servicios de cuidado infantil en el empoderamiento femenino considerando otras variables de control relevantes.

Otra de las principales limitaciones que tenemos proviene de la base de datos usada. La ENDES no cuenta con datos panel que nos permita hacer seguimiento a las unidades tratadas personalmente. Este problema es aún mayor considerando que nuestros efectos son *group – time ITT* debido que no podemos hacer uso de la variable auto reportada por falta de información. Si bien el Programa define su población objetivo, de acuerdo con los reportes anuales del Programa, la cobertura de esta población desde su implementación hasta el 2019 se ha encontrado entre 13% y 22%. Una base de datos con mayor consistencia nos permitiría calcular un *LATE (local average treatment effect)* y obtener mayor validez interna de nuestros resultados. Averiguar sobre los determinantes que influyen en el empoderamiento femenino y cómo los servicios de ayuda pública pueden contribuir a su incremento resulta relevante dado que, en muchas culturas aún muchas mujeres tienen poca voz sobre decisiones dentro del hogar.

Otro enfoque interesante para futuras investigaciones sería analizar el impacto de servicios de cuidado infantil en el empoderamiento de madres solteras o viudas. Lo anterior implica tomar como referencia otras variables para medir el empoderamiento femenino, tales como participación civil, participación política, estatus social, entre otros. Esto se fundamentaría en otras corrientes literarias diferentes a los modelos de negociación y colectividad.

Finalmente, considerando los resultados encontrados en esta investigación y lo que la literatura empírica y teórica refiere, sería conveniente que el Programa Nacional Cuna Más incluya como parte de sus objetivos mejorar la situación laboral y personal de las mujeres beneficiarias. Por ejemplo, el Programa de Estancias Infantiles para apoyar a madres trabajadoras de México tiene como parte de sus objetivos “Mejorar las condiciones de acceso y permanencia en el mercado laboral de las madres, padres solos y tutores que trabajan, buscan empleo o estudian, mediante el acceso a los servicios de cuidado y atención infantil, como un esquema de seguridad social” (Gobierno de México, 2018). Como refiere la ONU (2015), las políticas públicas enfocadas en brindar servicios de cuidado infantil de calidad pueden conducir a un triple beneficio al: mejorar los resultados en torno a la educación y salud de los niños marginados y beneficiados; facilitar la participación femenina en el

mercado laboral; y crear oportunidades de trabajo para los trabajadores del sector de cuidado. Así nuestros resultados principales junto con nuestros resultados sobre el mecanismo de empleo nos llevan a pensar que, potencialmente, incluir estas metas como parte de la estrategia del Programa podría impactar positivamente y en mayor medida sobre las variables de bienestar y empoderamiento femenino dentro de este grupo beneficiario en el país.



## Conclusiones

Usando el Programa Nacional Cuna Más, investigamos el efecto de acceder a servicios de cuidado infantil en el empoderamiento femenino medido a través de la toma de decisiones en el hogar. Consideramos 4 dimensiones: control sobre el entorno familiar, características de las relaciones sociales, integridad física y seguridad, y vida y salud física (Malhotra et al., 2005); las cuales obtenemos a partir de las variables reportadas en la ENDES para la participación de la mujer en las decisiones dentro del hogar en grandes compras, visitas familiares, uso de anticonceptivos y salud, respectivamente. Además de evaluar cada dimensión por separado, creamos un índice de empoderamiento multidimensional el cual pondera con el mismo peso la participación de la mujer dentro de estas 4 dimensiones de relevancia. Aprovechamos la implementación progresiva del Programa a nivel distrital para implementar el estimador de diferencias en diferencias para múltiples periodos de tiempo de Callaway y Sant'anna (2021).

Encontramos evidencia de que el Programa Nacional Cuna Más tiene efectos positivos en el mediano y largo plazo en el empoderamiento de las mujeres pertenecientes a distritos beneficiarios. Controlando por covariables observables, efectos fijos de año y efectos fijos de distrito, encontramos que el efecto promedio de *ITT* es de 4.3 pp. en el índice de empoderamiento multidimensional. De manera específica, encontramos efectos positivos y significativos en el mediano y largo plazo de Cuna Más en la participación de la toma de decisiones de las mujeres pertenecientes a distritos beneficiarios respecto a visitas familiares (7.5 pp. a 11.2 pp.) y compras grandes del hogar (de 6.3 pp. a 7.8 pp.). Además, encontramos que nuestros resultados en el índice de empoderamiento y en compras grandes del hogar son robustos al análisis de sensibilidad al supuesto de tendencias paralelas propuesto por Rambachan y Roth (2022). Estos resultados se encuentran alineados con los modelos de negociación, los cuales establecen que la mejor posición económica (la cual validamos mediante el mecanismo de empleo) influye positivamente en la participación de la mujer en la toma de decisiones dentro del hogar (Abdullah Yusof y Duasa, 2010; Doss, 1996; Heaton et al., 2005; Turon, 2019).

En cuanto a las estimaciones para las dimensiones de uso de anticonceptivos y salud, los resultados obtenidos son positivos, pero no significativos. La falta de significancia en estas variables podría deberse a la presencia de otras características no observables que afectan a estas últimas, pero no al resto (por ejemplo, creencias personales o religiosas). Asimismo, la falta de resultados significativos en el corto plazo se debería a que el empoderamiento femenino no es un evento instantáneo, sobre todo en los casos donde la dominancia de la pareja masculina es marcada. Basu (2006) explica que, el empoderamiento es un resultado gradual que surge como respuesta a ciertos determinantes, entre ellos, la obtención de un empleo o mayores ingresos laborales.

Para verificar que el mecanismo de empleo se cumpla en nuestro modelo, evaluamos el efecto del Programa Nacional Cuna Más en los ingresos anuales y las horas semanales trabajadas de las

mujeres utilizando la base de datos de la ENAHO. Identificamos evidencia de que el Programa Nacional Cuna Más tiene efectos positivos y significativos en el corto plazo para las horas trabajadas semanalmente por mujeres pertenecientes a distritos beneficiarios (3.2 horas) y tiene efectos positivos en el mediano y largo plazo para el ingreso laboral anual de estas mujeres (con incrementos que van desde 29.9% hasta 45.4%). Nuestras estimaciones en el mecanismo de empleo se encuentran alineados con resultados obtenidos por la literatura empírica nacional (Boyd y Rentería, 2016) e internacional (Barros et al., 2013; Rosero y Oosterbeek, 2011; Baker et al., 2008; Cardona-Sosa y Morales, 2016; Clark et al., 2019; Bauernschuster y Schlotter, 2015). Estos autores encuentran que los servicios de cuidado infantil inciden positivamente en la oportunidad de empleo, ingresos y horas laborales de las mujeres beneficiarias a este tipo de programas.

Por último, encontramos que, en agregado, existe un efecto adicional significativo en el índice de empoderamiento femenino para los subgrupos de mujeres con salario superior (-4.3 pp.), mayor educación (2.3 pp.) y mayor edad (0.3 pp.) al de sus parejas. Los resultados heterogéneos obtenidos para aquellas mujeres cuyo salario es superior al de su pareja van en línea con la teoría de los recursos relativos. En otras palabras, factores como mayores ingresos podrían afectar negativamente el empoderamiento de la mujer si dicha situación “amenaza” el estatus de dominio de su pareja. Por el contrario, los resultados obtenidos para los subgrupos de mujeres pertenecientes a distritos beneficiarios del Programa y cuyo nivel de educación o edad es superior al de su pareja, se encuentran alineados con los modelos de negociación y colectividad, los cuales suponen que la mejor posición económica de las mujeres en el hogar conduce a una mayor capacidad para influir en las decisiones colectivas gracias al mayor control sobre sus ganancias (Doss, 1996; Heaton et al., 2005; Turon, 2019).

## Referencias

- Abdullah Yusof, S., y Duasa, J. (2010). Household decision-making and expenditure patterns of married men and women in Malaysia. *Journal of Family and Economic Issues*, 31, 371-381.
- Acharya, D. R., Bell, J. S., Simkhada, P., Van Teijlingen, E. R., y Regmi, P. R. (2010). Women's autonomy in household decision-making: a demographic study in Nepal. *Reproductive Health*, 7(1), 1-12.
- Ángeles, G., Gadsden, P., Galiani, S., Gertler, P., Herrera, A., Kariger, P., y Seira, E. (2011). Evaluación de impacto del programa estancias infantiles para apoyar a madres trabajadoras. *Informe final de la evaluación de impacto, CIEE e INSP*.
- Atal, V. (2017). Say at home, or stay at home? Policy implications on female labor supply and empowerment. *Review of Economics of the Household*, 15, 1081-1103.
- Attanasio, O., y Vera-Hernandez, M. (2004). Medium-and long run effects of nutrition and child care: Evaluation of a community nursery programme in rural Colombia. EDePoIFS. <https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/14749/1/14749.pdf>
- Ayala-Peralta, F. D. (2020). Estrategias de manejo durante el climaterio y menopausia. Guía práctica de atención rápida. *Revista Peruana de Investigación Materno Perinatal*, 9(2), 34-41.
- Baker, M., Gruber, J., y Milligan, K. (2008). Universal child care, maternal labor supply, and family well-being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709-745.
- Banerjee, S., Alok, S., y George, B. (2020). Determinants of women empowerment as measured by domestic decision-making: perspective from a developing economy. In: *Advanced Issues in the Economics of Emerging Markets*, volume 27, pages 1-12, Emerald Group Publishing Limited.
- Barros, R. P. de, Olinto, P., Lunde, T., y Caralho, M. (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. *World Bank Group*.
- Basu, K. (2006). Gender and say: A model of household behaviour with endogenously determined balance of power. *The Economic Journal*, 116(511), 558-580.
- Batliwala, (1993). *Empowerment of women in South Asia: Concepts and practices*. Asian-South Pacific Bureau of Adult Education, Freedom from Hunger Campaign - Action for Development.
- Bauernschuster, S., y Schlotter, M. (2015). Public child care and mothers' labor supply—Evidence from two quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1-16.
- Bayeh, E. (2016). The role of empowering women and achieving gender equality to the sustainable development of Ethiopia. *Pacific Science Review B: Humanities and Social Sciences*, 2(1), 37-42.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1, Part 2), S33-S58.

- Berg, G. D. (2011). An application of kernel-based versus one-to-one propensity score matching for a nonexperimental causal study: Example from a disease management program evaluation. *Applied Economics Letters*, 18(5), 439-447.
- Boyd, C., y Rentería, J. M. (2016). Economía del cuidado, desigualdades de género y participación en el mercado laboral: El caso de cuna más. Investigaciones.
- Budlender, D. (2010). Time use studies and unpaid care work. *Routledge*.
- Calderón, G. (2014). The effects of child care provision in Mexico. *Working Papers No. 2014-07*. <https://www.econstor.eu/handle/10419/100113>
- Callaway, B., y Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230.
- Cardona-Sosa, L., y Morales, L. F. (2016). Efectos laborales de los servicios de cuidado infantil: Evidencia del programa Buen Comienzo. *Capítulo 7. Efectos laborales de los servicios de cuidado infantil: Evidencia del Programa Buen Comienzo. Pág.: 207-229*.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2023). "Desafíos y oportunidades para la inclusión laboral de las personas jóvenes y la redistribución del trabajo de cuidados", *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe, N° 29 (LC/TS.2023/197)*.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2016). *Autonomía de las mujeres e igualdad en la agenda de desarrollo sostenible*.
- Chuquillanqui, A., Delgado, A., y Vargas, M. (2010). *Análisis del presupuesto y gasto 2008 – 2010: El caso del Programa Nacional Wawa Wasi*.
- Cinelli, C., Forney, A., y Pearl, J. (2022). A crash course in good and bad controls. *Sociological Methods y Research*.
- Clark, S., Kabiru, C. W., Laszlo, S., y Muthuri, S. (2019). The impact of childcare on poor urban women's economic empowerment in Africa. *Demography*, 56(4), 1247-1272.
- Doepke, M., y Tertilt, M. (2019). Does female empowerment promote economic development? *Journal of Economic Growth*, 24(4), 309-343.
- Doss, C. R. (1996). Testing among models of intrahousehold resource allocation. *World Development*, 24(10), 1597-1609.
- Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, 50(4), 1051-1079.
- Eggers del Campo, I., y Steinert, J. I. (2022). The effect of female economic empowerment interventions on the risk of intimate partner violence: A systematic review and meta-analysis. *Trauma, Violence, y Abuse*, 23(3), 810-826.
- Elson, D. (2000). *The Progress of Women: Empowerment and Economics: The Progress of the World's Women*. New York, NY: UNWOMEN.

- Farmer, A., y Tiefenthaler, J. (1997). An economic analysis of domestic violence. *Review of Social Economy*, 55(3), 337-358.
- Folbre, N. (2006). Measuring care: Gender, empowerment, and the care economy. *Journal of Human Development*, 7(2), 183-199.
- Frank, K. A. (2000). Impact of a confounding variable on a regression coefficient. *Sociological Methods y Research*, 29(2), 147-194.
- Friedemann-Sánchez, G. (2006). Assets in intrahousehold bargaining among women workers in Colombia's cut-flower industry. *Feminist Economics*, 12(1-2), 247-269.
- Gobierno de México. (2018). Programa de Estancias Infantiles para Apoyar a Madres Trabajadoras.
- Goldin, C., Kerr, S. P., y Olivetti, C. (2022). When the Kids Grow Up: Women's Employment and Earnings across the Family Cycle. *National Bureau of Economic Research*.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
- Gramm, V., Dalla Torre, C., y Membretti, A. (2020). Farms in Progress-Providing Childcare Services as a Means of Empowering Women Farmers in South Tyrol, Italy. *Sustainability*, 12(2), 467.
- Grasmuck, S., y Espinal, R. (2000). Market success or female autonomy? Income, ideology, and empowerment among microentrepreneurs in the Dominican Republic. *Gender y Society*, 14(2), 231-255.
- Green, E. (1998). 'Women doing friendship': An analysis of women's leisure as a site of identity construction, empowerment and resistance. *Leisure Studies*, 17(3), 171-185.
- Heaton, T. B., Huntsman, T. J., y Flake, D. F. (2005). The effects of status on women's autonomy in Bolivia, Peru, and Nicaragua. *Population Research and Policy Review*, 24, 283-300.
- Heckman, J. J. (1974). Effects of child-care programs on women's work effort. *Journal of Political Economy*, 82(2, Part 2), S136-S163.
- Hoddinott, J., y Haddad, L. (1995). Does female income share influence household expenditures? Evidence from Côte d'Ivoire. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), 77-96.
- Hoffmann, M. (2019). *Public Childcare and Female Empowerment: Evidence from Mexico*. <https://lup.lub.lu.se/luur/download?func=downloadFileyrecordId=8980804yfileId=8980805>
- Hojman, A., y Boo, F. L. (2022). Public childcare benefits children and mothers: Evidence from a nationwide experiment in a developing country. *Journal of Public Economics*, 212, 104686.
- Hornung, C. A., McCullough, B. C., y Sugimoto, T. (1981). Status relationships in marriage: Risk factors in spouse abuse. *Journal of Marriage and the Family*, 675-692.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. (2016). *Cuenta satélite del trabajo doméstico no remunerado*.

- [https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones\\_digitales/Est/Lib1358/libro.pdf](https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1358/libro.pdf)
- Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. (2019). *Perú: “Brechas de Género, 2019: Avances hacia la igualdad de mujeres y hombres”*. [https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones\\_digitales/Est/Lib1716/Libro.pdf](https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1716/Libro.pdf)
- Jianakoplos, N. A., y Bernasek, A. (2008). Family financial risk taking when the wife earns more. *Journal of Family and Economic Issues*, 29(2), 289-306. <https://doi.org/10.1007/s10834-008-9102-2>
- J-PAL Policy Insight. (2023). Access to Childcare to Improve Women’s Economic Empowerment. MA: *Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab*.
- Kabeer, N. (1999). Resources, Agency, Achievements: Reflections on the Measurement of Women’s Empowerment. *Development and Change*, 30(3), 435-464. <https://doi.org/10.1111/1467-7660.00125>
- Kroska, A. (2003). Investigating Gender Differences in the Meaning of Household Chores and Child Care. *Journal of Marriage and Family*, 65(2), 456-473. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2003.00456.x>
- Malhotra, A., y Schuler, S. R. y col. (2005). Women’s empowerment as a variable in international development. *Measuring Empowerment: Cross-disciplinary Perspectives*. 1(1), 71-88.
- Manser, M., y Brown, M. (1980). Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International economic review*, 31-44.
- Marchbank, J. (2004). Women, power and policy: Comparative studies of childcare. *Routledge*.
- Martínez A., C., y Perticará, M. (2017). Childcare effects on maternal employment: Evidence from Chile. *Journal of Development Economics*, 126, 127-137. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2017.01.001>
- McElroy, M. B., y Horney, M. J. (1981). Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review*, 22(2), 333-349. <https://doi.org/10.2307/2526280>
- Medrano Vera, P. (2009). Public day care and female labor force participation: Evidence from Chile.
- Ministerio de Economía y Finanzas [MEF]. (2016). *Evaluación de Diseño y Ejecución Presupuestal – EDEP: Programa Nacional Cuna Más*. [https://mef.gob.pe/contenidos/presu\\_publ/ppr/eval\\_indep/2016\\_cuna\\_mas.pdf](https://mef.gob.pe/contenidos/presu_publ/ppr/eval_indep/2016_cuna_mas.pdf)
- Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social [MIDIS]. (2020). *Revisiones de Evidencias N° 3 del Fondo de Estímulo al Desempeño: Programa Nacional Cuna Más*. <https://evidencia.midis.gob.pe/wp-content/uploads/2020/11/Revisiones-de-Evidencias-03-CUNA-MAS.pdf>

- Mujahid-Mukhtar, E., Mukhtar, H., y Abbink, G. A. (1991). Female Participation in Household Decision-making: An Analysis of Consumer Durables' Acquisition in Pakistan [with Comments]. *Pakistan Development Review*, 30(4), 953-964. JSTOR.
- Mulugeta, M., y Amsalu, T. (2014). Womens role and their decision making in livestock and household management. *Journal of Agricultural Extension and Rural Development*, 6(11), 347-353. CABI Databases.
- Nandi, A., Agarwal, P., Chandrashekar, A., y Harper, S. (2020). Access to affordable daycare and women's economic opportunities: Evidence from a cluster-randomised intervention in India. *Journal of Development Effectiveness*, 12(3), 219-239. <https://doi.org/10.1080/19439342.2020.1773898>
- Organización Internacional del Trabajo [OIT]. (2018). *El trabajo de cuidados y los trabajadores del cuidado para un futuro con trabajo decente*. [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms\\_737394.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_737394.pdf)
- Organización Internacional del Trabajo [OIT]. (2019). *La brecha salarial entre hombres y mujeres en América Latina*. [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---rolima/documents/publication/wcms\\_697670.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---rolima/documents/publication/wcms_697670.pdf)
- Organización Internacional del Trabajo [OIT]. (2020). *Servicios de cuidado infantil de calidad para los trabajadores y las trabajadoras de la economía informal*. [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---gender/documents/briefingnote/wcms\\_741063.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---gender/documents/briefingnote/wcms_741063.pdf)
- Olden, A., y Møen, J. (2022). The triple difference estimator. *The Econometrics Journal*, 25(3), 531-553.
- Organización de las Naciones Unidas [ONU]. (2015). *Igualdad de género, desarrollo infantil y creación de puestos de trabajo: Cómo aprovechar el "triple dividendo" de los servicios de educación y cuidados en la primera infancia*. <https://www.unwomen.org/sites/default/files/Headquarters/Attachments/Sections/Library/Publications/2015/UNwomen-PolicyBrief02-GenderEqualityChildDevelopmentAndJobCreation-es.pdf>
- Orgill, J., y Heaton, T. B. (2005). Women's Status and Marital Satisfaction in Bolivia. *Journal of Comparative Family Studies*, 36(1), 23-40. <https://doi.org/10.3138/jcfs.36.1.23>
- Pérez (2013). *La institucionalización del Sistema de evaluación del Programa Nacional Wawa Wasi, del ministerio de la Mujer y Desarrollo Social, entre los años 2003-2011*. <https://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/20.500.12404/4875>
- Qi, L., y Dong, X. (2016). Unpaid Care Work's Interference with Paid Work and the Gender Earnings Gap in China. *Feminist Economics*, 22(2), 143-167. <https://doi.org/10.1080/13545701.2015.1025803>

- Rambachan, A., y Roth, J. (2022). *Honestdid: Stata module implementing the honestdid r package. Statistical Software Components S459138, Boston College Department of Economics*
- Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (2023). Propensity scores in the design of observational studies for causal effects. *Biometrika*, 110(1), 1-13. <https://doi.org/10.1093/biomet/asac054>
- Rosero, J., y Oosterbeek, H. (2011). Trade-offs between different early childhood interventions: Evidence from Ecuador. *Tinbergen Institute Discussion Paper 11-102/3*. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1898566](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1898566)
- Roth, J., Sant'Anna, P. H. C., Bilinski, A., y Poe, J. (2023). What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. *Journal of Econometrics*, 235(2), 2218-2244. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2023.03.008>
- Ruiz-Bravo, P., Winstanley, S., y Lizárraga, J. (2018). *Empoderar para incluir: Análisis de las múltiples dimensiones y factores asociados al empoderamiento de las mujeres en el Perú a partir del uso de una aproximación de metodologías mixtas*. <https://www.pucp.edu.pe/idhal/publicacion/empoderar-para-incluir-analisis-de-las-multiples-dimensiones-y-factores-asociados-al-empoderamiento-de-las-mujeres-en-el-peru-a-partir-del-uso-de-una-aproximacion-de-metodologias-mixtas/>
- Steil, J. M., y Weltman, K. (1991). Marital inequality: The importance of resources, personal attributes, and social norms on career valuing and the allocation of domestic responsibilities. *Sex Roles*, 24(3), 161-179. <https://doi.org/10.1007/BF00288889>
- Sultana, A. (2011). Factors effect on women autonomy and decision-making power within the household in rural communities. *Journal of Applied Sciences Research*, 7(1), 18-22.
- Sun, L., y Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Themed Issue: Treatment Effect 1*, 225(2), 175-199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- Svec, J., y Andic, T. (2018). Cooperative Decision-Making and Intimate Partner Violence in Peru. *Population and Development Review*, 44(1), 63-85. <https://doi.org/10.1111/padr.12127>
- Textor, J., van der Zander, B., Gilthorpe, M. S., Liśkiewicz, M., y Ellison, G. T. (2016). Robust causal inference using directed acyclic graphs: The R package 'dagitty'. *International Journal of Epidemiology*, 45(6), 1887-1894. <https://doi.org/10.1093/ije/dyw341>
- Turon, H. (2019). Home production of childcare and labour supply decisions in a collective household model. IZA Discussion Paper No. 12148. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3390135](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3390135)
- Weitzman, A. (2014). Women's and Men's Relative Status and Intimate Partner Violence in India. *Population and Development Review*, 40(1), 55-75. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2014.00650.x>

Wooldridge, J. M. (2021). *Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators*. <https://ssrn.com/abstract=3906345>

