



**Universidad del  
Rosario**

**¿Puede una política de cuidado contribuir a la autonomía económica de las mujeres?**

**El caso del programa de Cero a Siempre en Colombia**

**Autora**

**Ana María Granda Moreno**

**Trabajo presentado como requisito para optar por el  
título de Magister en Economía**

**Directores**

**Andrés García Suaza y Juan Fernando Vargas**

**Facultad de Economía**

**Maestría en Economía**

**Universidad del Rosario**

**Bogotá - Colombia**

**2023**

## Resumen

Los Estados pueden contribuir al cierre de brechas de género implementando políticas públicas y leyes que permitan redistribuir el trabajo de cuidado no remunerado con otros actores de la sociedad. Estudios recientes muestran que los programas de cuidado a la primera infancia pueden promover la participación de las mujeres en el mercado laboral. A partir de esta perspectiva, este trabajo de investigación estudia en qué medida el programa público de cuidado De Cero a Siempre puede tener efectos sobre la autonomía económica de las mujeres en Colombia. Esta investigación contribuye a la discusión sobre la relación entre políticas públicas de cuidado a la primera infancia y la reducción de brechas de género. Se utiliza una estrategia de identificación de triple diferencias que explota la variación de la implementación escalonada del programa por municipios, la condición de elegibilidad para acceder al programa por hogares y la variación temporal. Los resultados sugieren que las políticas de cuidado pueden tener efectos no esperados sobre la participación laboral de las mujeres y asimismo sobre la generación de ingresos propios.

***Palabras clave:** organización social del cuidado, economía del cuidado, políticas de cuidado, género, mercado laboral*

***Clasificación JEL:** J16, J01, J13, J18, J226*

## 1. Introducción

Las desigualdades en la distribución del trabajo de cuidado no remunerado han constituido una barrera para el igual disfrute de los derechos humanos de mujeres y hombres. La sobrecarga de este trabajo sobre las mujeres limita la posibilidad de realizar otro tipo de actividades, lo que frena la oportunidad de lograr su autonomía económica, física y de toma de decisiones (Eternod Jácome, 2018). Lo anterior debido a que al invertir largas jornadas en los trabajos de cuidado enfrentan un enorme reto para participar en el mercado laboral o disponer de tiempo para realizar otras actividades en pro de su bienestar (Lamas, 2018). Según el informe de la Organización Internacional del Trabajo del 2019, las estimaciones basadas en datos de encuestas sobre el uso del tiempo llevadas a cabo en 64 países que representan el 66,9% de la población mundial en edad de trabajar, muestran que las mujeres realizan el 76,2% de todo el trabajo de cuidado no remunerado dedicándole en promedio 3,2 veces más tiempo que los hombres (OIT, 2019).

Para hacer frente a este problema, la Economía Feminista propone que el cuidado no solo es un trabajo vinculante a una relación interpersonal entre quienes cuidan y quienes requieren cuidado, sino que también es un derecho y una respon-

sabilidad que debe ser socialmente construida y distribuida según el alcance de cada actor de la sociedad (Pautassi, 2018). En ese sentido, la redistribución sería una de las rutas para transformar las brechas de género, la cual permitiría reconfigurar la actual organización social del cuidado tanto en Colombia como en el mundo (ONU Mujeres & CEPAL, 2021).

Dicha reconfiguración implica necesariamente la presencia activa del Estado como garante de derechos y hacedor de políticas públicas. Un Estado que contribuya al cierre brechas de género mediante la implementación de programas de cuidado, políticas públicas y leyes (ONU Mujeres & CEPAL, 2021). Estudios como el de Castellanos (2020) en donde analiza los costos del cuidado infantil privado y los costos y beneficios de un sistema universal de cuidado de niños y niñas de 0-3 años de alta calidad y gratuito para España, encuentra que los beneficios económicos totales de desarrollar el programa público de cuidado son mucho mayores que los costos. Además, se esperan impactos de género positivos significativos, que incluyen mejores condiciones en el mercado laboral, reducción de la brecha salarial y de pensiones de género y mayor corresponsabilidad.

Desde esta perspectiva, el presente trabajo de investigación tiene como objetivo abordar la siguiente pregunta: ¿Cuál es el efecto del programa público de cuidado infantil De Cero a Siempre sobre autonomía económica de las mujeres en Colombia? La *autonomía económica* definida como la capacidad de generar ingresos y recursos propios mediante la participación en el mercado laboral en igualdad de condiciones para hombres y mujeres, según la definición de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Si bien la CEPAL considera tanto el trabajo remunerado como el no remunerado en la medición de la autonomía económica, esta investigación se centra exclusivamente en las variables relacionadas con el mercado laboral. Por lo tanto, el propósito de este documento es contribuir a la discusión sobre la relación entre las políticas públicas de cuidado a la primera infancia y la reducción de las brechas de género en el mercado laboral, contribuyendo con la generación de evidencia para Colombia y América Latina.

Aunque en la literatura hay resultados diversos, en su mayoría se ha demostrado que programas o políticas de cuidado a niños y niñas entre 0 y 5 años pueden contribuir a aumentar la participación laboral de las mujeres. Algunos autores han encontrado efectos positivos de implementar servicios de cuidado a la primera infancia sobre la oferta de trabajo de las mujeres, a través de políticas de cuidado que

proveen infraestructura física, cómo por ejemplo, guarderías públicas (Andresen & Havnes, 2019; Martínez & Perticará, 2017; Nollenberger & Rodríguez-Planas, 2015; Bauernschuster & Schlotter, 2015; Lefebvre & Merrigan, 2008; Berlinski & Galiani, 2007), o programas que otorgan subsidios o cambios en los precios de las guarderías (Hardoy & Schøne, 2015; Sugawara & Nakamura, 2014).

Un estudio sobre el impacto de un programa público de guarderías para niños y niñas entre 0 y 4 años en zonas urbanas empobrecidas de Nicaragua denominado *Programa Urbano* encontró que la política generó un aumento de 12 pp (puntos porcentuales) para las madres en la probabilidad de participar en el mercado laboral (Hojman & Boo, 2022). Estudios similares también muestran que se genera un mayor impacto positivo sobre mujeres con menos ingresos, en edades productivas, con niveles de educación media y según la edad de los niños y niñas (Fu, Noguchi, Kawamura, Takahashi, & Tamiya, 2017; Finseraas, Hardoy, & Schøne, 2017; Berlinski, Galiani, & Ewan, 2011).

Otras investigaciones en menor proporción no encuentran efectos positivos o significativos de programas o infraestructura de cuidado a la primera infancia sobre la oferta laboral de las mujeres (Cascio, 2007). Havnes & Mogstad (2011) realizan una evaluación de impacto de la implementación de un subsidio para guarderías en 1962 en Noruega. En donde encontraron que, en lugar de aumentar la oferta de trabajo de las madres, los nuevos servicios de cuidado infantil subvencionados desplazan en su mayor parte a los servicios de cuidado infantil informales, lo que sugiere un coste neto significativo de las subvenciones para el cuidado a niños y niñas. De hecho, mientras que Gathmann & Sass (2018) concluyen que si los programas de cuidado no tienen objetivos transformadores respecto a la redistribución del trabajo de cuidado no remunerado entre hogares y el Estado se pueden observar efectos negativos sobre la oferta laboral.

En Colombia, aunque el programa De Cero a Siempre se implementó en el año 2011, fue en el año 2016 que se establece cómo política de Estado con la ley 1804 para el Desarrollo Integral de la Primera Infancia. Esta política, consistió en desarrollar un conjunto de normas, procesos, valores, estructuras, roles institucionales y acciones estratégicas que aseguran la protección integral y la garantía del goce efectivo de los derechos de la mujer en estado de embarazo y de los niños y niñas desde los cero (0) hasta los seis (6) años de edad. A la fecha no hay estudios que evalúen el impacto de este programa sobre variables socioeconómicas de las mujeres. Los estudios de evaluación de impacto del programa se concentran en los efectos sobre

la educación y nutrición de los niños y las niñas (Bernal & Ramírez, 2019) (Bernal, Ramírez, & Arias, 2017) (Econometría Consultores & DNP, 2018).

Con el fin de responder a la pregunta de investigación, se desarrolló una estrategia de identificación de triple diferencias que explota la variación de la implementación escalonada del programa por municipios, la condición de elegibilidad para acceder al programa por hogares y la variación temporal. Es decir, los datos antes y después de la ejecución del programa. Sobre variables de mercado laboral como: ocupación, desempleo, la no participación en el mercado laboral de las mujeres y empleo formal e informal. Se utilizaron los datos de la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA 2010, 2013 y 2016), que corresponde a una muestra de aproximadamente 10 mil hogares colombianos compuesta en un 40 % por hogares rurales y en un 60 % por hogares urbanos dentro de los estratos uno, dos, tres y cuatro (Universidad de los Andes, 2011).

Dadas las limitaciones para comprobar el supuesto de tendencias paralelas que se explicaran en detalle en la sección correspondiente a la estrategia empírica, los resultados que se presentan hacen referencia a efectos sugestivos del programa y no es posible interpretarlos como un efecto causal. En ese sentido se encontró que, posterior a la implementación del programa el cambio en la probabilidad de participar en el mercado laboral fue positivo para las mujeres que vivían en hogares elegibles en municipios tratados con respecto a las que vivían en municipios no tratados.

Así mismo, los resultados sugieren que ser jefa de hogar puede aumentar en mayor magnitud la probabilidad de participar en el mercado laboral. Sin embargo, pueden enfrentar menores probabilidades de estar ocupadas con respecto a las mujeres que vivían en municipios no tratados. Por último, se puede observar que el programa pudo promover la transición de pasar de un empleo informal a un empleo formal. En conclusión, se pueden observar efectos no esperados de este programa de cuidado los cuales pueden contribuir a la autonomía económica de las mujeres reduciendo las brechas de género en el mercado laboral.

Este documento está organizado de la siguiente manera: en la siguiente sección No. 2 se describe brevemente el contexto de la estrategia de atención a primera infancia De Cero a Siempre implementada en 2011, el contexto del mercado laboral para las mujeres en Colombia y la distribución del trabajo de cuidado no remunerado. En la sección No. 3 se describen los datos, en la No. 4 la estrategia empírica. En la sección No. 5 se presentan los resultados principales del estudio y la sección No. 6 las

conclusiones y finalmente en la No. 7 se encuentra el apéndice con algunos ejercicios econométricos adicionales.

## 2. Contexto

En esta sección se abordará de manera breve los aspectos principales del programa, el estado de mercado laboral y la distribución del tiempo de las mujeres en Colombia.

### **Programa De Cero Siempre:**

La Estrategia de Atención Integral a la Primera Infancia De Cero a Siempre constituye un conjunto de acciones planificadas, de carácter nacional y territorial, dirigidas a promover y garantizar el pleno desarrollo de las niñas y los niños desde su gestación hasta los seis años de edad a partir de una perspectiva de derechos a la primera infancia y con enfoque diferencial. El programa articula y promueve la definición e implementación de planes, programas, proyectos y acciones para asegurar la atención integral a cada niña y cada niño, de acuerdo con su edad, contexto y condición. La estrategia buscó promover el desarrollo integral de aproximadamente 2,4 millones de niños y niñas que pertenecen a la población socioeconómicamente vulnerable del país de acuerdo al puntaje SISBEN (Bernal, Ramírez, & Arias, 2017).

El programa cuenta con un ente coordinador denominado *Comisión Intersectorial* liderado por la Presidencia de la República y conformado por diferentes ministerios y sectores públicos que tienen injerencia sobre la primera infancia en Colombia. La comisión desarrolló una herramienta denominada *Ruta Integral de Atenciones (RIA)* para orientar a las autoridades territoriales y a los demás actores responsables de la implementación de la Estrategia.

Esta herramienta plantea una serie de ítems denominados atenciones, que se componen de varios indicadores que apuntan a la salud de los niños y niñas y de las madres gestantes, la educación y formación en cuidado para las madres y padres. Estos indicadores pueden ser implementados por cada territorio según su contexto y capacidad financiera permitiendo priorizar algunas atenciones según la necesidad social. Para tal efecto, cada territorio debe establecer un diagnóstico de la población de primera infancia y sus entornos (Presidencia de la República, 2013).

Con respecto al análisis de enfoque de género sobre esta Estrategia de Atención a Primera Infancia De Cero a Siempre, cómo resultado de la revisión de las

atenciones que tienen que ver con las madres o las personas cuidadoras de los niños y niñas se encontró que si bien existen atenciones enfocadas a la garantía de los derechos sexuales y reproductivos de las y los progenitores, al monitoreo de la salud de las madres gestantes y la formación a personas cuidadoras en relación a la crianza de los niños y niñas (Presidencia de la República, 2013).

La política carece de propuestas que promuevan la autonomía económica de las mujeres, reduzcan la carga de trabajo de cuidado y fomenten cambios culturales para la redistribución equitativa de las responsabilidades de cuidado en el hogar. Esta carencia plantea la necesidad de analizar si un programa nacional de cuidado, sin un enfoque de género explícito, puede tener efectos en la autonomía económica de las mujeres. Se plantea la hipótesis de que los servicios de atención integral proporcionados a través del programa podrían contribuir, de alguna manera, a redistribuir las tareas de cuidado entre el hogar y el Estado.

### **Mercado laboral y uso del tiempo de las mujeres en Colombia:**

Históricamente en Colombia ha habido brechas de género. La tasa de desempleo para el año 2020 es la más alta que se ha presentado en la última década. Para las mujeres, esta tasa fue de 20,4 %, y, para los hombres, de 12,7 %, lo cual evidencia una brecha de género de 7,7 pp (puntos porcentuales) respecto al año 2019. Tribín-Uribe, Mojica-Urueña, & Díaz-Pardo, (2021) reportan que debido al aumento en la demanda de trabajos de cuidados no remunerados dentro de los hogares producto de la pandemia de la Covid-19, hubo un aumento en la participación y tiempo dedicado a estos trabajos por parte de las mujeres.

Adicional, Tribín et al (2021) evidencian que con respecto al tiempo semanal dedicado al trabajo de cuidado directo (cuidado a terceros) e indirecto (oficios del hogar) de parte de hombres y mujeres, hubo un crecimiento del tiempo dedicado a estas actividades tanto para hombres como para mujeres. A pesar de lo anterior, la brecha de tiempo entre hombres y mujeres se amplió, con respecto al tiempo dedicado a cuidado directo que pasó de 9 horas y 27 minutos en el trimestre de noviembre 2018 a enero 2019 a 10 horas y 31 minutos en el trimestre de noviembre 2020 a enero 2021. Mientras que en cuidado indirecto pasó de 12 horas y 22 minutos a 12 horas y 41 minutos.

El panorama presentado motiva este trabajo de investigación el cual pretende visibilizar la importancia de reconfigurar la actual organización social del cuidado en Colombia. Redistribuir el trabajo de cuidado no remunerado que realizan en mayor

medida las mujeres dentro de los hogares con otros actores de la sociedad en este caso puntual, con el Estado a través de políticas públicas de cuidado. Es una de las claves para generar mejores condiciones socioeconómicas y de esta manera garantizar los derechos de las mujeres y el desarrollo de su autonomía económica.

### 3. Datos

Se utilizaron los datos de la Encuesta Longitudinal Colombiana (longitudinal porque sigue a los mismos hogares que hicieron parte de la línea de base en 2010 cada tres años) de la Universidad de los Andes (ELCA 2010, 2013 y 2016). Esta se recolecta a partir de una muestra de aproximadamente 10 mil hogares colombianos compuesta en un 40 % por hogares rurales y en un 60 % por hogares urbanos dentro de los estratos uno, dos, tres y cuatro.

La muestra es representativa de hogares urbanos de las regiones de Bogotá, Central, Oriental, Atlántica y Pacífica, así como también es representativa en cuatro micro-regiones rurales entre las que se incluyen la Atlántica Media, Cundi-boyacense, Eje Cafetero y Centro-Oriental (Universidad de los Andes, 2011). El hogar es la unidad de seguimiento en cada una de las etapas (2010, 2013 y 2016). Para este estudio, se utilizaron datos solo a nivel urbano debido a que la ELCA solo es representativa en cuatro micro regiones rurales de interés, lo que implica que los resultados basados en estas cuatro áreas no serían generalizables a toda la zona rural.

La ELCA incluye información acerca de las características de los hogares cómo, ingresos, gastos, condiciones de la vivienda, choques económicos y sociales que ha enfrentado el hogar, así mismo, incluye características de las personas cómo, salud, migración, fecundidad, cuidado a niños y niñas, vacunación y variables de mercado laboral cómo, el sector en que trabajan, su actividad principal, rama de actividad, oficio, ocupación, ingresos laborales, si la persona es dueña o fundó un negocio o empresa, el número de horas dedicadas a la semana a un trabajo remunerado y si cuenta con ahorro (Universidad de los Andes, 2011).

Con el fin de medir que efecto pudo tener el programa De Cero a Siempre sobre variables de mercado laboral. Se identificaron los hogares susceptibles a participar o recibir los beneficios del programa dando como resultado una muestra con 2.436 observaciones en la cual se encuentran 812 hogares (por año) con al menos una mujer mayor de edad y al menos una persona menor de edad.

Es decir, que la unidad de análisis son hogares que se pueden rastrear en los 3 años de medición, pero que cumplan con las dos características descritas debido a que, i) se requiere analizar cuál es el cambio en la probabilidad de que al menos una mujer del hogar pueda acceder al mercado laboral luego de la implementación del programa y ii) debido a que la condición de elegibilidad del programa es sobre la edad de los niños y las niñas.

A continuación, se presentan las variables de mercado laboral sobre las cuáles se busca analizar el efecto que pudo tener el programa. Estas variables fueron construidas a partir de la información disponible de la ELCA según las definiciones de mercado laboral del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 2023):

- **Ocupadas/os:** es una variable dummy que es igual a 1 si la persona, trabajó en forma remunerada por lo menos una hora o si trabajó como ayudante familiar sin remuneración por lo menos una hora o si no trabajó, pero tenía un empleo o trabajo de por lo menos una hora o si trabajó por lo menos una hora y buscó trabajo. Y 0 si no cumple ninguna de estas características.
- **Desempleadas/os:** es una variable dummy que es igual a 1 si la persona, no cumple con ninguna de las tipologías descritas en la variable de personas ocupadas o si en el último mes realizó alguna diligencia para buscar trabajo o si está disponible para ocupar un empleo. Y 0 si no cumple ninguna de estas características.
- **Fuera de la fuerza laboral:** es una variable dummy que es igual a 1 si la persona, está incapacitada permanente para trabajar o si su actividad principal es realizar oficios en el hogar, estudiar, desempeñarse como rentista, no tener actividad principal y otra que no cumpla con las tipologías de la variable de ocupación. Y 0 si no cumple ninguna de estas características.

Además de estudiar el posible efecto del programa sobre las variables de mercado laboral, se realizó un ejercicio adicional sobre la *calidad del empleo*, a partir de la perspectiva de la Organización Internacional del Trabajo que define que un empleo es de calidad cuando cuenta con ingresos justos, seguridad en el trabajo y protección social para las familias, mejores perspectivas de desarrollo personal e integración social. La literatura argumenta que la formalidad del empleo puede ser un indicador importante de la calidad del trabajo en términos de ingresos, seguridad social y estabilidad laboral, aunque no es el único factor determinante de calidad (Cono-

ver, Khamis, & Pearlman, 2022; Organización Internacional del Trabajo (OIT), 2016; Yu, 2020; Sehnbruch, González, Apablaza, Méndez, & Arriagada, 2020; Fedesarrollo, 2019; Huneus, Landerretche, Puentes, & Selman, 2015 United Nations, 2015).

En el marco de esta investigación no se profundizó en las distintas dimensiones que componen la *calidad del empleo*, sin embargo, en ese sentido este estudio se va a referir a *calidad de empleo* o mayor calidad si la persona tiene un empleo formal y menor calidad cuando la persona tiene un empleo informal. Las variables de formalidad e informalidad también se construyeron a partir de los datos disponibles en la base ELCA y se tomó la definición de formalidad débil del Observatorio de Mercado Laboral de la Universidad del Rosario en donde un empleo es formal si la persona se encuentra como cotizante en el régimen contributivo o especial (LaboUR, 2018). Por lo tanto, las dos variables dependientes adicionales de interés serían:

- **Empleo formal:** es una variable dummy que es igual a 1 si la persona, se encuentra como cotizante en el régimen contributivo o especial. Y 0 lo contrario.
- **Empleo informal:** es una variable dummy que es igual a 1 si la persona, no se encuentra como cotizante en el régimen contributivo o especial. Y 0 lo contrario.

En la siguiente sección, se presentará la estrategia empírica empleada para responder a la pregunta de investigación y un análisis descriptivo de las variables de interés.

## 4. Estrategia empírica

La siguiente estrategia de identificación explota la variación de la implementación escalonada del programa por municipios, la condición de elegibilidad para acceder al programa por hogares y la variación temporal, es decir, los datos antes y después de la ejecución. Dado que esta investigación tiene como objetivo estudiar el cambio en la probabilidad de entrar al mercado laboral y de tener un empleo con mayor calidad para las mujeres, la principal estrategia empírica se basa en el estimador de triples diferencias propuesta por Olden & Moen, (2022). Más formalmente, utilizando el subíndice  $m$  para denotar municipios,  $h$  para denotar hogares y  $t$  para denotar el tiempo, se estimó la siguiente especificación:

$$Y_{mht} = \alpha_m + \beta_1 H_h + \beta_2 T_t + \beta_3 (M_m * H_h) + \beta_4 (M_m * T_t) + \beta_5 (H_h * T_t) + \beta_6 (H_h * T_t * M_m) + \beta_7 \mathbf{X}'_h + \epsilon_{mht} \quad (1)$$

Donde  $Y_{mht}$  es la variable de resultado (de mercado laboral o calidad de empleo) medida para cada hogar  $h$  en el municipio  $m$  en el periodo  $t$  y  $\alpha$  captura los efectos fijos por municipio. La variable  $H_h$  es igual a 1 si en el hogar hay un menor de 5 años que haya nacido entre 2007 y 2010 (lo cual significa que es un hogar elegible) y 0 es lo contrario <sup>1</sup>. La variable  $T_t$  es igual a 1 si el año corresponde a 2013 y 2016 y 0 si corresponde a 2010. La variable  $M_m$  es igual a 1 si el municipio fue tratado y 0 lo contrario. El vector de variables  $X_h$  incluye características sociodemográficas de los hogares correspondientes al año 2010 como, tamaño del hogar, parentesco, estrato y la tenencia de algunos bienes cómo, lavadora, nevera, computador y acceso a servicios públicos como, gas natural, energía eléctrica, acueducto e internet. Adicional, se incluye la tasa de ocupación por departamento calculada a partir de la información contenida en la base de datos.

Con el fin de identificar cuáles fueron los municipios tratados y no tratados, se utilizó el ranking de implementación del programa elaborado por Bernal & Ramírez, (2019) quienes evalúan el impacto del programa De Cero a Siempre sobre la nutrición, educación y el desarrollo de habilidades socioemocionales sobre los niños y niñas elegibles. Para definir el grupo de tratamiento y el grupo de control, las autoras ordenan todos los municipios de acuerdo con el crecimiento en la implementación de la oferta de cupos de atención integral en centros del Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF) por cada niño entre los 0 y 5 años pertenecientes a hogares del SISBEN entre 2011 y 2013. Es decir, dividieron el número de cupos de atención integral disponibles en un municipio por el tamaño de la cohorte de niños y niñas entre los 0 y 5 años inscritos en SISBEN Fase III en ese municipio, en cada año. Luego calcularon el crecimiento de ese número de cupos entre 2011 y 2013.

Los municipios con un valor mayor son aquellos cuya oferta de cupos creció más en el período comprendido entre 2011 y 2013. De esta manera, la muestra se divide en dos grupos: los niños y las niñas residentes en municipios por encima de la

---

<sup>1</sup>Solo se tienen en cuenta los niños y niñas hasta los 5 años debido a que la expansión del programa inició principalmente con un aumento en la atención integral en centros para niños de 0 a 5 años en situación socioeconómica vulnerable brindando cuidado, nutrición, salud y desarrollo infantil (Bernal & Ramírez, 2019).

mediana del crecimiento en la oferta de cupos por cada niño entre los 0 y 5 años de edad sisbenizado en ese municipio (grupo de tratamiento) y los niños residentes en municipios por debajo de la mediana del crecimiento en la oferta de cupos por cada niño de 0 a 5 años de edad sisbenizado (grupo de control o comparación) (Bernal & Ramírez, 2019).

El coeficiente de interés para el análisis de este estudio es  $\beta_6$ , que captura el cambio diferencial adicional en 2013 y 2016 con respecto al 2010 en las variables de mercado laboral (ocupación, desempleo, fuera de la fuerza laboral, formal e informal) en hogares elegibles versus los no elegibles en municipios tratados. Teniendo en cuenta cualquier efecto diferencial impulsado por características fijas del municipio.

### **Análisis descriptivo de los datos:**

Antes de presentar los resultados de la estimación, es importante señalar que la expansión del programa está correlacionada con las características socioeconómicas de los municipios. Es decir, el gobierno priorizó la implementación del programa según su nivel de pobreza y necesidades de atención a la primera infancia, aunque también la velocidad de su ejecución dependía de las capacidades físicas, financieras e institucionales de cada territorio. La Tabla 1 muestra la diferencia de medias de las variables de mercado laboral de interés de mujeres mayores de 18 años que vivían en hogares en presencia de niños y niñas de 0 a 5 años, en municipios tratados y no tratados en el periodo previo a la implementación del programa (año 2010) y el *p-valor* para determinar si la diferencia es significativa.

Tabla 1: Diferencia de medias de variables de mercado laboral antes de la implementación del programa

	Mpio Tratados		Mpio no Tratados		t-test	
	(Promedio)	(SD)	(Promedio)	(SD)	(Diferencia)	(p-valor)
Ocupación	0.438	(0.496)	0.609	(0.488)	-0.171***	0.000
Desempleo	0.116	(0.320)	0.109	(0.312)	0.007***	0.000
Fuera de fuerza lab	0.441	(0.497)	0.265	(0.441)	0.176***	0.000
<i>Observaciones</i>	275		537		812	

Fuente: ELCA 2010. Elaboración propia

La Tabla anterior permite evidenciar que en efecto en el año previo a la implementación del programa las mujeres que se encontraban en hogares ubicados en municipios tratados tenían indicadores más desfavorables de mercado laboral. Vivir en un municipio tratado representaba una probabilidad de -17 pp de que una mujer pudiera estar ocupada en la fuerza laboral. Asimismo, vivir en un municipio tratado implicaba una probabilidad de 0,7 pp de estar desempleada y de 17 pp de estar por fuera de la fuerza laboral con respecto a una mujer que vivía en un hogar ubicado en un municipio no tratado. Todos los resultados son significativos al 1 %.

En la Tabla 2 se observa el promedio simple de las variables de control para los municipios tratados y no tratados de la base de datos para los tres años. Se evidencia que, en promedio el 37 % de los hogares ubicados en municipios tratados tienen jefatura de hogar y el 40 % de los hogares que no están ubicados en municipios tratados presenta esta característica, así mismo en promedio el 40 % de los hogares en municipios tratados cuenta con un conyugue y el 43 % de los hogares no tratados presenta esta característica.

En promedio: hay 5 personas en los hogares encuestados. El 80 % de los hogares vive en estratos 1 o 2. El 75 % de los hogares viven en casa, el 19 % vive en apartamento y el 4 % en un cuarto. El 70 % de los hogares cuenta con nevera, el 40 % cuenta con lavadora y el 25 % con computador. Los hogares ubicados en los municipios tratados cuentan con mayor acceso a servicios como internet, gas natural, energía eléctrica y acueducto con respecto a los hogares que se encuentran en municipios no tratados. Los hogares ubicados en municipios no tratados tienen una tasa de ocupación más alta de 2 pp con respecto a los hogares ubicados en municipios tratados.

Tabla 2: Promedio simple variables control - (2010-2013-2016)

	Tratados		No tratados	
	(media)	(sd)	(media)	(sd)
Jefe de hogar	0.37	(0.48)	0.40	(0.49)
Conyugue	0.40	(0.49)	0.43	(0.49)
Personas en el hogar	5.15	(2.17)	4.95	(2.07)
Estrato 1 o 2	0.87	(0.32)	0.83	(0.36)
Estrato 3 o 4	0.12	(0.32)	0.16	(0.36)
Casa	0.75	(0.42)	0.75	(0.43)
Apartamento	0.19	(0.39)	0.19	(0.39)
Cuarto	0.04	(0.20)	0.04	(0.21)
Nevera	0.76	(0.42)	0.73	(0.44)
Lavadora	0.49	(0.50)	0.42	(0.49)
Computador	0.30	(0.45)	0.25	(0.43)
Internet	0.24	(0.42)	0.17	(0.38)
Gas natural	0.64	(0.47)	0.51	(0.50)
Energía eléctrica	1	(0)	0.98	(0.10)
Acueducto	0.92	(0.25)	0.92	(0.26)
Tasa ocupación dpto	69.44	(6.95)	69.46	(6.26)
<i>Observaciones</i>	779		1657	

Fuente: Panel ELCA 2010, 2013 y 2016. Elaboración propia

### Limitaciones del modelo:

A pesar de utilizar una metodología de triple diferencia que controla las diferencias preexistentes entre el grupo de control y tratamiento, no es posible interpretar los resultados como un efecto causal, es decir no se puede hablar de un impacto del programa sobre las variables de resultado. Esto se debe a que solo se cuenta con datos de un periodo anterior a la implementación del programa, lo cual impide validar el supuesto de tendencias paralelas. Este supuesto es fundamental, ya que garantiza que el estimador de diferencias-en-diferencias elimine la influencia de los valores iniciales de la variable  $Y$  que puedan variar sistemáticamente entre el grupo de tratamiento y el grupo de control (Bernal & Peña, 2019).

Testear este supuesto permite evidenciar que la tendencia temporal de la variable de resultado entre el periodo  $t = 1$  y el periodo  $t = 2$  es la misma para el grupo control y tratamiento en ausencia del programa. Y de esta manera se garantiza que el estimador de diferencias-en-diferencias sea insesgado es decir que el valor inicial de  $Y$  antes del programa no tenga correlación con la implementación del programa.

Cómo se mencionó, no se cuenta con los datos suficientes para probar este supuesto y por esa razón, los resultados de este trabajo se interpretan cómo efectos sugestivos de los cambios en la tendencia de las variables de mercado laboral.

## 5. Resultados

La Tabla 3, presenta las estimaciones empíricas de la especificación principal dada por el modelo de regresión No. 1. Cabe recordar que el coeficiente de interés principal es la triple interacción entre el cambio diferencial adicional en 2013 y 2016 con respecto al 2010 en las variables de mercado laboral (ocupación, desempleo, fuera de la fuerza laboral, tener empleo formal o informal) en hogares elegibles versus los no elegibles en municipios tratados con respecto a la misma diferencia en municipios no tratados.

Las columnas 1, 2 y 3 de la Tabla 2 calculan el cambio en la probabilidad de que una mujer que vive en un hogar en presencia de niños y niñas elegibles en un municipio tratado pueda estar empleada, desempleada o fuera de la fuerza laboral, sin incluir controles de hogar. Las columnas 4, 5 y 6 de la misma tabla calculan el cambio en la probabilidad de que una mujer que vive en un hogar en presencia de niños y niñas elegibles en un municipio tratado pueda estar empleada, desempleada o fuera de la fuerza laboral, incluyendo controles de hogar. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de municipio y errores estándar cluusterizados.

Tabla 3: Variables mercado laboral - 2010, 2013 y 2016

	Ocupación (1)	Desempleo (2)	Fuera MLab (3)	Ocupación (4)	Desempleo (5)	Fuera MLab (6)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.04 (0.06)	0.08 (0.05)	-0.07 (0.05)	0.04 (0.06)	0.08 (0.05)	-0.06 (0.05)
Mpio-trat*Elegible	-0.09 (0.05)	-0.02 (0.04)	0.12** (0.04)	-0.08 (0.05)	-0.02 (0.04)	0.11** (0.04)
Mpio-trat*Tiempo	0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.009 (0.03)	0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.01 (0.03)
Elegible*Tiempo	0.07* (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.04)	0.08** (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.04)
Hogar Elegible	-0.12** (0.03)	0.005 (0.02)	0.11** (0.04)	-0.13*** (0.03)	0.003 (0.02)	0.10** (0.04)
Tiempo	0.17*** (0.02)	-0.01 (0.01)	0.07** (0.03)	0.16*** (0.02)	-0.01 (0.01)	0.07** (0.03)
Constante	0.68 (0.01)	0.15 (0.01)	0.10 (0.02)	0.30 (0.88)	1.24 (0.84)	0.03 (1.50)

<i>Observaciones</i>	2436	2436	2436	2436	2436	2436
<i>Controles</i>	NO	NO	NO	SI	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010, 2013 y 2016. Elaboración propia

Los resultados de la estimación de triple diferencia presentados en las columnas 4, 5 y 6 aunque no son significativos permiten inferir que después de la implementación del programa, para los años 2013 y 2016 el cambio en la probabilidad de que al menos una mujer de un hogar elegible en un municipio tratado estuviera ocupada en el mercado laboral era de 4 pp, de que estuviera desempleada era de 8 pp y de estar inactiva de -6 pp, con respecto a los municipios no tratados. Se evidencia que hay un cambio en los signos de los resultados, con respecto a los resultados para el año 2010 (fila 2). Lo que significa que posterior a la implementación del programa el cambio en la probabilidad de participar en el mercado laboral fue positivo para las mujeres que vivían en hogares elegibles en municipios tratados con respecto a las que viven en municipios no tratados.

En la Tabla 4, se encuentran los resultados de la misma estimación, pero filtrando por mujeres que son jefas de hogar. Si bien los resultados no son significativos, comparando los resultados de la columna 4 de la tabla 3 se observa que el signo en el cambio de la probabilidad de estar ocupada es negativo en este caso. Es decir que, el cambio en la probabilidad de que una mujer jefa de hogar y que vivía en un municipio tratado estuviera ocupada es de -3 pp frente a una mujer jefa de hogar que vivía en un municipio no tratado. Adicional, se observa que, si bien los signos de la triple diferencia de las columnas 5 y 6 de las Tablas 3 y 4 no cambian, la magnitud si, por ejemplo, el cambio en la probabilidad de estar desempleada dado que es jefa de hogar es de 10 pp y de estar fuera de la fuerza laboral es de -2 pp con respecto a los municipios no tratados.

Los resultados sugieren que presentar esas características puede aumentar la magnitud de la probabilidad de participar en el mercado laboral, puesto que el valor en el cambio de la probabilidad de ser desempleada es más positivo y de estar fuera del mercado laboral es menos negativa, frente a las mujeres que no son jefas de hogar. Sin embargo, pueden enfrentar menores probabilidades de estar ocupadas. Esto último puede estar explicado en parte porque las mujeres que son jefas de hogar asumen mayor carga de trabajo de cuidado no remunerado dentro de sus hogares con respecto a las que no los son y con respecto a los hombres dentro del hogar.

Esto significa que las mujeres que son jefas de hogar disponen de menos tiempo para acceder a un empleo remunerado, aunque su oferta de trabajo pueda aumentar dado que tienen más presión económica al ser jefas de hogar (aumento en el cambio de la probabilidad de estar desempleadas). Poder concretar un empleo puede ser más complejo dada la restricción de tiempo, es decir, que puede ser que haya

una distribución de actividades de cuidado que beneficia principalmente a miembros diferentes a jefes de hogar como a sus conyugues. Esta primera conclusión se alinea con Tribín, Newball, & Granda, (2023) quienes reportan para el caso de Bogotá, que la jefatura de hogar resulta en un incremento de alrededor de una hora en el tiempo destinado a las actividades de cuidado, tanto para hombres como para mujeres. Aunque aumenta el tiempo para ambos sexos la brecha se mantiene.

Tabla 4: Mercado laboral mujeres jefas de hogar - 2010, 2013 y 2016

	Ocupación (1)	Desempleo (2)	Fuera MLab (3)	Ocupación (4)	Desempleo (5)	Fuera MLab (6)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	-0.01 (0.10)	0.10 (0.11)	-0.05 (0.05)	-0.03 (0.10)	0.10 (0.11)	-0.02 (0.12)
Mpio-trat*Elegible	0.00 (0.09)	-0.06 (0.05)	0.05 (0.09)	0.01 (0.08)	-0.07 (0.05)	0.03 (0.08)
Mpio-trat*Tiempo	-0.04 (0.04)	0.01 (0.04)	0.01 (0.05)	-0.04 (0.04)	0.01 (0.04)	0.008 (0.04)
Elegible*Tiempo	0.19** (0.06)	0.01 (0.05)	-0.01 (0.06)	0.20** (0.06)	0.009 (0.05)	-0.01 (0.05)
Hogar Elegible	-0.25*** (0.05)	0.05 (0.04)	0.19** (0.06)	-0.27*** (0.06)	0.06 (0.04)	0.18*** (0.06)
Tiempo	0.14*** (0.02)	0.008 (0.02)	0.12 (0.03)	0.14*** (0.02)	0.001 (0.02)	0.12*** (0.03)
Constante	0.89 (0.01)	0.13 (0.01)	0.01 (0.02)	2.30 (0.99)	-0.14 (0.32)	-1.90 (1.48)
<i>Observaciones</i>	962	962	962	962	962	962
<i>Controles</i>	NO	NO	NO	SI	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010, 2013 y 2016. Elaboración propia

Adicional, en la Tabla 5, se estimó la regresión, pero filtrando por mujeres que no son jefas de hogar. Si bien los resultados tampoco son significativos, comparando los resultados de la columna 4 de la Tabla 3 (jefas de hogar) y la Tabla 2 (datos generales) se observa que el signo en el cambio de la probabilidad de estar ocupada es positivo y mayor en 3 pp que el resultado de la tabla que contiene los resultados generales. Se evidencia que el cambio en la probabilidad de que una mujer que no era jefa de hogar y que vivía en un municipio tratado estuviera ocupada es de 7 pp frente a una mujer que no era jefa de hogar que vivía en un municipio no tratado.

Así mismo, el cambio en la probabilidad de estar desempleada es de 6 pp y de estar fuera de la fuerza laboral es de -7 pp con respecto a los municipios no tratados. Al comparar con la tabla de jefas de hogar y la tabla general se encuentra que el cambio en la probabilidad de estar desempleada es menor en 4 pp y en 2 pp respectivamente. Sin embargo, el cambio en la probabilidad de estar fuera de la fuerza laboral es de 7 pp siendo más alto este cambio en 5 pp y 1 pp con respecto a las tablas en comparación.

Estos resultados indican que ser una mujer que no es jefa de hogar y vivir en un municipio tratado en un hogar elegible puede enfrentar mayores probabilidades de estar ocupada, pero menores probabilidades de participar en el mercado laboral puesto que la magnitud en el cambio de la probabilidad estar fuera del mercado laboral es mayor frente a las mujeres que son jefas de hogar. Esto último puede estar explicado en parte porque, como se mencionó, las mujeres que no son jefas de hogar asumen menor carga de trabajo de cuidado no remunerado dentro de sus hogares con respecto a las que si lo son. Esto puede derivarse en que las mujeres que no son jefas de hogar tengan más tiempo disponible para invertir en un trabajo remunerado.

Sin embargo, con respecto al resultado sobre la participación en el mercado laboral, una posible explicación es que al no tener la misma presión financiera que pueden tener las mujeres jefas de hogar (asumiendo que son las principales proveedoras), las mujeres que no son jefas de hogar pueden tener menos incentivos a participar del mercado laboral dada la estructura de normas sociales que genera una presión social sobre las mujeres, de cumplir con su rol tradicional de género de ser cuidadoras. En este sentido, hay evidencia que señala que los roles de género tradicionales que enfatizan la responsabilidad de las mujeres en las tareas domésticas están relacionados de manera negativa con la tasa de empleo y los ingresos de las mujeres como lo argumentan Chuanchuan & Jingwen, (2021).

Tabla 5: Mercado laboral mujeres que no son jefas de hogar - 2010, 2013 y 2016

	Ocupación (1)	Desempleo (2)	Fuera MLab (3)	Ocupación (4)	Desempleo (5)	Fuera MLab (6)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.07 (0.08)	0.08 (0.06)	-0.07 (0.08)	0.07 (0.08)	0.06 (0.06)	-0.07 (0.08)
Mpio-trat*Elegible	-0.12* (0.06)	0.002 (0.05)	0.13** (0.06)	-0.11* (0.06)	0.005 (0.05)	0.14** (0.06)
Mpio-trat*Tiempo	0.07** (0.03)	-0.05* (0.03)	-0.01 (0.04)	0.07* (0.04)	-0.05 (0.03)	-0.009 (0.04)
Elegible*Tiempo	0.006 (0.05)	0.03 (0.04)	0.03 (0.06)	0.01 (0.05)	0.04 (0.04)	0.03 (0.07)
Hogar Elegible	-0.04 (0.04)	-0.02 (0.03)	0.06 (0.05)	-0.04 (0.04)	-0.02 (0.03)	0.05 (0.06)
Tiempo	0.17*** (0.03)	-0.02 (0.02)	0.03 (0.04)	0.17*** (0.03)	-0.02 (0.02)	0.03 (0.04)
Constante	0.54 (0.02)	0.17 (0.02)	0.16 (0.03)	-1.86 (0.83)	2.25 (1.01)	1.81 (2.14)
<i>Observaciones</i>	1474	1474	1474	1474	1474	1474
<i>Controles</i>	NO	NO	NO	SI	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010, 2013 y 2016. Elaboración propia

En la Tabla 6, se encuentran los resultados obtenidos sobre variables de *calidad de empleo*. En las columnas 3 y 4 se puede observar que posterior a la implementación del programa el cambio en la probabilidad de que una mujer que vivía en un hogar elegible en un municipio tratado estuviera en un trabajo formal era de 16 pp y el cambio en la probabilidad de que estuviera en un trabajo informal era de -18 pp con respecto a los municipios no tratados, todos los resultados son significativos al 1%. Si se observan los resultados de las columnas 3 y 4 pero de la fila 2 que contiene la doble diferencia, se puede observar que hubo un cambio en los signos de las variables, posterior a la implementación del programa lo que sugiere que el programa pudo promover la transición de pasar de un empleo informal a un empleo formal.

Tabla 6: Variables calidad empleo - 2010, 2013 y 2016

	Formal (1)	Informal (2)	Formal (3)	Informal (4)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.19*** (0.05)	-0.19*** (0.05)	0.16*** (0.05)	-0.18*** (0.05)
Mpio-trat*Elegible	-0.23*** (0.05)	0.20*** (0.05)	-0.17*** (0.05)	0.15*** (0.05)
Mpio-trat*Tiempo	-0.006 (0.03)	0.04 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.05* (0.02)
Elegible*Tiempo	-0.10** (0.04)	0.11** (0.04)	-0.10** (0.04)	0.12*** (0.04)
Hogar Elegible	0.07 (0.04)	-0.01 (0.04)	0.07* (0.04)	-0.04 (0.04)
Tiempo	0.06*** (0.02)	-0.03 (0.02)	0.07*** (0.02)	-0.03 (0.02)
Constante	0.45 (0.01)	0.72 (0.01)	3.54 (1.67)	-0.05 (0.39)
<i>Observaciones</i>	1284	1284	1284	1284
<i>Controles</i>	NO	NO	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010, 2013 y 2016. Elaboración propia

## **Posible Mecanismo**

El mecanismo que puede estar operando en la relación entre la redistribución del trabajo de cuidado no remunerado, en este caso, del cuidado de los niños y niñas y la participación laboral de las mujeres o su transición entre un empleo formal e informal es, que el aumento de cupos de atención integral a niños y niñas de 0 a 5 años en equipamientos del ICBF pudo tener un efecto redistributivo sobre las actividades de cuidado de los niños y niñas entre los hogares y el Estado. Esto pudo resultar en una disminución en el tiempo que dedican las mujeres y personas cuidadoras a estas labores, tiempo que pudo utilizarse para participar en el mercado laboral.

En el marco de este estudio, este mecanismo no pudo explorarse de manera directa debido a que las bases de la ELCA no cuentan con datos sobre uso del tiempo en actividades de cuidado, de hecho, la primera medición sobre uso del tiempo que se realizó en Colombia fue en el año 2012 con la ley 1413 del 2010 un año después de la implementación del programa De Cero a Siempre. Sin embargo, exploró de manera indirecta a partir de estimar el cambio sobre las horas dedicadas a un trabajo remunerado después de la implementación del programa. En la Tabla 7 se evidencian los resultados de la regresión con y sin controles sobre las horas destinadas a trabajo remunerado y se observa que hubo efectos positivos sobre el cambio en la probabilidad de que las mujeres que vivían en municipios tratados invirtieran más horas a un empleo con respecto a las mujeres que vivían en municipios no tratados.

Tabla 7: Proxy distribución de tiempo - 2010, 2013 y 2016

	Horas empleo (1)	Horas empleo (2)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	2.06 (3.56)	2.45 (3.72)
Mpio-trat*Elegible	-7.63* (3.86)	-7.98* (4.03)
Mpio-trat*Tiempo	2.07 (1.20)	1.94 (1.25)
Elegible*Tiempo	2.45 (1.97)	1.54 (2.11)
Hogar Elegible	-1.68 (2.71)	-0.77 (2.69)
Tiempo	-4.75*** (1.13)	-4.52*** (1.16)
Constante	48.94 (1.07)	136.33 (73.65)
<i>Observaciones</i>	1468	1468
<i>Controles</i>	NO	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010, 2013 y 2016. Elaboración propia

Así mismo, existe literatura que evidencia la relación entre políticas de cuidado y el uso del tiempo. En un estudio realizado por Cicowiez, Tribín, Pirela-Rios, & Gómez-Barrera, (2022) para Colombia, simulan a través de un modelo macroeconómico un aumento de las transferencias de servicios de cuidado de niños y niñas desde el gobierno hacia los hogares. Se encuentra que tanto hombres como mujeres incrementan las horas que dedican a trabajar en actividades incluidas en el PIB (o trabajo remunerado) al mismo tiempo que reducen las horas que dedican al trabajo de cuidado no remunerado. Como resultado, se observa un incremento en la contribución de las mujeres al ingreso total del hogar, lo cual podría considerarse como una mejora en el desarrollo de su autonomía económica.

Cómo ejercicio de robustez para validar los signos y significancia de los resultados. En la sección No. 7 que contiene el apéndice se desarrollaron estimaciones de triple diferencias por pares de años es decir para los años 2010 y 2013 y 2010 y 2016 sobre variables de mercado laboral y *calidad de empleo*, los resultados se presentan en las Tablas 8, 9, 10 y 11. Se evidencia que los signos y significancia o no de los resultados se mantienen si se estima la regresión por pares de años o para el panel completo en ambos casos.

## 6. Conclusiones

La Agenda 2030 para los Objetivos de Desarrollo Sostenible, establecen que la igualdad de género y el empoderamiento de las mujeres y las niñas son un elemento central e indispensable para el avance de la humanidad, lo que implica que el cierre de brechas de género debe ser un propósito de los Estados a nivel mundial (ONU Mujeres, 2018). Para ello se hace necesario promover la autonomía económica de las mujeres con políticas y programas que impulsen su participación en el mercado laboral reconociendo la desigualdad en la distribución del trabajo de cuidado no remunerado con el fin de realizar acciones que permitan redistribuir estas labores entre todos los actores de la sociedad.

De lo contrario, se estaría reproduciendo la lógica que impera en el mercado laboral, desconociendo la carga de cuidado que asumen las mujeres ante la escasez de servicios de cuidado y de esta manera profundizando el estancamiento en la participación laboral de las mujeres, los estereotipos de género e incluso la discriminación que sufren ellas al momento de acceder al mercado laboral (Salvador, 2018). La reconfiguración de la actual organización social del cuidado es clave para encaminar el diseño

de políticas públicas de cuidado con enfoque de género que además de garantizar el cuidado de las personas, también tengan como propósito promover la autonomía económica de las mujeres y las personas cuidadoras.

Esta investigación sostiene la idea de que prestar servicios públicos de cuidado a la primera infancia puede motivar la participación laboral de las mujeres y de esta manera su autonomía económica. Se contrasta esta conjetura formalmente aprovechando la variación de la implementación escalonada del programa por municipios, la condición de elegibilidad para acceder al programa por hogares y la variación temporal, es decir, los datos antes y después de la ejecución. Esto a través de un modelo de triple diferencia que controla los efectos fijos de los municipios, variables de los hogares y del mercado laboral de los departamentos.

Dadas las limitaciones para comprobar el supuesto de tendencias paralelas los resultados que se presentan hacen referencia a efectos sugestivos del programa y no es posible interpretarlos como un efecto causal, es decir no se puede hablar de un impacto del programa sobre las variables de resultado. En ese sentido se encontró que, el cambio en la probabilidad de que al menos una mujer de un hogar elegible en un municipio tratado estuviera ocupada en el mercado laboral era de 4 pp, de que estuviera desempleada era de 8 pp y de estar inactiva de -6 pp, con respecto a los municipios no tratados. Esto significa que posterior a la implementación del programa el cambio en la probabilidad de participar en el mercado laboral fue positivo para las mujeres que vivían en hogares elegibles en municipios tratados con respecto a las que viven en municipios no tratados.

Así mismo, el cambio en la probabilidad de que una mujer jefa de hogar y que vivía en un municipio tratado estuviera ocupada es de -3 pp frente a una mujer jefa de hogar que vivía en un municipio no tratado. Adicional, el cambio en la probabilidad de estar desempleada dado que es jefa de hogar es de 10 pp y de estar fuera de la fuerza laboral es de -2 pp con respecto a los municipios no tratados. Los resultados sugieren que ser jefa de hogar puede aumentar en mayor magnitud la probabilidad de participar en el mercado laboral, puesto que el valor en el cambio de la probabilidad de ser desempleada es más positivo y de estar fuera del mercado laboral es menos negativa, frente a las mujeres que no lo son.

Sin embargo, pueden enfrentar peores probabilidades de estar ocupadas. Esto último puede estar explicado en parte porque las mujeres que son jefas de hogar asumen mayor carga de trabajo de cuidado no remunerado dentro de sus hogares. Lo

que significa que disponen de menos tiempo para acceder a un empleo remunerado, aunque su oferta de trabajo pueda aumentar dado que tienen más presión económica al ser jefas de hogar (aumento en el cambio de la probabilidad de estar desempleadas) poder concretar un empleo puede ser más complejo dada la restricción de tiempo.

Por otro lado, los resultados indican que una mujer que no es jefa de hogar y vivir en un municipio tratado en un hogar elegible puede enfrentar mayores probabilidades de estar ocupada, pero menores probabilidades de participar en el mercado laboral puesto que la magnitud en el cambio de la probabilidad estar fuera del mercado laboral es mayor frente a las mujeres que son jefas de hogar. Esto último puede estar explicado en parte porque, i) las mujeres que no son jefas de hogar pueden tener más tiempo disponible para invertir en un trabajo remunerado y ii) las mujeres que no son jefas de hogar pueden tener menos incentivos a participar del mercado laboral dada la estructura de normas sociales que genera una presión social sobre las mujeres de cumplir con su rol tradicional de género de ser cuidadoras.

Finalmente, se puede observar que posterior a la implementación del programa el cambio en la probabilidad de que una mujer que vivía en un hogar elegible en un municipio tratado estuviera en un trabajo formal era de 16 pp y el cambio en la probabilidad de que estuviera en un trabajo informal era de -18 pp con respecto a los municipios no tratados. Al contrastar los signos de los resultados para el 2010 previo a la implementación del programa, se puede observar que hubo un cambio en los signos de las variables, y dado que todos los resultados son significativos al 1 % estos sugieren que el programa pudo tener un efecto la transición de pasar de un empleo informal a un empleo formal.

En conclusión, el programa de Cero a Siempre tuvo efectos no esperados sobre el aumento en la probabilidad de participar en el mercado laboral para las mujeres y favorece la transición entre un empleo informal a uno formal. Esto significa que el aumento de cupos de atención integral a la primera infancia (0 a 5 años) en equipamientos del ICBF puede tener un efecto redistributivo sobre las actividades de cuidado de los niños y niñas entre los hogares y el Estado. Lo que puede resultar en una disminución en el tiempo que dedican las mujeres y personas cuidadoras a estas labores, tiempo que las mujeres pueden utilizar para participar en el mercado laboral.

Es decir que el programa puede contribuir potencialmente al cierre de brechas de género en la participación laboral aunque es importante seguir explorando en

que medida a la autonomía económica puesto que para ello se requiere un aumento efectivo en la ocupación o ingresos propios. Esto abre el camino a seguir explorando esta relación tan importante para lograr la igualdad en el mercado laboral. Sin embargo, estos resultados permiten evidenciar la importancia de ampliar servicios de cuidado en el país con el fin de reforzar este efecto. Es importante resaltar que este programa no cuenta con un enfoque de género y, sin embargo, muestra posibles resultados positivos sobre la participación laboral de las mujeres.

En la actualidad, en Colombia se encuentra en proceso el diseño del Sistema Nacional de Cuidado. En este sentido, resulta de vital importancia aprovechar el potencial que este programa ofrece y garantizar su incorporación en el sistema existente, llevando a cabo un rediseño que incorpore un enfoque de género sólido y que establezca claros propósitos orientados a cerrar las brechas existentes y a generar una transformación cultural en torno a los roles de género.

## Referencias

- Andresen, M. E., & Havnes, T. (2019). Child care, parental labor supply and tax revenue. *Labour Economics*, 61.
- Bauernschuster, S., & Schlotter, M. (2015). Public Child Care and Mothers' Labor Supply Evidence from Two Quasi-Experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1-16.
- Berlinski, S., Galiani, S., & Mc Ewan, P. (2011). Preschool and Maternal Labor Market Outcomes: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *Economic Development and Cultural Change*, 59, (2), 313-344.
- Berlinski, S., & Galiani, S. (2007). The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, 14, 665-680.
- Bernal, R., & Peña, X. (2019). Guía práctica para la evaluación de impacto. En R. Bernal, & X. Peña, Experimentos naturales o cuasiexperimentos. Universidad de los Andes.

Bernal, R., & Ramírez, S. M. (2019). Improving the quality of early childhood care at scale: The effects of “From Zero to Forever”. *World Development*, 118, 91-105.

Bernal, R., Ramírez, S. M., & Arias, L. M. (2017). Impactos de la estrategia “De Cero a Siempre” sobre el desarrollo integral de los niños y niñas en primera infancia. Universidad de los Andes.

Cascio, E. (2007). Maternal Labor Supply and the Introduction of Kindergartens into American Public Schools. *The Journal of Human Resources*, 140-170.

Castellanos, C. (2020). Is universal education and care for children aged 0-3 feasible? The case of Spain. *Politica Economica*, 317-339.

Chuanchuan, Z., & Jingwen, W. (2021). Gender roles and women’s labor market outcomes. *China Economic Quarterly International*, 1, 97-108.

Cicowiez, M., Tribín, A., Pirela-Rios, A., & Gómez-Barrera, A. (2022). Efectos de las transferencias en especie de cuidado: la provisión pública y gratuita de servicios de cuidado de niños. Bogotá: Quanta. Cuidado y género.

Conover, Khamis, & Pearlman. (2022). Job Quality and Labour Market Transitions: Evidence from Mexican Informal and Formal Workers. *The Journal of Development Studies*, 58(7), 1332–1348.

DANE. (2023). Boletín técnico Gran Encuesta Integrada de Hogares .

Econometría Consultores & DNP. (2018). Informe de resultados de la evaluación y tercera entrea de la documentación de la base de datos de la evaluación.

Eternod, M., & Jácome, T. (2018). El trabajo de cuidados, obstáculo para las autonomías de las mujeres. ONU Mujeres.

Fedesarrollo. (2019). Informe mensual del mercado laboral.

- Finseraas, H., Hardoy, I., & Schøne, P. (2017). School enrolment and mothers' labor supply: evidence from a regression discontinuity approach. *Econ Household*, 15, 621–638.
- Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., & Tamiya, N. (2017). Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers. *Journal of Health Economics*, 56, 103–112.
- Gathmann, C., & Sass, B. (2018). Taxing Childcare: Effects on Childcare Choices, Family Labor Supply and Children. *Journal of Labor Economics*, 36, 665-709.
- Hardoy, I., & Schøne, P. (2015). Enticing even higher female labor supply: the impact of cheaper day care. *Econ Household*, 13, 815–836.
- Havnes, M., & Tarjei, E. A. (2019). Child care, parental labor supply and tax revenue. *Labour Economics*, 61, 101762.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). Money for nothing? Universal child care and maternal employment. *Journal of Public Economics*, 95, 1455–1465.
- Hojman, A., & 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.
- Huneus, Landerretche, Puentes, & Selman. (2015). A multidimensional employment quality index for Brazil, 2002–11. *International Labour Review*, 154(2).
- LaboUR. (2018). Perfil actual de la informalidad laboral en Colombia: estructura y retos. Bogotá: Universidad del Rosario .
- Lamas, M. (2018). División del trabajo, igualdad de género y calidad de vida. ONU Mujeres.
- Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2008). Child-Care Policy and the Labor

Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 6(3).

Martínez, C., & Peticar, M. (2017). Childcare Effects on Maternal Employment: Evidence from Chile. *Journal of Development Economics*, 126, 127-137.

Nollenberger, N., & Rodríguez-Planas, N. (2015). Full-Time Universal Childcare in a Context of Low Maternal Employment: Quasi-Experimental Evidence from Spain. *Labour Economics*, 36, 124-136.

Organización Internacional del Trabajo. (2019). El trabajo de cuidado y los trabajadores del cuidado para un futuro con trabajo decente.

Organización Internacional del Trabajo. (2020). ILOSTAT. Obtenido de <https://ilostat.ilo.org/es/measuring-job-quality-difficult-but-necessary/>

Olden, A., & Moen, J. (2022). The triple difference estimator. *Econometrics Journal*, 25, 531–553.

ONU Mujeres. (2018). El progreso de las mujeres en Colombia 2018: Transformar la economía para realizar los derechos. Bogotá.

ONU Mujeres & CEPAL. (2021). Hacia la construcción de sistema integrales de cuidados en América Latina y el Caribe. Elementos para su implementación.

Organización Internacional del Trabajo. (2016). Perspectivas sociales y del empleo en el mundo.

Pautassi, L. (2018). El cuidado: de cuestión problematizada a derecho. Un recorrido estratégico, una agenda en construcción.

Presidencia de la República. (2013). Estrategia de atención integral a la primera infancia fundamentos políticos, técnicos y de gestión.

Salvador, S. (2018). El déficit en los cuidados y sus implicaciones para la

igualdad social y de género. ONU Mujeres.

Sehnbruch, González, Apablaza, Méndez, & Arriagada. (2020). The Quality of Employment (QoE) in nine Latin American countries: A multidimensional perspective. *World Development*, 127.

Sugawara, S., & Nakamura, J. (2014). Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese experience. *Journal of The Japanese and International Economies*, 34, 98–115.

Tribín, A. M., Newball, D., & Granda, A. M. (2023). Informe cuantitativo manzanas del cuidado de Bogotá — 2023. Bogotá: Universidad de los Andes - proyecto Digna. Trabajo y género.

Tribín-Uribe, A. M., Mojica-Urueña, T., & Díaz-Pardo, G. (2021). El tiempo de cuidado durante la pandemia del Covid-19: ¿Cuánto han cambiado las brechas de género? Bogotá: Universidad Javeriana - proyecto Quanta. Cuidado y género.

United Nations. (2015). *Handbook on Measuring Quality of Employment*.

Universidad de los Andes. (2011). Ficha técnica: Encuesta longitudinal colombiana de la Universidad de los Andes - ELCA.

Yu, D. (2020). Employment quality index for the South African labour market. *Development Southern Africa*, 37(2), 276–294.

## 7. Apéndice:

A continuación, se incluyen las estimaciones del modelo general para los años 2010 y 2013 y 2010 y 2016 como un ejercicio de robustez. En donde se evidencia que los signos de la triple diferencia se mantienen.

Tabla 8: Variables mercado laboral (2010 - 2013)

	Ocupación (1)	Desempleo (2)	Fuera MLab (3)	Ocupación (4)	Desempleo (5)	Fuera MLab (6)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.04 (0.07)	0.07 (0.05)	-0.13 (0.09)	0.04 (0.07)	0.07 (0.05)	-0.13 (0.09)
Mpio-trat*Elegible	-0.10* (0.05)	-0.02 (0.03)	0.12** (0.05)	-0.10** (0.05)	-0.02 (0.03)	0.11** (0.05)
Mpio-trat*Tiempo	-0.005 (0.05)	-0.03 (0.04)	0.03 (0.07)	-0.006 (0.05)	-0.03 (0.04)	0.03 (0.07)
Elegible*Tiempo	0.07 (0.04)	0.03 (0.03)	0.04 (0.05)	0.08* (0.04)	0.04 (0.03)	0.04 (0.05)
Hogar Elegible	-0.11** (0.03)	0.003 (0.02)	0.11** (0.04)	-0.12*** (0.03)	0.000 (0.02)	0.11** (0.05)
Tiempo	0.17*** (0.02)	-0.01 (0.02)	0.05 (0.04)	0.17*** (0.02)	-0.01 (0.02)	0.05 (0.04)
Constante	0.68*** (0.01)	0.19 (0.01)	0.08 (0.02)	-0.20 (1.37)	2.53 (0.43)	0.40 (1.73)
<i>Observaciones</i>	1624	1624	1624	1624	1624	1624
<i>Controles</i>	NO	NO	NO	SI	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010 y 2013 Elaboración propia

Tabla 9: Variables calidad empleo (2010-2013)

	Formal (1)	Informal (2)	Formal (3)	Informal (4)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.12 (0.08)	-0.19** (0.08)	0.12 (0.09)	-0.19** (0.08)
Mpio-trat*Elegible	-0.28*** (0.06)	0.25*** (0.09)	-0.20*** (0.06)	0.18** (0.08)
Mpio-trat*Tiempo	-0.03 (0.05)	0.11** (0.05)	-0.04 (0.05)	0.12** (0.05)
Elegible*Tiempo	-0.07 (0.04)	0.10** (0.04)	-0.07 (0.04)	0.13*** (0.04)
Hogar Elegible	0.08 (0.05)	-0.02 (0.04)	0.07 (0.04)	-0.05 (0.04)
Tiempo	0.04* (0.02)	-0.04** (0.02)	0.05** (0.02)	-0.05 (0.02)
Constante	0.48 (0.02)	0.76 (0.01)	3.53 (1.76)	0.63 (0.44)
<i>Observaciones</i>	856	856	856	856
<i>Controles</i>	NO	NO	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010 y 2013 Elaboración propia

Tabla 10: Variables mercado laboral (2010 - 2016)

	Ocupación (1)	Desempleo (2)	Fuera MLab (3)	Ocupación (4)	Desempleo (5)	Fuera MLab (6)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.08 (0.07)	0.12 (0.09)	-0.01 (0.08)	0.07 (0.07)	0.11 (0.09)	0.01 (0.08)
Mpio-trat*Elegible	-0.11* (0.05)	-0.03 (0.04)	0.13** (0.05)	-0.11** (0.05)	-0.03 (0.04)	0.12 (0.04)
Mpio-trat*Tiempo	0.07 (0.06)	-0.009 (0.03)	-0.01 (0.06)	0.07 (0.06)	-0.007 (0.03)	-0.02 (0.06)
Elegible*Tiempo	0.05 (0.04)	0.01 (0.04)	0.006 (0.05)	0.06 (0.04)	0.01 (0.04)	-0.003 (0.05)
Hogar Elegible	-0.11** (0.03)	0.01 (0.02)	0.11** (0.04)	-0.12*** (0.03)	0.009 (0.02)	0.10 (0.04)
Tiempo	0.17*** (0.02)	-0.01 (0.02)	0.06** (0.03)	0.17*** (0.02)	-0.01 (0.02)	0.07 (0.03)
Constante	0.71 (0.01)	0.12 (0.01)	0.09 (0.01)	-0.45 (1.35)	0.60 (0.54)	0.97 (1.90)
<i>Observaciones</i>	1624	1624	1624	1624	1624	1624
<i>Controles</i>	NO	NO	NO	SI	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010 y 2016 Elaboración propia

Tabla 11: Variables calidad empleo (2010-2016)

	Formal (1)	Informal (2)	Formal (3)	Informal (4)
Mpio-trat*Elegible*Tiempo	0.33*** (0.09)	-0.28** (0.11)	0.26** (0.10)	-0.22* (0.11)
Mpio-trat*Elegible	-0.25*** (0.06)	0.23** (0.06)	-0.19*** (0.06)	0.18*** (0.05)
Mpio-trat*Tiempo	0.004 (0.05)	-0.01 (0.04)	0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)
Elegible*Tiempo	-0.16** (0.06)	0.14** (0.05)	-0.15** (0.06)	0.14** (0.05)
Hogar Elegible	0.08* (0.05)	-0.02** (0.04)	0.08** (0.04)	-0.05 (0.04)
Tiempo	0.09* (0.03)	-0.02 (0.04)	0.09* (0.03)	-0.02 (0.04)
Constante	0.45 (0.02)	0.68 (0.02)	2.81 (0.82)	0.25 (0.30)
<i>Observaciones</i>	856	856	856	856
<i>Controles</i>	NO	NO	SI	SI
<i>Efectos fijos municipio</i>	SI	SI	SI	SI

Errores estándar entre paréntesis

\* $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ ,

Fuente: Panel ELCA 2010 y 2016 Elaboración propia