

UCUENCA

Universidad de Cuenca

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

Carrera de Economía

¿Influyen los Centros de Desarrollo Infantil en la renta salarial de las madres en el Ecuador para los años 2012 y 2018?

Trabajo de titulación previo a la
obtención del título de Economista

Autor:

Adriana Cecibel Bermeo Jiménez

Director:

Luis Santiago Sarmiento Moscoso

ORCID:  0000-0002-1527-9898

Cuenca, Ecuador

2024-05-17

Resumen

Los programas que brindan servicios de cuidado infantil son la base para el empoderamiento económico de las mujeres. Este estudio evalúa el impacto de los Centros de Cuidado Infantil del Buen Vivir (CIBV), en Ecuador, sobre el ingreso laboral de las madres en los años 2012 y 2018. Para ello, se utiliza la técnica cuasiexperimental Propensity Score Matching (PSM) o grupos emparejados con base en la información socioeconómica de la población beneficiaria, disponible en la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT). En primera instancia, los resultados muestran que los niños y niñas que participan en el programa CIBV provienen de madres que crían a sus hijos solas, pertenecen a una minoría étnica, cuentan con menor educación, habitan en las zonas rurales, especialmente en las regiones Sierra o Amazonía y viven bajo condiciones de pobreza. En segunda instancia, los resultados detectan un impacto positivo del programa sobre los ingresos laborales de las madres, en ambos periodos de estudio, pero en mayor proporción para las madres de hogares pobres del año 2012. En conclusión, el estudio encuentra evidencia empírica sobre la existencia de mecanismos de auto focalización y el éxito de la implementación de programas sociales de cuidado infantil sobre el bienestar económico de la población más vulnerable.

Palabras clave del autor: programa público, ingreso materno, nivel socioeconómico, evaluación de impacto



El contenido de esta obra corresponde al derecho de expresión de los autores y no compromete el pensamiento institucional de la Universidad de Cuenca ni desata su responsabilidad frente a terceros. Los autores asumen la responsabilidad por la propiedad intelectual y los derechos de autor.

Repositorio Institucional: <https://dspace.ucuenca.edu.ec/>

Abstract

Programs that provide child care services are the basis for women's economic empowerment. This study evaluates the impact of the Buen Vivir Child Care Centers (CIBV), in Ecuador, on mothers' labor income in the years 2012 and 2018. For this purpose, the quasi-experimental technique Propensity Score Matching (PSM) or matched groups is used based on the socioeconomic information of the beneficiary population, available in the National Health and Nutrition Survey (ENSANUT). In first instance, the results show that the children who participate in the CIBV program come from mothers who raise their children alone, belong to an ethnic minority, have less education, live in rural areas, especially in the Sierra or Amazon regions, and live under conditions of poverty. In second instance, the results detect a positive impact of the program on the mothers' labor income, in both study periods, but in a higher proportion for mothers from poor households in 2012. In conclusion, the study finds empirical evidence on the existence of self-focusing mechanisms and the success of the implementation of social child care programs on the economic well-being of the most vulnerable population.

Autor keywords: public program, maternal income, socioeconomic level, impact evaluation



The content of this work corresponds to the right of expression of the authors and does not compromise the institutional thinking of the University of Cuenca, nor does it release its responsibility before third parties. The authors assume responsibility for the intellectual property and copyrights.

Institutional Repository: <https://dspace.ucuenca.edu.ec/>

Índice de contenido

Resumen.....	2
Abstract	3
Agradecimiento	7
1. Introducción.....	8
2. Marco Teórico	11
3. Revisión de literatura	14
4. Datos y Metodología	19
4.1. Fuente de datos y variables	19
4.2. Metodología	23
4.2.1. Propensity Score Matching (PSM).	24
4.2.2. Otros métodos para estimar los efectos del tratamiento	26
5. Resultados	27
5.1. Condiciones socioeconómicas de los beneficiarios.....	27
5.2. Resultados de la evaluación de impacto por PSM	31
5.2.1. Evaluación del método de emparejamiento	33
5.2.2. Efecto promedio del programa sobre los tratados (ATT).....	34
5.3. Estimaciones adicionales para probar robustez de los resultados	36
6. Discusión.....	36
7. Conclusiones y Recomendaciones.....	39
Referencias	42
Anexos	51

Índice de figuras

Figura 1 <i>Nivel de Pobreza y Asistencia al CIBV por Provincias. Años 2012 y 2018</i>	28
--	----

Índice de tablas

Tabla 1. Descripción de las variables empleadas en el estudio	21
Tabla 2. Tamaño de la muestra Años 2012 - 2018.....	27
Tabla 3. Características de los beneficiarios del programa CIBV, años 2012 – 2018.....	30
Tabla 4. Efectos marginales del modelo Logit. Años 2012-2018	32
Tabla 5. Efectos promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT) para el año 2012	35
Tabla 6. Efectos promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT) para el año 2018	35
Tabla 7. Efectos del programa CIBV con estimaciones adicionales. Año 2012 y 2018	36

Agradecimiento

A mis queridos padres, Carlos y Victoria, que entregaron cuerpo y alma para construir el puente por el que he transitado todos estos años de la mano de Dios, y contra viento y marea, conseguir este logro académico. Gracias papi, gracias mami, por trabajar día y noche y ser el mejor ejemplo de esfuerzo y perseverancia. A mis hermanas, Ximena y Priscila, con quienes compartí las horas de estudio en casa, pero principalmente los alegres descansos entre tareas. Gracias familia, por ser el apoyo emocional.

A mi docente tutor, Eco. Santiago Sarmiento, por su ágil y valiosa ayuda que fue fundamental para concluir mis estudios con este último trabajo universitario. A mi profesor Eco. Andrés Mendoza, por transmitir no solo conocimientos, sino también sincera amistad.

A mi maravillosa compañera, Suley, cuyo valioso conocimiento y esfuerzo también se reflejan en cada página de este trabajo. Gracias por ser una gran amiga que ha dejado una huella imborrable en mi vida. Admiro tu resiliencia, fortaleza y determinación. Al resto de mis amigos y amigas, por permanecer a mi lado en verano e invierno. Todos ustedes siempre estarán presentes en mis recuerdos.

A mi dulce Melcocha, por acompañar mis frías veladas. Aunque no estés al final del camino, te llevo en mi espalda. Gracias, pequeña.

Por último, me agradezco a mí mismo, por andar a mi propio ritmo, porque nada me importaba más que hacer el recorrido más honesto, para llegar a dónde estoy hoy. Seguiré avanzando por este viaje académico.

1. Introducción

La mínima participación de la mujer en el mercado laboral se encuentra ligada a las estructuras familiares de tipo nuclear, misma que identifica al hombre como proveedor y a la mujer como cuidadora (Esping-Andersen, 2000). Este rol tradicional obliga a un sin número de mujeres a buscar empleos informales y a otras cuantas a abandonar sus estudios para dedicar todo su tiempo a las tareas del hogar y al cuidado de los niños y/o ancianos (Sadasivam, 2006). Esta situación podría tener un impacto negativo en el bienestar de las mujeres, ya que limita tanto sus ingresos como su desarrollo profesional (Esping-Andersen, 2000). Aunque, en la actualidad, algunas mujeres han preferido crecer profesionalmente en lugar de tener hijos, con el fin de evitar los elevados gastos asociados con la maternidad. Este escenario por un lado ha reducido la tasa de fecundidad (Esping-Andersen, 2007) pero por otro lado ha incrementado la participación laboral femenina.

Es evidente entonces que estas transformaciones están redefiniendo el rol de la mujer en la sociedad. En América Latina, al igual que en el resto del mundo, las mujeres se enfrentan al desafío de equilibrar sus responsabilidades como madres y trabajadoras. Por eso, es urgente que la región cuente con políticas sociales que apoyen el cuidado de los hijos, permitiendo así que las mujeres se integren plenamente en el mercado laboral sin que la maternidad sea una limitante. Si la mujer logra incorporarse al mercado laboral, los ingresos familiares aumentarán, y con ello la posibilidad de acceder a la seguridad social. Estos beneficios reducirán los niveles de pobreza y desigualdad, fortaleciendo así la estabilidad económica del hogar (Blofield y Martínez, 2014).

Bajo la óptica de cuidado infantil, la responsabilidad del cuidado de los hijos mayoritariamente recae en la mujer, lo que compromete el empoderamiento económico de las mujeres en el mundo. En 37 países, las mujeres estaban a cargo del 75% del cuidado infantil (Samman et al., 2016). Para 2018, la participación de la mujer en el campo laboral a nivel mundial fue del 48%, frente al 75% de los hombres (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2018). Latinoamérica ha sido la única región en la que la participación de las mujeres se ha incrementado de manera sostenida desde la década de los noventa (Klasen, 2017). En 89 países, las mujeres entre 25 y 34 años (primeros años reproductivos) tienen un 22% más de posibilidades que los hombres de vivir en condiciones de pobreza y extrema pobreza (Organización de las Naciones Unidas Mujeres [ONU Mujeres], 2017).

Dichos datos estadísticos destacan la necesidad de una acción global, tal como se muestra en los Objetivos de Desarrollo Sostenible. Particularmente, las medidas necesarias están relacionada con metas dirigidas a garantizar que los menores tengan acceso a servicios de

atención y desarrollo en la primera infancia (4.2)¹; en reconocer y valorar los cuidados y el trabajo doméstico no remunerado a través de servicios públicos (5.4)²; y en lograr el pleno empleo y trabajo digno para hombres y mujeres, así como la igualdad salarial (8.5)³. Esto procurando que nadie se quede rezagado y que los esfuerzos alcancen primero a los que más lo necesitan (Naciones Unidas, 2015).

En el caso de Ecuador, igualmente otro rasgo que reduce el bienestar de las mujeres tiene que ver con el trabajo no remunerado. Se estima que las mujeres invierten 4.4 veces más horas que los hombres para el desarrollo de tareas domésticas y trabajo de cuidados no remunerados⁴ (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2019) dejando menos tiempo para invertir en educación, trabajo remunerado o incluso para horas de ocio. La brecha de género en cuanto al uso del tiempo en el hogar aumentó levemente de 2012 a 2017 (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC], 2020).

Ahora, si se toma en cuenta el ámbito familiar en el que se desenvuelve la mujer, en Ecuador, una madre soltera participaba en un 84%, mientras que una madre en pareja en un 54,9%. Estas tasas de participación en la población económicamente activa para una madre soltera no varían significativamente para el año 2019 (86,8%), sin embargo, para una madre en pareja aumentó a 62,8% (OIT, 2022).

Si vemos más allá de la clara desventaja de las mujeres frente a los hombres, son las mujeres que pertenecen a hogares de ingresos bajos quienes más sufren de esta desigualdad, es decir el problema de las brechas de género está asociado al de la pobreza. Por ejemplo, en América Latina la brecha salarial fue mayor en los percentiles de bajos ingresos (33%) que en los de altos ingresos (23%) (OIT, 2019). En 2018, la pobreza de los hogares con menores de 0 a 3 años alcanzó el 28%, pero el 52,3% de hogares no cubre la Canasta Básica Familiar (CBF), lo que implica que tan solo 1 de cada 2 hogares superan el umbral básico de bienestar (Enriquez y Rodríguez, 2019).

¹ Meta 4.2: “De aquí a 2030, asegurar que todas las niñas y todos los niños tengan acceso a servicios de atención y desarrollo en la primera infancia y educación preescolar de calidad, a fin de que estén preparados para la enseñanza primaria”.

² Meta 5.4: “Reconocer y valorar los cuidados y el trabajo doméstico no remunerados mediante servicios públicos, infraestructuras y políticas de protección social, y promoviendo la responsabilidad compartida en el hogar y la familia, según proceda en cada país”

³ Meta 8.5: “De aquí a 2030, lograr el empleo pleno y productivo y el trabajo decente para todas las mujeres y los hombres, incluidos los jóvenes y las personas con discapacidad, así como la igualdad de remuneración por trabajo de igual valor”

⁴ El trabajo doméstico y de cuidados no remunerado se refiere a las actividades relacionadas con la prestación de servicios para uso final propio por los miembros del hogar o por miembros de la familia que viven en otros hogares (PNUD, 2019).

En definitiva, conscientes de los grandes problemas que enfrenta el Ecuador con respecto a la inequidad de género, la pobreza y el cuidado infantil, se pone en la mira el papel de los Centros de Desarrollo Infantil o Centros Infantiles del Buen Vivir (CIBV), mismos que fueron creados con el fin de mejorar y fortalecer los servicios de desarrollo y cuidado infantil integral con énfasis en los sectores más vulnerables (Mero et al., 2018). Dirigido a niñas y niños cuyos padres por cuestiones laborales no puedan atenderlos, y ejecutados por el Ministerio de Inclusión Económica y Social (MIES, 2014). Los beneficiarios indirectos de esta política son padres, madres o adultos responsables, que se encuentren en condiciones de pobreza o pobreza extrema.

Bajo este contexto, la presente investigación tiene como objetivo demostrar el impacto que han tenido los llamados CIBV sobre la economía de la madre, puesto que se espera que el acceso de niños o niñas en estos centros de cuidado infantil ayuden a que sus madres dispongan de mayor tiempo para realizar actividades remuneradas, y así incrementar su ingreso laboral, mejorando su economía y del hogar. Adicionalmente, el aporte del artículo académico es colaborar con la cultura de evaluación que la Secretaría Nacional de Planificación (SNP) promueve desde marzo de 2022 con el desarrollo de su iniciativa ¡Evaluando Ando!, mismo que pretende como fin último, la consecución de los objetivos del Plan Nacional de Desarrollo.

Entonces, el objetivo general bajo el cual se enmarca la investigación es el siguiente: Determinar cuantitativamente el impacto que han tenido los llamados Centros de Desarrollo Infantil sobre los ingresos laborales de la mujer en año 2012 y 2018. Y los específicos: Analizar las condiciones económico-sociales de los beneficiarios de los Centros Infantiles del Buen Vivir y Evaluar el impacto en los ingresos de las madres cuyos hijos son beneficiarios de los CIBV durante los años 2012 y 2018.

Por lo tanto, la investigación se desarrolla bajo un diseño metodológico cuantitativo de tipo descriptivo y cuasiexperimental, pues se tratará de conocer las características de las madres beneficiarias del programa y sus efectos sobre el ingreso de las mismas, a partir de los datos recabados de una fuente secundaria como es la Encuesta ENSANUT de los años 2012 y 2018. Así a fin de imitar una asignación aleatoria de las observaciones al tratamiento en cuestión, en este trabajo se aplica el método de emparejamiento Propensity Score Matching (PSM). Los resultados muestran que los niños y niñas que participan en el programa CIBV provienen de madres en condiciones de vulnerabilidad social y económica, además que del programa efectivamente genera un efecto positivo sobre los ingresos laborales de las madres.

El artículo se organiza en las siguientes secciones: primero, en el marco teórico se detallan antecedentes y consideraciones teóricas referentes al tema en cuestión. Segundo, en la sección de revisión de literatura se presentan investigaciones análogas a la presente. Tercero, se detalla cuidadosamente la metodología a aplicar y los datos empleados para el análisis. Cuarto, se presentan los resultados obtenidos, que incluyen estadísticos descriptivos y estimaciones econométricas. Quinto, se realiza una discusión de los resultados obtenidos en contraste con investigaciones previas. En la última sección se redactan las conclusiones del artículo académico a las que se llegan aplicando el modelo PSM, así como recomendaciones de políticas públicas sobre el tema de interés.

2. Marco Teórico

Dentro del pensamiento económico heterodoxo, la economía feminista, cuestiona el rol de la mujer como ama de casa en lugar de sustentadora principal del hogar, afirmando que se trata de discriminación institucional y no solo por la ventaja comparativa, como afirman los heterodoxos (Colander y Landreth, 2006). Esta visión economicista de la actividad humana, para Jennings (1993), debe ser tratada mediante “una reconexión cultural del hogar, el lugar de trabajo y la ciudadanía, que reconoce los aspectos reproductivos, productivos y políticos de la mayor parte de las actividades humanas, en todos los contextos institucionales y en todos los medios sociales” (p. 126).

Sin embargo, hay que reconocer que el trabajo reproductivo, definido como aquel requerido para la procreación de los individuos y el mantenimiento de las sociedades que sustentan la actividad productiva (Benería, 1979; Picchio, 2003), se lo realiza sin que nadie pague por él, por lo cual se vuelve “invisible para las mediciones estándares de la economía, lo que refuerza su baja valoración social” (Esquivel, 2011, p. 13). y además, este sostenimiento de la reproducción ha recaído casi exclusivamente sobre una parte de la población, las mujeres (Armas et al., 2009).

Razón por la cual, las economistas feministas centran su lucha en lograr visibilizar el trabajo no remunerado que las mujeres realizan dentro del hogar, al interior de la economía mercantil. Lucha que reabre el debate sobre el trabajo doméstico, lo que hoy se conoce como economía de cuidado. La economía de cuidado hace referencia a “las actividades y prácticas necesarias para la supervivencia cotidiana de las personas en la sociedad en que viven atender las necesidades de las personas dependientes, por su edad o por sus condiciones ... y también de las que podrían auto proveerse dicho cuidado” (Rodríguez, 2015, párr.11).

En el prototipo de familia tradicional, las tareas domésticas y de cuidados a niñas y niños y a personas dependientes de cuidados eran realizadas netamente por las mujeres de la familia. Sin embargo, el modelo de familia vigente se caracteriza por, la incorporación de las mujeres a la fuerza laboral -considerando que para los hombres no se ha visto incrementado el horario de las tareas de cuidado-; menor tamaño familiar debido al descenso de la natalidad; mayor incidencia de familias monoparentales, por la migración; entre otras. Dados los mencionados cambios, dicha provisión de cuidado se ha visto igualmente alterada y se prevé que cambien aún más a futuro dado el proceso de envejecimiento de la población (Centro de Desarrollo Social [CEDESO], 2017).

Es así que gran cantidad de mujeres ha ingresado al mercado laboral aun manteniendo la carga de las tareas de cuidado, para lo cual han tenido que realizar múltiples jornadas de trabajo, involucrar a otros miembros de la familia e incluso contratar trabajadoras domésticas. Es por esto que el peso principalmente recae sobre las mujeres, y la evidencia es palpable en las medidas diseñadas para la conciliación solicitadas por mujeres. Cuya principal consecuencia se caracteriza por la discontinuidad de las carreras laborales de las mujeres, con menores posibilidades de promociones profesionales, indemnizaciones más bajas, y por tanto, menor volumen de cotizaciones, afectando su rol en los sistemas de protección social (CEDESO, 2017).

En ese sentido, al estar las dinámicas de género influenciadas por el entorno institucional específico de cada sociedad, en la Convención sobre la Eliminación de todas las formas de Discriminación Contra las Mujeres (CEDAW) realizada en 1979 se establecieron medidas que aseguran la efectividad del derecho a trabajar de las mujeres. Entre las medidas que se definieron, en el literal 2.c del Artículo 11 se menciona:

Alentar el suministro de los servicios sociales de apoyo necesarios para permitir que los padres combinen las obligaciones para con la familia con las responsabilidades del trabajo y la participación en la vida pública, especialmente mediante el fomento de la creación y desarrollo de una red de servicios destinados al cuidado de los niños. (CEDAW, 1979, p.6)

Con este propósito, en el Ecuador se establecen una política integral e intersectorial encaminada a “disminuir la carga de trabajo doméstico y de cuidados no remunerados que realizan las mujeres, efectivizando la corresponsabilidad entre el sector público y privado, la sociedad, la familia y la comunidad” (Consejo Nacional para la Igualdad de Género, 2014) denominada Estrategia Nacional Intersectorial de Primera Infancia, que abarca la implementación de programas sociales de cuidado de niños/as menores de 5 años,

responsables de liberar tiempo de las mujeres y, por tanto, fuerza de trabajo femenina, a través de la implementación de guarderías o centros de cuidado.

Respecto a los beneficios que reciben las madres que participan en los programas de cuidado infantil, la mayoría de los estudios se centran en destacar las ventajas económicas de estos programas al posibilitar que las mujeres se integren al mercado laboral o accedan a empleos mejor remunerados, lo que se denomina comúnmente como ‘empoderamiento económico’ (Batthyány, 2004). Sin embargo, Martínez y Soto de la Rosa (2012) sostienen que cualquier programa orientado a brindar servicios de cuidado infantil, no solo conlleva beneficios económicos, sino también fortalece la confianza y la autoestima de las mujeres al permitirles ser miembros activos de la sociedad.

Además, según Armas et al. (2009), la lógica de estos programas sociales se asocia a la provisión de “servicios prestados en sectores de estratos económicos más bajos, ya que los estratos sociales medios y altos acceden a servicios pagados en el mercado, y no entregan ‘contrapartes’ comunitarias en caso alguno de intervención estatal” (p. 38).

En palabras de Luna et al. (2020), globalmente la pobreza es considerada como un mal social que ataca a los índices de desarrollo y crecimiento económico de los países, lo que conduce a la prevalencia de desigualdad y exclusión social. Existen diferentes formas para medir la pobreza en el Ecuador de manera objetiva, es decir se puede aplicar una técnica monetaria para obtener la pobreza por ingreso o por consumo, y una técnica estructural que consiste en hallar la pobreza por Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI). Según la CEPAL la pobreza por ingresos es un método indirecto que toma como referencia una línea de pobreza para determinar quiénes pueden acceder o no a una canasta básica de bienes o servicios dado su nivel de ingreso; por otra parte la pobreza por NBI es un método directo que determina una serie de necesidades básicas, a partir de la cual se analiza si un hogar puede o no satisfacer estas necesidades (Feres y Mancero, 2001).

Pero la pobreza no se concibe simplemente como la carencia de ingresos y recursos, es un asunto de derechos humanos. Reconociendo que la escasez de tiempo también constituye una privación, lo que ha llevado a conceptualizar la denominada pobreza de tiempo. La pobreza de tiempo se define como la falta de tiempo disponible para el descanso y la recreación, debido a que las actividades laborales y las tareas del hogar demandan una mayor parte del día (Blackden y Wodon, 2006).

Con respecto al cuidado infantil, el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia [UNICEF, por sus siglas en inglés] señala que es una de las bases para la creación de políticas públicas orientadas a la familia, procurando el apoyo gubernamental y empresarial a las

familias, a fin de que estas brinden un cuidado sensible y cariñoso a los infantes (Samman y Lombardi, 2019). En la Constitución de la República del Ecuador del año 2008 se considera como política pública prioritaria la dotación de garantías para el desarrollo integral de infantes menores a 3 años. En consonancia con esta disposición, en el año 2012, el presidente Constitucional del Ecuador establece el Desarrollo Infantil Integral como política de Estado (Ordoñez, 2013).

Hechas las consideraciones anteriores y tomando en cuenta las condiciones socioeconómicas de las familias ecuatorianas, para el año 2012 se crearon los Centros Infantiles para el Buen Vivir denominados (CIBV), encargados de fomentar el desarrollo de niños y niñas de 12 a 36 meses pertenecientes a hogares de bajos ingresos. Estas unidades de atención integral “incluyen acciones de salud preventiva, alimentación saludable y educación, en corresponsabilidad con la familia y la comunidad y en articulación intersectorial” (MIES, 2014, p. 8). El programa ofrece servicios educativos y de comida sin excepciones y sin coste alguno. El CIBV cuenta con un coordinador que supervisa la administración del centro y garantiza el funcionamiento diario y un educador que supervisa grupos de 9 niños. Cada CDI debe tener una cobertura mínima de 36 niños (MIES, 2019).

Según el Ministerio de Inclusión Económica y Social (2022) para acceder al servicio, se aplica una ficha de vulnerabilidad al núcleo familiar, y, en caso de que la familia cumpla con los parámetros de vulnerabilidad, pobreza o extrema pobreza, el infante ingresará al servicio. El horario de atención de los CIBV es de lunes a viernes de 07H30 a 17H00.

3. Revisión de literatura

Un estudio que examina la relación entre la asistencia a centros de atención durante los años de la niñez y los resultados cognitivos de los niños entre 1 a 2 años de edad, es el presentado por Narea et al. (2019) quienes, para llevar a efecto su investigación utilizan variables como: resultados cognitivos de los niños; características de los niños, sus madres y sus hogares; y como covariables: la renta familiar y la educación de las madres. Por cuanto, a más de utilizar la técnica PSM, aplican diferencias en diferencias (DD) encontrando que las políticas nacionales chilenas que apoyan una mayor cobertura de atención en centros en los primeros años son un paso en la dirección correcta, pero se requiere más trabajo centrado en ayudar a los niños desfavorecidos.

En el estudio de Noboa y Urzúa (2012) se utilizan datos longitudinales sobre información de niños menores de 2 años en Chile, su análisis empírico se centra en los efectos heterogéneos del tratamiento y la selección endógena en el cuidado infantil, cuya selección es en niveles y basada en ganancias no observadas. La estimación de los efectos

dinámicos la realizan a través de MCO, variables instrumentales y enfoques de control, como variables se emplean las características de la madre, el padre y del niño, incluidas medidas del desarrollo de un niño antes y después de su participación. Los resultados sugieren que la participación en guarderías públicas mejora el desarrollo de los niños pequeños, especialmente mayores a 6 meses. Se observan efectos positivos en las áreas de regulación emocional, habilidades motoras y alimentación, efectos que se amplifican con la exposición del tratamiento. No obstante, también documentan posibles efectos negativos en las áreas de interacción niño-adulto, razonamiento y memoria.

Varias investigaciones se han realizado en Chile, como el más reciente de Reynolds (2022), quien aplica el enfoque de valor añadido para medir las ganancias en las puntuaciones de desarrollo infantil entre la edad de 1 y 3 años que están asociados con el tiempo de permanencia en Centros de Crecimiento Infantil (CCI). Con dicho fin, las variables utilizadas fueron: tiempo en el CCI, medidas de desarrollo infantil, desventaja socioeconómica. Los resultados muestran que los niños que se encuentran en desventaja por su bajo estatus socioeconómico a la edad de 1 año, presentan puntajes más bajos de desarrollo infantil a la edad de 3 años. A su vez, encontraron asociaciones positivas entre más tiempo permanece en el CCI y los resultados del desarrollo infantil para los niños con esta desventaja, y no así para el grupo sin esta desventaja del estatus socioeconómico.

En la investigación de Martínez y Perticará (2014) se evalúa el Programa 4-7, para determinar en qué medida el cuidado de los niños condiciona el desempeño laboral de madres en Chile. Para el fin, utilizaron una evaluación experimental, en la que asignaron aleatoriamente entre las madres que postulan a sus hijos los cupos de programa de 25 escuelas en las que el programa no se había implementado anteriormente. Utilizaron como variables a las consideradas como determinantes de la participación laboral de las madres: historia laboral, existencia de niños pequeños (menores a 5 años). Los hallazgos muestran que existe una relación estadísticamente significativa de la asistencia de los niños al programa sobre la probabilidad de que la mujer participe de manera activa en el campo laboral, así mismo, el ofrecimiento del programa incrementa su participación. Así, determinaron que las circunstancias que provocaron que no se encuentre efectos significativos fueron: el bajo take-up entre las madres del grupo de tratamiento, probablemente mucho del programa sustituya el cuidado informal por formal, por último, ejecutar el programa no solucionó el problema de cuidado de niños mayores.

En el trabajo de Gómez y Jiménez (2015) se examina la tensión entre el proyecto de ampliar y asegurar los derechos para la infancia a fin de lograr una mayor equidad de género. Dicha investigación de tipo documental recopila aportes de varios autores sobre los

cambios familiares acaecidos en Chile. Los hallazgos muestran que para la gran mayoría de padres la educación pre-escolar brinda beneficios, pero que, esta percepción decrece de acuerdo al estrato socioeconómico en el que se encuentran los padres. Existe tensión entre las responsabilidades laborales y familiares, pues gran parte de las entrevistadas que estaban embarazadas o eran madres recientes tenían planes de reinsertarse en el mercado laboral luego del tiempo crítico para la crianza. Se concluyó que el mencionado conflicto trabajo-familia genera interferencia de roles, por cuanto, la manera en la que se estructuran tiempo-dinero y servicios de cuidado será clave para el establecimiento de modelos de provisión de cuidados.

Cardona y Morales (2015) examinaron los efectos de la provisión pública de cuidado infantil en la empleabilidad de las madres con el objetivo de contribuir al entendimiento de los problemas laborales en Medellín. La estimación del efecto se desarrolla a través de dos metodologías: emparejamiento y variables instrumentales. Para esto, se utilizaron variables individuales, variables de hogar y variables de vivienda. Los resultados del método de emparejamiento sugieren que el programa incrementa la participación laboral de las madres de 3% a 9%, mientras que el efecto para las madres que viven alrededor de las instalaciones es mucho mayor (31%). Se denota que la probabilidad de que las madres sean empleadas depende de la demanda de empleo, sugiriendo que el programa facilita encontrar empleo. Por lo que, un subsidio al cuidado infantil podría estimular la participación laboral de las madres sobre todo de aquellas en condiciones de vulnerabilidad.

Hojman y Lopez (2022) también emplean variables instrumentales aleatorias a nivel de vecindario del programa, como instrumento para identificar el impacto de los Centros Infantiles Comunitarios (CICO), pero en Nicaragua. Investigan así mismo si hubo una heterogeneidad esencial en los efectos del programa utilizando un marco de efecto de tratamiento marginal, empleando como variables las características sociodemográficas, de desarrollo infantil y de los cuidadores; medidas de calidad estructural y de procesos de los CICO. Hallaron un impacto positivo de 0,38 desviaciones estándar en las habilidades socioemocionales y un aumento de 12 puntos porcentuales en el trabajo de las madres fuera del hogar, corroborando que la calidad del centro genera impactos positivos. Sin embargo, no encuentran evidencia de una heterogeneidad sustancial de los impactos en las características del hogar observadas o no observadas. Y, mediante un análisis de costo-beneficio demuestran que el impacto en el trabajo materno por sí solo pagaría por completo el programa.

Bauernschuster y Schlotter (2015), contribuyen con evidencia sobre los efectos que tiene el cuidado infantil público ofrecido a niños menores de 3 años, en el empleo materno en

Alemania. Con este propósito llevan a cabo estimaciones de variables instrumentales y diferencias en diferencias, utilizando como variable de resultado las horas de trabajo; como covariables: las características del niño, factores sociodemográficos y económicos de la madre y su pareja; y por último, incluyen como variables ficticias al estado y al año. En cuanto a los resultados, ambas estimaciones sugieren que la atención a la infancia tiene efectos causales significativamente positivos en la probabilidad de empleo de las madres y en sus horas de trabajo semanales, concluyendo que la ampliación de las guarderías públicas fue una política eficaz para aumentar la participación de las madres jóvenes en el mercado laboral.

Otro trabajo en Alemania que aprovecha la reforma pública que indujo a los distritos escolares a expandir el Cuidado Infantil Temprano (ECC), es el de Felfe y Lalive (2018), quienes se preguntan si el cuidado infantil temprano, afecta el desarrollo de los niños, para ello, emplean el efecto de tratamiento marginal (MTE), al calcular la probabilidad individual de estar inscrito en ECC (el puntaje de propensión) y luego estimar cómo varía el desarrollo infantil con este puntaje. Las variables que utilizan son: las habilidades lingüísticas, motrices y socioemocionales, además de características del niño, de la familia y del centro de atención. Los resultados indican efectos positivos en las habilidades motoras de los niños con más probabilidades de asistir a ECC, en cambio los niños que tenían menos probabilidades de asistir ganan en términos de desarrollo de habilidades socioemocionales. En conclusión, se presentaron efectos fuertes pero divergentes en las habilidades motoras y socioemocionales de los niños.

En el caso de Italia, Carta y Rizzica (2018) analizan los efectos del acceso temprano al cuidado infantil subsidiado, en la oferta de trabajo materno y en los resultados cognitivos de los niños de 2 años. Por lo cual utilizan la regresión discontinua (RD) basada en la fecha exacta de nacimiento del niño y hacen uso de información del mercado laboral materno (participación, empleo y salario de reserva) y de las habilidades cognitivas medidas de los niños. Las estimaciones sugieren que la disponibilidad de guarderías tempranas aumentó la participación materna en el mercado laboral en 6% y el empleo en 5% de media. En cuanto a los resultados de los niños, no encontraron efectos significativos de la política ni en los exámenes de Lengua ni en los de Matemáticas. En conclusión, señalan que subvencionar el acceso temprano a guarderías universales afecta positivamente el mercado laboral materno sin consecuencias adversas aparentes para el aprendizaje de sus hijos de 2 años.

En el artículo de Yamaguchi et al. (2018), el objetivo fue estimar los efectos heterogéneos del tratamiento del cuidado infantil subsidiado en la oferta laboral de las madres bajo un mecanismo de racionamiento en todas las regiones de Japón, razón por la cual aplican el

marco del efecto marginal del tratamiento (MTE) para determinar qué madres tienen más probabilidades de cambiar su oferta laboral y qué probabilidades hay de que usen los servicios de cuidado infantil. Usando como variables: la tasa de matrícula y cobertura, las características de la madre y el padre, y la participación, las horas de trabajo, los ingresos y el tipo de trabajo de las madres. Las estimaciones muestran que las madres que menos incrementan su oferta laboral, cuando se someten al tratamiento, son aquellas con mayor tendencia subyacente a utilizar el cuidado infantil. En conclusión, sugieren que la actual regla de racionamiento puede ser ineficiente, por lo cual proponen emplear no solo los resultados de las madres en el mercado laboral, sino también el desarrollo infantil y otras dimensiones del bienestar familiar a largo plazo.

En la investigación de Canencia et al. (2017) se estudió el impacto que tienen los programas de cuidado infantil en la participación laboral de las madres ecuatorianas. Para lo que se estimaron tres modelos distintos: para calcular la probabilidad de que la madre trabaje según su decisión de elegir un tipo de cuidado infantil, se utilizó un modelo probit; en cambio para establecer quienes invierten más tiempo a cuidar a los hijos y la probabilidad de que la madre escoja un tipo específico de cuidado infantil, se aplicaron dos modelos logit multinomial. Variables dependientes: permanencia, tipo de cuidado infantil, si la madre trabaja o no. Las variables independientes reflejan la situación del hogar. Los hallazgos denotan el escaso uso de los programas de cuidado infantil, prefiriendo el cuidado informal. Además, se observa una mayor probabilidad de las madres a elegir servicios de guardería para el cuidado de sus hijos a medida que sus ingresos aumentan. Por otro lado, hay una menor probabilidad de que los niños asistan a centros de desarrollo infantil si tienen entre 0 y 2 años, así como si la madre vive en el área rural. En Ecuador se conservan las estructuras familiares tradicionales, por lo que universalizar los servicios de cuidado infantil son poco probables.

Hermida et al. (2017) en su investigación buscaron identificar las características relacionadas al acceso y la intensidad de uso del servicio de cuidado infantil en Ecuador. Se utilizaron datos de la Encuesta de Condiciones de Vida 2013-2014. Las variables dependientes son la probabilidad de asistencia a un establecimiento de educación inicial y los días que asiste, y como independientes se utilizaron características del niño y del hogar. Se utilizó un modelo Logit de respuesta binaria para explorar los determinantes de participación, mediante el método de Máxima Verosimilitud. Para investigar la intensidad de la asistencia a los centros educativos de educación inicial, se aplicó un modelo de regresión de conteo Poisson. Mostrando con el modelo Logit que un mes adicional en la edad, así como la participación laboral de la madre, incrementa la probabilidad de matrícula en un

centro de cuidado infantil. El modelo Poisson muestra que mientras más horas laborales tenga la madre, se incrementa el número de días asistidos por los niños a los centros de cuidado. Por cuanto, los determinantes de la participación es un programa de educación inicial son distintos de los factores que inciden sobre la intensidad de la asistencia medida en días por semana y horas diarias.

Alvarado y Acosta (2022), realizaron un estudio de los efectos de los Centros de Desarrollo Infantil (CDI) en el desarrollo cognitivo, socioemocional y nutricional de niños de 0 a 3 años, específicamente en las variables antropométricas de talla y peso. El mismo que se efectuó en Quito Centro, Ecuador entre los años 2016 y 2018, en función del tiempo de exposición al programa. Con esta intención utilizaron el emparejamiento por puntación de propensión (PSM) usando tanto el método Kernel y el vecino más cercano. Adicionalmente realizaron un análisis de sensibilidad mediante el estimador Rosembaum Bounds. Los resultados demuestran que, una exposición prolongada al programa genera beneficios positivos y significativos en el desarrollo cognitivo de los niños, sin embargo, en su estado nutricional no se obtuvieron los mismos resultados, lo que se debería a factores externos. Estos autores recomiendan en futuras investigaciones evaluar los efectos del programa en los resultados de la participación laboral de las madres y los ingresos del hogar.

Con base a las investigaciones revisadas y específicamente a la propuesta planteada por Alvarado y Acosta (2022), se ha considerado analizar el efecto del programa de cuidado infantil desde una perspectiva de género, enfocado en el ingreso laboral de las madres a nivel nacional.

4. Datos y Metodología

En el siguiente apartado se desarrollará el contenido referente a los datos -su procedencia-, las variables a utilizarse y su definición; así como la descripción de la metodología a aplicar a los datos.

4.1. Fuente de datos y variables

Para determinar el impacto sobre el ingreso de las madres cuyos hijos/as asisten a los CIBV, se utilizó información secundaria de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) realizada en los periodos 2012 y 2018, y disponible en la plataforma del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Dicha encuesta contiene variables sobre las condiciones socioeconómicas de la población beneficiaria del programa, necesarias para construir el grupo de tratamiento y control.

En cuanto a las variables empleadas para el cumplimiento de los objetivos, se obtuvo primero la variable de respuesta, asistencia al CIBV, que en el caso de la ENSANUT 2012, corresponde a la interrogante: *¿Durante los últimos 12 meses de ... a ... (...) recibe o recibió beneficios por el Programa Desarrollo Infantil, DEL ESTADO?*; y en el caso de la ENSANUT 2018 la pregunta: *¿Asiste actualmente a algún Centro de Desarrollo Infantil CIBV/CDI o guardería?* Para el caso del periodo 2018 también se tomó en consideración la variable que señala el tipo de centro al que asiste, con el fin de analizar únicamente la asistencia al centro infantil que ofrece el MIES.

La variable de interés evaluada fue el ingreso que perciben las madres, esta incluyó el ingreso por venta de productos, bienes o servicios en negocio propio; sueldo o salario; ingreso monetario por segunda ocupación, además ingresos correspondientes a inversiones y transferencias, en otras palabras, el ingreso bruto⁵ (*ingb*) que perciben las madres. Esta variable no se encuentra disponible para el año 2018, por lo que fue calcula mediante la sintaxis presentada por investigadores del INEC, Castillo y Puebla (2016), para construir el agregado del ingreso, con base en la información disponible en la sección de características socioeconómicas del formulario 1 de la ENSANUT 2018.

Para las covariables se tomó en consideración las utilizadas por varios autores en sus investigaciones, las cuales son: sexo del niño; estado civil, edad y nivel de instrucción de la madre. Además, se añaden al modelo la estructura familiar (Canencia et al., 2017), la variable madre jefe de hogar, tamaño del hogar y área de residencia (Cardona y Morales, 2015; Hermida, et al., 2017). Asimismo, se consideran que la identificación étnica del infante tiene influencia en la variable de respuesta (Hermida, et al., 2017). Adicionalmente se incluye la variable trabaja o no dentro del hogar, bajo nuestra presunción de que las madres que trabajan dentro del hogar podrán cuidar a los infantes por su cuenta y no así quienes se encuentran en el sector formal del mercado laboral, quienes tienen que salir de sus hogares a trabajar. Se decide también agregar como variable geográfica a la región de residencia.

Además, dado que es imperante aislar el efecto de otro tipo de programas sobre el mejoramiento del ingreso de las madres, se consideró como variables de control: el Bono de Desarrollo Humano, el Bono Joaquín Gallegos Lara, y para el caso del año 2012 también el Bono de la Vivienda.

A continuación, se presenta la caracterización y el tratamiento de la variable de respuesta e interés, así como de las covariables a utilizar para cumplir con los objetivos de la investigación.

⁵ Los ajustes al ingreso bruto contemplan la resta de partidas como gastos en funcionamiento de negocio y gastos por consumo del hogar provenientes del negocio, descuentos de asalariados.

Tabla 1

Descripción de las variables empleadas en el estudio

Variable (etiqueta)	Descripción	Tipo de variable
Variable de respuesta		
Asistencia al CIBV (asiste)	¿Asiste actualmente a algún Centro de Desarrollo Infantil CIBV/CDI o guardería del Estado? No (0) Sí (1)	Dicotómica
Variable de interés		
Ingreso Bruto (ingb)	Ingreso por venta de productos, bienes o servicios en negocio propio; sueldo o salario; ingreso monetario por segunda ocupación.	Métrica
Covariables		
Sexo del infante (niña)	Sexo del hijo/a: Niño (0) Niña (1)	Dicotómica
Edad (edad)	Edad de la madre	Métrica
Estructura familiar (estfam)	¿Actualmente, cuál es su Estado Civil o Conyugal? Acompañada (0) Sola (1)	Dicotómica
Nivel de Instrucción (nivins)	¿Cuál es el nivel de instrucción más alto que aprobó? Ninguna (0) Centro de alfabetización (1) Primaria (2) Secundaria (3) Postsecundaria (4) Superior (5) Cuarto nivel (6)	Categórica
Lugar de Trabajo (lugartrab)	¿El trabajo que realiza o realizó (...) es o fue: Dentro del hogar (0) Fuera del hogar (1)	Dicotómica
Identificación étnica (etnia)	¿Cómo se identifica (...) según su cultura y costumbres? Indígena (0) Afroecuatoriana (1) Mestizo (2) Otra etnia (3)	Categórica
Tamaño del hogar (tamhog)	Número de personas que conforman el hogar	Métrica
Jefa de hogar (jefa)	¿La madre es jefe de hogar? Sí (0) No (1)	Dicotómica
Región (region)	Regiones del Ecuador: Costa (0) Sierra (1)	Categórica

	Amazonía	(2)	
	Galápagos	(3)	
Área de residencia (area)	Área de residencia		
	Rural	(0)	Dicotómica
	Urbana	(1)	
Pobreza por ingresos	Ignora	(0)	
	Pobre por ingresos	(1)	Categórica
	Pobre extremo por ingresos	(2)	
	No pobre por ingresos	(3)	
Pobreza por NBI	No pobre por NBI	(0)	
	Pobre por NBI	(1)	Categórica
	Pobre extremo por NBI	(2)	
Variables de control			
Bono de Desarrollo Humano (bdh)	¿Recibe el Bono de desarrollo humano?		
	No	(0)	Dicotómica
	Si	(1)	
Bono Joaquín Gallegos Lara (jgl)	¿Recibe el Bono Joaquín Gallegos Lara		
	No	(0)	Dicotómica
	Si	(1)	
Bono de la vivienda	¿Recibe el Bono de la vivienda?		
	No	(0)	Dicotómica
	Si	(1)	

Nota. El detalle del número de la pregunta y formulario al que pertenecen las variables se encuentra en el Anexo

A. Elaboración propia de la autora con base en el cuestionario de la ENSANUT (2012) y el diccionario de variables de la ENSANUT (2018).

Con respecto a la ENSANUT 2012, a partir del formulario 1 se formó una base de datos con las variables que caracterizan a las madres y al hogar, incluida la variable de identificación. Luego, del mismo formulario, se mantuvieron las observaciones correspondientes a las personas menores a 3 años y que reportaron haber asistido o no al CIBV, con el fin de obtener la variable de asistencia al programa, la variable del sexo del niño y el identificador únicamente de las madres cuyos hijos eran beneficiarios del programa. Se indexaron estas dos bases mediante el identificador de la madre, para formar la base de datos final a emplear en el análisis del periodo 2012.

En cambio, para obtener la base de datos a emplear en el análisis del periodo 2018, se utilizó dos formularios de la ENSANUT 2018. El formulario 5 que contiene la información sobre el sexo y la asistencia al CIBV del niño menor a 3 años, y el formulario 1 que contiene aquellas variables que caracterizan a la madre y su hogar. Estas dos subbases también se indexaron mediante la variable de identificación de la madre.

Algunas variables de la base 2012 como de la base 2018 se recategorizaron así: identificación étnica, a 4 categorías, condensando las respuestas de blanco y montubio u otros, como resto de la población; nivel de instrucción, en 9 grupos, en base a la estructura del sistema educativo del Ecuador⁶; para la variable estructura familiar se agrupó el estado civil (estcivil) casados y unidos en la categoría acompañada y el resto de estados en la categoría sola; se tomó como jefas hogar a quienes en la variable relación de parentesco dicen ser jefas de hogar. Para el tamaño de hogar se contó el número de miembros del hogar con base en el identificador del hogar. Únicamente, para los datos de 2012 se modificó la variable subregión (subreg) para estandarizar la categorización a 4 regiones.

Por su parte, utilizando las variables de control se procedió a eliminar las observaciones de la muestra que hacen alusión a madres que indican que han recibido beneficios económicos, como parte de los programas sociales: Bono de Desarrollo Humano, Bono Joaquín Gallegos Lara y Bono de la Vivienda.

Finalmente, considerando que la población objetivo son aquellas madres de hogares en condiciones de pobreza o pobreza extrema, se replicó la metodología planteada por el INEC para el cálculo de la pobreza por ingresos, disponible en la ficha metodológica de la meta 5.1.1 del Plan Nacional de Desarrollo 2021-2025⁷. En cambio, la pobreza por necesidades básicas insatisfechas (NBI) se obtuvo, con base a la sintaxis de la ficha metodológica utilizada para el cálculo de la incidencia de extrema pobreza por necesidades básicas insatisfechas – NBI⁸ del Plan Nacional del Buen Vivir.

4.2. Metodología

Para conocer las características de las madres beneficiarias del programa y evaluar el impacto del programa CIBV en el ingreso de las mismas, se desarrolló el estudio bajo un diseño metodológico cuantitativo de tipo descriptivo y cuasiexperimental, mediante un diseño de evaluación de tipo ex-post, a partir de los datos recabados de la Encuesta ENSANUT de los años 2012 y 2018.

Así con base en múltiples estudios de evaluación de impacto de carácter nacional y regional que emplean el método cuantitativo cuasiexperimental, se propuso utilizar la técnica de grupos emparejados o Propensity Score Matching (PSM) propuesto por Rosenbaum y Rubin (1982), buscando así imitar una asignación aleatoria de las observaciones al tratamiento en cuestión.

⁶ Estructura del sistema Educativo del Ecuador, establecido por el Sistema de Información de Tendencias Educativas en América Latina (SITEAL, 2019)

⁷ Meta 5.1.1 cuyo indicador es la incidencia de pobreza extrema por ingresos (INEC, 2021).

⁸ Indicador para la meta del Plan Nacional del Buen Vivir [PNBV] 2013-2017 (INEC, 2013).

4.2.1. Propensity Score Matching (PSM).

Seguendo a Khandker et al. (2010), PSM es una técnica estadística que consiste en construir un grupo de tratamiento y un grupo de control con similares características utilizando un modelo de probabilidad de participar en el programa (recibir el tratamiento T) condicional a un conjunto de covariables observables X . Las probabilidades estimadas son conocidas como puntajes de propensión (propensity score).

$$\text{Propensity score} = P(X) = \Pr(T = 1|X).$$

El método PSM se rige por los siguientes supuestos:

a) Independencia condicional: dado un conjunto de covariables observables X que no se ven influenciadas por el tratamiento T , los resultados esperados Y son independientes de la asignación al tratamiento T dado X :

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i | X_i$$

Si se requiere el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT⁹) en lugar del efecto promedio del tratamiento (ATE) el supuesto se suaviza:

$$(Y_i^C) \perp T_i | X_i$$

b) Soporte común o traslape: puntajes de propensión parecidos entre las observaciones de la muestra de participantes y no participantes, para ello la distribución de los PS debe encontrarse entre 0 y 1 para inferir causalidad

$$0 < P(T_i = 1 | X_i) < 1$$

Si se requiere el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT) el supuesto se suaviza a:

$$P(T_i = 1 | X_i) < 1$$

El método PSM implementa el siguiente procedimiento (Khandker et al., 2010)

Paso 1. Estimar los puntajes de propensión (PS) mediante un modelo de probabilidad de participar en el programa T en función de una serie de variables X . En este estudio se utiliza el modelo logit, expresado de la siguiente manera:

$$P(X) = \Pr(T = 1|X) = \frac{\exp(\beta_k X_k)}{1 + \exp(\beta_k X_k)} \quad (1)$$

⁹ Average treatment Effect on the treated

Donde:

β_k : corresponde a los coeficientes de las variables independientes

X_k : incluye las covariables: sexo, estado civil, edad, nivel de instrucción, lugar de trabajo, estrato, identificación étnica, región, zona, pobreza.

Cabe mencionar, que los resultados de post estimación del modelo de probabilidad, como el estadístico t y el R^2 ajustado, no deben considerarse al ser poco informativos e incluso engañosos para la finalidad del estudio.

Paso 2. Definir la región de traslape y pruebas de balance. Es decir, descartar de la muestra aquellas observaciones que no se encuentren dentro del área en el cual se traslapan las distribuciones de los PS tanto de los participantes como de los no participantes. Para las pruebas de balance se comprueba si el promedio del PS coincide con la media de X en cada cuantil de la distribución del PS, es decir para verificar si la distribución del grupo tratado es similar al del grupo no tratado $\hat{P}(X|T = 1) = \hat{P}(X|T = 0)$. Si no se satisface estas pruebas, se deberá descartar o elegir covariables diferentes y volver al paso 1 del procedimiento.

Paso 3. Emparejar entre individuos participantes y no participantes utilizando sus PS estimados y aplicando diferentes algoritmos de emparejamiento. Para efectos de este estudio, se aplicó el método más utilizado, es decir el vecino más cercano $k = 1$ (Nearestneighbor). En este tipo de emparejamiento, el individuo tratado se empareja con el individuo no tratado cuyo PS sea el más cercano. Además, el matching se hará con reemplazo, es decir, cada unidad de control puede emparejarse con varias tratadas.

Una vez realizado el PSM, se evalúa la eficacia del método de emparejamiento, comprobando la región de soporte común y las pruebas de balance antes y después del matching. Rosenbaum y Rubin (1985) analizan el balance antes y después del matching comparando el sesgo porcentual estandarizado de todas las covariables, que se calcula como la diferencia de las medias muestrales en las submuestras tratadas y no tratadas, dividido para la raíz cuadrada del promedio de las varianzas muestrales en los subgrupos tratados y no tratados por cien. Según Huang (2022), el balance será significativo si este valor es inferior a 5%.

Paso 4. Finalmente se calcula el efecto promedio del tratamiento de los tratados ATT que es igual a la diferencia media de los resultados sobre el apoyo común, ponderada por la distribución de los puntajes de propensión de los participantes, como se observa en la siguiente ecuación.

$$ATT_{PSM} = E_{P(X)|T_i=1} \{E[Y_i^T | T_i = 1, P(X)] - E[Y_i^C | T_i = 0, P(X)]\} \quad (2)$$

Entre las limitaciones del modelo PSM según Gertler et al. (2016) es la posible falta de superposición entre los grupos tratados y no tratados, incluso cuando se cuenta con una cantidad considerable de datos y muestras extensas de unidades. Otra importante limitación es que el emparejamiento solo puede realizarse utilizando características observables, lo que generalmente lo hace menos robusto que otras técnicas de evaluación.

Otro problema identificado por Caliendo y Kopeinig (2008) es que para calcular los errores estándar de los efectos del tratamiento, la estimación de su varianza deberá incluir la varianza asociada a la obtención del PS, la determinación del soporte común y, si se empleó matching sin reemplazo, el orden en el que se emparejaron los individuos tratados. No obstante, Lechner (2002) alega que se puede solucionar este problema utilizando bootstrapping. Este método, consiste en extraer a partir de la muestra original, múltiples muestras con remplazo y luego recalculan los errores estándar de cada una de estas muestras. Dada la linealidad asintótica de los estimadores, el método de bootstrapping conduce a errores estándar e intervalos de confianza válidos (Mata y Hernández, 2015).

Entre las ventajas del modelo PSM, Khandker et al. (2010) destacan su naturaleza semiparamétrica, permitiendo mayor flexibilidad en la especificación de la forma funcional que se requiere para modelar el tratamiento y minimizando los supuestos sobre la distribución del término de error. Además, el modelo logra reducir el sesgo en la estimación del efecto del tratamiento dado que se eliminan de la muestra aquellas observaciones no tratadas que no fueron emparejadas. Esto último se cumple sólo si el área de traslape es grande y si las observaciones eliminadas de los no participantes son sistemáticamente distintas de las que se mantienen en la muestra. Por otra parte, el PSM resulta mejor al método de Mínimos Cuadrados ordinarios (MCO) dado que contrae el número de dimensiones necesarias para emparejar participantes con unidades de control.

Por su parte, Gertler et al. (2016) consideran que el emparejamiento es más efectivo si se emplea la regla de asignación del programa para identificar a los individuos similares en el grupo de control.

4.2.2. Otros métodos para estimar los efectos del tratamiento

Si bien el emparejamiento por puntuación de propensión es el método más común para estimar los efectos del tratamiento también se puede implementar una regresión por mínimos cuadrados ponderados por el inverso de la puntuación de propensión (IPW). Si ATT es el estimando de interés, la estimación correspondiente se obtiene ponderando a los

participantes en el tratamiento con 1 y a los participantes en la comparación por la puntuación de propensión dividido por uno menos la puntuación de propensión $\frac{\hat{P}(X)}{(1-\hat{P}(X))}$ (Shadish y Steiner, 2010).

5. Resultados

Producto del tratamiento de las bases de datos, para el año 2012 se cuenta con 6,086 observaciones y para el año 2018 con 11,642 observaciones (68.03% y 86.01% del original). En la Tabla 1 se especificó el tamaño de la muestra para cada año, diferenciando entre las madres cuyos hijos asistieron al CIBV y aquellas que no fueron beneficiarias del programa, pero cuyos hijos cumplen con el requisito de ser menores a 3 años, y como se observa, estos se distribuyen en proporciones parecidas.

Tabla 2

Tamaño de la muestra Años 2012 - 2018

Asisten al CIBV	Año 2012		Año 2018	
Si asiste	778	13%	1,490	13%
No asiste	5308	87%	10,152	87%

Nota. Elaborado por autora a partir de las encuestas ENSANUT.

De este último grupo, se identificaron las madres que pertenecerán al grupo de control, que comparten características económicas y sociodemográficas similares con quienes sí recibieron el beneficio (grupo de tratamiento).

5.1. Condiciones socioeconómicas de los beneficiarios

Con el objetivo de analizar las condiciones socioeconómicas de los beneficiarios de los Centros Infantiles del Buen Vivir, se describen las características demográficas, sociales, económicas y geográficas, para los dos años de estudio, en base a la muestra de madres beneficiarias del programa, que proporciona la encuesta ENSANUT, es decir del 13% para ambos periodos.

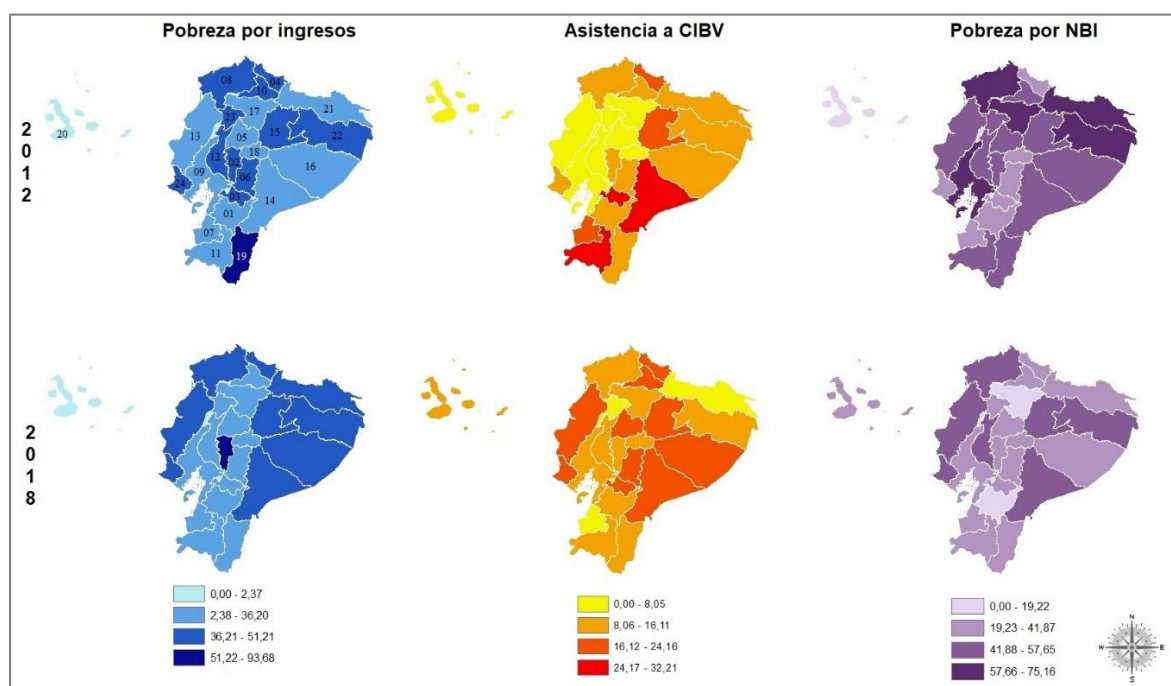
En la Figura 1 se muestra que, en el año 2012, en las provincias de Cañar, Loja y Morona Santiago hubo una mayor asistencia de los infantes de 0 a 3 años a los CIBV, sin embargo, solo en Cañar se justifica porque presentó altos niveles de pobreza por ingresos. Por su parte siendo Zamora Chinchipe la provincia con mayores niveles de pobreza, no presentó la acogida esperada del programa. Seis años después, los niveles de pobreza por ingreso aumentaron en Manabí, Bolívar, Sucumbíos, Orellana y Morona Santiago, frente a esta situación el porcentaje de asistencia incrementó únicamente en las provincias de Manabí y

Orellana. De igual manera no hubo la acogida esperada en aquella provincia con el más alto porcentaje de hogares en situación de pobreza, Bolívar.

Por otro lado, en 2012 se evidencia que en las provincias del norte del Ecuador hay mayores niveles de pobreza por NBI, no obstante, se denota que la tasa de asistencia a los CIBV más alta la reportan las provincias de Morona Santiago, Loja y Cañar, recalcando que para las provincias del norte el porcentaje de asistentes no es el esperado. Y para el 2018, el mapa muestra que los niveles de pobreza por NBI disminuyeron en el territorio ecuatoriano, a excepción de Manabí, Los Ríos, Napo y Morona Santiago, reflejando una decente cobertura por parte del programa al menos en las provincias de mayor requerimiento de atención como las antes mencionadas. Como caso particular, aunque los niveles de pobreza por NBI disminuyeron en la provincia de Guayas, la asistencia a los CIBV aumentó.

Figura 1

Nivel de Pobreza y Asistencia al CIBV por Provincias. Años 2012 y 2018



Nota. Numeración de provincias ver en Anexo B. Elaborado por autora a partir de las encuestas ENSANUT

En la Tabla 3, se expone el porcentaje de beneficiarios correspondiente a cada categoría. En cuanto a la variable que caracteriza a los infantes, se denota que en el 2012 y en 2018, la mayoría de los asistentes a los CIBV fueron niños, aunque con respecto a las niñas la diferencia es de 2% y 0.5%, respectivamente.

Ahora bien, en cuanto a la variable económica que caracteriza a las madres se tiene que, para el 2012 las madres que se encontraron en el quintil más alto de ingresos brutos no presentan la necesidad de enviar a sus hijos a un CIBV, con la particularidad de que los hijos de aquellas madres que se ubican en el quintil 2 son quienes asisten en mayor proporción (41.12%) a los CIBV. Mientras que, según los datos del 2018, ocurre lo contrario, pues a medida que la madre se ubica en el quintil 4, mayor es la participación de los infantes en el programa; evidenciando que en el quintil 5, al igual que en el 2012 (0%), existe la más baja participación (13.87%).

Así mismo, la información sociodemográfica, señala que las madres que se beneficiaron en mayor medida del programa en ambos periodos fueron aquellas que tenían entre 20 a 30 años de edad (61.73% en 2012 y 53.28% en 2018), se consideraron mestizas (80.91% en 2012 y 75.21% en 2018) y cursaron hasta la secundaria (47.55% en 2012 y 53.87% en 2018). En cuanto a la estructura familiar, las madres que vivían acompañadas (casadas o unidas) se beneficiaron en mayor medida tanto para 2012 como para 2018 (79.85% y 69.75% respectivamente). En lo que respecta a la responsabilidad de las madres dentro del hogar, se observa que en 2018 incrementa el número de madres beneficiarias del programa que son jefas de hogar y que además trabajan fuera de mismo.

Por otro lado, en cuanto a las variables del hogar, los datos muestran que la mayoría de los beneficiarios forman un núcleo familiar de más de 4 integrantes, 45.13% y 44.89% en 2012 y 2018 respectivamente. Así mismo, se muestra que el número de participantes en situación de pobreza de 2018 a 2012 se reduce, resaltando que, dentro de los participantes, si bien, algunos no son pobres por ingresos, presentan condiciones de pobreza por necesidades básicas insatisfechas, por ejemplo, para el 2012 existen pobres por ingresos en un 34.06% y pobres por NBI en un 44.51%.

Analizando la ubicación geográfica de las madres de los participantes, se denota que para 2012, aquellas que residían en la Sierra (62.28%) superan en más del doble a la participación de las que vivían en la Costa (25.93%); para 2018, ahora son las madres de la Costa (49.42%) las que envían a sus hijos en mayor proporción con respecto a las madres de la Sierra (43.17%); en cuanto a la Amazonía ocurre algo particular, a pesar que los niveles de asistencia para 2012 (11.64%) eran bajos, para 2018 (7.25%) se reducen aún más; en Galápagos los niveles de asistencia son bastante bajos, menos del 1% en ambos periodos.

Tabla 3

Características de los beneficiarios del programa CIBV, años 2012 – 2018

	2012 (Porcentaje)	2018 (Porcentaje)
Variables del niño		
Hombre	51.47	50.25
Mujer	48.53	49.75
Variables de la madre		
Variables económicas		
Quintil 1 - Ingreso bruto	37.38	18.55
Quintil 2 - Ingreso bruto	41.12	19.67
Quintil 3 - Ingreso bruto	15.88	22.99
Quintil 4 - Ingreso bruto	5.60	24.92
Quintil 5 -Ingreso bruto	0.00	13.87
Variables demográficas		
Menores a 20 años	11.59	8.74
Entre 20 a 30 años	61.73	53.28
Entre 30 a 40 años	22.86	32.06
Mayores a 40 años	3.80	5.92
Mestiza	80.91	75.21
Indígena	11.03	13.18
Afroecuatoriana	5.14	5.84
Resto de la población	2.92	5.78
Variables sociales		
Acompañada	79.85	69.75
Nivel de instrucción nulo	2.04	0.51
Alfabetización	0.43	0.22
Primaria	33.45	26.60
Secundaria	47.55	53.87
Postsecundaria	0.37	3.80
Superior	15.67	14.35
Cuarto nivel	0.50	0.65
Trabaja fuera del hogar	85.68	88.55
Madre como jefa de hogar	9.79	16.82
Variables del hogar		
2 integrantes de la familia	2.09	3.93
3 integrantes de la familia	19.94	24.24
4 integrantes de la familia	32.84	26.81
Más de 4 integrantes de la familia	45.13	44.89
Pobreza por ingresos	34.06	25.59
Extrema pobreza por ingresos	11.22	9.19
Pobreza por NBI	44.51	31.59
Extrema pobreza por NBI	12.87	8.07
Variables geográficas		
Costa	25.93	49.42
Sierra	62.28	43.17

Amazonía		11.64		7.25
Galápagos		0.15		0.16
Urbana		60.55		64.89
Rural		39.45		35.11

Nota. Elaborado por autora a partir de las encuestas ENSANUT

5.2. Resultados de la evaluación de impacto por PSM

La evaluación de impacto para los dos periodos se realizó para siete diferentes especificaciones, diferenciando por tipo de muestra e inclusión o no de variables de pobreza, ver Anexo C. Los efectos promedios del tratamiento (ATT) calculados fueron significativos únicamente para algunas especificaciones, por lo que en esta sección se desarrolla el análisis del PSM únicamente de la especificación n° 2 para año 2012 y de la especificación n° 1 para el año 2021. Donde, para 2012 la muestra corresponde sólo a personas bajo condiciones de pobreza por ingreso y no incluye la variable de pobreza extrema para la estimación de los PS. En tanto que, para 2018 la muestra es completa, formada por personas pobres y no pobres, y además si incluye las variables de pobreza por ingreso para la estimación de los PS.

En este sentido los puntajes de propensión (PS) o las probabilidades de participar en el programa se estimaron mediante el modelo Logit, eliminando en el caso del periodo 2018 aquellas variables que no satisficieron la propiedad de balance por bloques, ver Anexo D y E. Entonces, antes de realizar el emparejamiento y determinar el efecto del tratamiento, se presenta los efectos marginales del modelo Logit de participación en el programa CIBV, es decir, de las características que influyen en la probabilidad de asistencia al centro de desarrollo infantil en los periodos 2018 y 2012.

En la Tabla 4, en función de la significancia, para el año 2012 todas las variables son significativas al 5%, excepto otra etnia. Mientras tanto en el año 2018, las variables sexo del niño, trabaja fuera del hogar y edad, no presentan significancia estadística.

Entonces, la probabilidad de que los niños/as hayan asistido al CIBV incrementó en el año 2012 en una mayor proporción que en el año 2018 si su madre era jefa de hogar y residía en las regiones Sierra o Amazonía en lugar de la Costa. Con respecto al nivel de instrucción, se observa que en el 2012 la probabilidad de participar en el programa era mayor si la madre había completado el nivel superior de educación, en cambio para el año 2018 esta probabilidad era mayor si una mujer había estudiado hasta la secundaria. Por otra parte, se evidencia que si el tamaño (número de miembros) del hogar del infante aumentaba, las posibilidades de asistir a un CIBV disminuían y en mayor medida en el año

2018; las posibilidades también disminuían si residía en el área urbana, pero en mayor proporción en 2012.

Se observa además que no convivir con una pareja sentimental tiene un efecto negativo en el año 2012 de 5.47% en el hecho de asistir al CIBV, por el contrario, en 2018 el efecto es mayor pero positivo (7.12%). Asimismo, que una mujer se autoidentifique como afroecuatoriana o mestiza, en vez de indígena, incrementa la probabilidad de asistencia en 5.80% y 15.2%, respectivamente, mientras que para el año 2012 esta probabilidad disminuye en -6.5% y -10% correspondientemente.

Concretamente para la variable edad, se observa que para 2012 hay una relación no lineal, es decir la probabilidad de que las madres envíen a sus hijos a un CIBV aumenta de forma decreciente a medida que incrementa su edad y a partir de los 33 años empieza a disminuir; mientras que para 2018 a partir de los 18 años existe una relación y es inversa, es decir los hijos de las madres presentaron una menor asistencia a medida que su edad incrementa, esto a partir de los 18 años¹⁰.

Con respecto a las variables de pobreza por ingresos, en 2018 la probabilidad de asistencia de sus hijos/as al CIBV aumentaba independientemente de que se encuentren en condición de pobreza, pobreza extrema o no pobreza; pero el efecto es mayor si el hogar vive en condiciones de pobreza extrema, es decir la probabilidad aumenta en 6.55%.

Tabla 4

Efectos marginales del modelo Logit. Años 2012-2018

Variables	Efectos marginales	
	2012 (2)	2018 (1)
Sexo niña	-0.262***	0.00121
Acompañada ^b		
Sola	-0.0547***	0.0712***
Ningún nivel de instrucción ^b		
Centro de alfabetización	Vacío ^d	no balance ^d
Primaria	0.0481***	0.119***
Secundaria	0.0387***	0.124***
Postsecundaria	Vacío ^d	0.181***
Superior	0.106***	0.0591***
Cuarto nivel	Vacío ^d	0.0197*
Trabaja dentro del hogar ^b		
Trabaja fuera del hogar	0.0400***	-0.00301
Indígena ^b		

¹⁰ 33 y 18 años corresponden al valor del vértice en el cual el efecto marginal cambio de signo para el año 2015 y 2018 correspondientemente, calculado a partir de $\frac{\partial asiste}{\partial edad} = 0$.

Afroecuatoriana	0.0580***	-0.0659***
Mestiza	0.152***	-0.100***
Otra etnia	0.00329	-0.0637***
Edad	0.0111***	0.00113
Edad al cuadrado	-0.000169***	-0.0000319***
Jefa de hogar	0.0530***	0.0241***
Tamaño del hogar	-0.00157**	-0.0209***
Costa ^b		
Sierra	0.127***	0.0109***
Amazonía	0.161***	0.0229***
Galápagos	Vacío ^d	0.0317***
Reside área rural ^b		
Reside área urbana	-0.0982***	-0.0182***
Ignora ^b		
Pobre por ingresos		0.0548***
Pobre extremo por ingresos		0.0655***
No pobre por ingresos		0.0547***
Núm. Observaciones	610	4270

Nota. (1) y (3) hacen mención de la especificación econométrica de los modelos seleccionados para cada uno de los años. Ver Anexo C.

^b: se refiere a la variable base

^c: Variable que no satisface la propiedad de balance. Ver Anexo D

^d: Esta variable se eliminó, por predicción perfecta.

Fuente: Elaborado por autora.

5.2.1. Evaluación del método de emparejamiento

Luego de obtener los puntajes de propensión (PS) o las probabilidades de participar en el programa, mediante el modelo Logit, se evalúa la eficacia del emparejamiento por vecino más cercano, comprobando la región de soporte común y realizando pruebas de balance.

En efecto, la condición de traslape se cumple en ambos periodos, dado que las distribuciones de densidad de los PS después del emparejamiento entre el grupo de tratamiento y el grupo de control comparten una considerable área común, mucho mayor que antes del emparejamiento (Anexo F).

Por su parte, al evaluar el balance entre el grupo de tratamiento y el grupo de control de cada una de las covariables (Anexo G), se observa que para el año 2012, 9 de las 16 covariables reducen su sesgo estandarizado absoluto después del matching, pero solo 5 resultan inferiores al 5%; en cambio, para el año 2018, el sesgo estandarizado absoluto de casi todas las covariables se reduce y son inferiores al 5% después del pareo. Con lo cual, a nivel general si se consigue un buen balance, dado que el pseudo-R² es menor después del matching y el sesgo entre el grupo de control y tratamiento se reduce en ambos

periodos, pero estos cambios son mucho mayores en 2018 (Anexo H). Por lo cual, es evidente que para el año 2012 el equilibrio no mejora sustancialmente después del emparejamiento propuesto, lo que implica que las estimaciones del efecto del tratamiento no serán tan confiables con este método.

5.2.2. Efecto promedio del programa sobre los tratados (ATT)

A continuación, se presenta el efecto promedio del tratamiento (ATT) es decir del programa CIBV sobre el logaritmo del ingreso laboral de las madres en los periodos 2012 y 2018, para cada una de las siete especificaciones planteadas, es decir diferenciando por tipo de muestra e inclusión o no de variables de pobreza. Cabe señalar que los efectos fueron calculados luego del emparejamiento entre participantes y no participantes considerando el vecino más cercano

En primer lugar, analizando los ATT del año 2012 que se disponen en la Tabla 5, se observa que el efecto para la muestra completa, es decir el efecto en el ingreso de las madres en condiciones de pobreza o no, e incluyendo a la variable de pobreza en el cálculo del PSM, tanto por ingresos (1) como por NBI (4), fue negativo de -10.4% y -11.2% , respectivamente, aunque no son significativos. Del mismo modo para toda la muestra, pero ignorando a la variable de pobreza como determinante de la probabilidad de participar en el programa (7), el efecto también fue negativo de -23.1% , pero si es significativo al 10%.

En tanto que, tomando en cuenta la muestra solo de madres en condiciones de pobreza y pobreza extrema, el ATT para la muestra de pobres por ingreso (2 y 3) fue positivo y el efecto para la muestra de pobres por NBI fue negativo (5 y 6). Específicamente, para el caso de la pobreza por ingreso, cuando se incluye la variable de pobreza como determinante de la probabilidad de asistencia (3), el efecto en el ingreso de las madres fue de 18% y cuando se excluye esta variable (2) el efecto fue mayor, de 56% . Para el caso de la pobreza por NBI sucede lo contrario, el efecto negativo es mayor para el modelo que incluye la variable de pobreza (6), es decir un efecto de -16.45% frente al -1.11% del modelo (5).

Considerando que los modelos (2) y (7) son los únicos cuyo efecto promedio del tratamiento tiene significancia estadística al 5% al 10%, respectivamente, entonces es probable que cuando una madre en condición de pobreza por ingresos envió a su hijo a un CIBV en el año 2012, esta percibió un aumento en su ingreso laboral del 56% . Mientras que, el ingreso de las madres, sin distinción de la condición económica en la que se encontraba su hogar, disminuyó en 23.1% .

Tabla 5

Efectos promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT) para el año 2012

Especificación	Pobreza por ingresos			Pobreza por NBI			Sin pobreza
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ATT	-0.104	0.560***	0.180	-0.112	-0.011	-0.164	-0.231**
Incluye variable de pobreza	Si	No	Si	Si	No	Si	No
Muestra completa (pobres y no pobres)	Si	No	No	Si	No	No	Si

Nota: Los niveles de significancia corresponde a 5%***, 10%** , 20%*. Elaborado por autora.

Ahora, en la Tabla 6 se evidencian los efectos de la asistencia al CIBV en el año 2018 para las mismas siete especificaciones.

Para la muestra completa de madres e incluyendo a las variables de pobreza como determinantes de la probabilidad de asistencia al programa, el efecto fue significativo al 5% de 11.4% si se incluye pobreza por ingresos (1) y de 10.4% (significativo al 10%) si se incluye la pobreza por NBI (4). También el efecto es significativo, aunque al 20%, para el modelo (7), es decir el que ignora a las variables de pobreza, y es de 8.4%. Claramente, a diferencia del año 2012, los efectos son positivos en estas tres especificaciones.

Al igual que en 2012, para la muestra solo de pobres por ingreso, el efecto en el ingreso laboral percibido por las madres también fue positivo en 2018, del 2% – siempre que se haga distinción entre pobres y pobres extremos (3) – y cuando se ignora este hecho (2) el efecto aumenta a 4.8%. En relación a las especificaciones 5 y 6 que analizan el efecto de una muestra sólo de pobres por NBI, el ATT fue negativo -3.9% al incluir la variable de pobreza (6) y positivo 4.4% en caso contrario. Cabe mencionar que ninguno de los efectos de estos cuatro modelos resultó significativo.

En definitiva, los dos modelos que presentan mayor significancia estadística es decir al 5% y al 10% son aquellos que toman en cuenta a toda la muestra e incluyen a las variables de pobreza por ingreso, como por NBI, es decir los modelos (1) y (4), respectivamente. Entonces, para el primer modelo, es probable que las madres de 2018 que enviaron a sus hijos a un CIBV percibieran un incremento en su ingreso laboral de 11.4%; mientras que para el cuarto modelo el efecto fue menor, de 10.4%.

Tabla 6

Efectos promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT) para el año 2018

Especificación	Pobreza por ingresos	Pobreza por NBI	Sin
----------------	----------------------	-----------------	-----

	pobreza						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ATT	0.114***	0.048	0.020	0.104**	0.044	-0.039	0.084*
Incluye variable de pobreza	Si	No	Si	Si	No	Si	No
Muestra completa (pobres y no pobres)	Si	No	No	Si	No	No	Si

Nota: Los niveles de significancia corresponde a 5%***, 10%** , 20%*. Elaborado por autora.

5.3. Estimaciones adicionales para probar robustez de los resultados

En la Tabla 7, los resultados del efecto del tratamiento varían en signo y significancia entre las tres estimaciones adicionales (Anexo I) y entre los dos años de estudio. Para 2012, se observa un efecto significativo al 20% en el modelo de regresión log-lin entre el logaritmo del ingreso bruto en función de la dummy de tratamiento, el cual señala un efecto positivo en el ingreso bruto de las madres como consecuencia de la asistencia al centro infantil del 35% tanto para la muestra completa (8) como para las observaciones que están en el soporte común (9). Otro modelo significativo es la estimación por mínimos cuadrados con ponderación de probabilidad inversa (IPW) (11) donde igualmente el efecto resulta positivo de 43% en el año 2012 y de 0.79% en el año 2018, significativos al 5% y al 10% respectivamente.

Tabla 7

Efectos del programa CIBV con estimaciones adicionales. Año 2012 y 2018

Año	Log-Lin	Log-Lin en el soporte común	ATT por IPW
	(8)	(9)	(10)
2012	0.3533*	0.3490*	0.4333***
2018	0.0283	-0.0323	0.0079**

Nota: Los niveles de significancia corresponde a 1%****, 5%***, 10%** , 20%*. Fuente: Elaborado por autora.

Es importante señalar que el efecto de la asistencia al Centro de Desarrollo infantil o CIBV sobre los ingresos de las madres, no son concluyentes, debido a que estos resultados fueron sensibles frente a cambios en la muestra, inclusión o exclusión de variables de pobreza y diferentes técnicas de estimación.

6. Discusión

En el presente estudio se encontró que para 2012, sí el infante era una niña la probabilidad de asistencia a un CIBV disminuía, resultado que concuerda con el de Hermida et al. (2017), pues este indica que es posible que las madres privilegien el cuidado personal de

los niños varones sobre el de las niñas, usando en este caso, a la educación temprana como sustituto del tiempo de cuidado. Por su parte, para 2018 el sexo del infante no tiene influencia alguna en su probabilidad de asistir o no a un CIBV (Liang et al., 2000; Villar-Aldonza et al., 2023).

Si bien la mayoría de las madres beneficiarias del programa son mestizas, se observó que autoidentificarse como indígena aumentaba las posibilidades de que sus hijos asistiesen al CIBV en 2018, que representan la minoría étnica como así sucede en otras partes de mundo donde las familias afroamericanas eran más propensas que las familias blancas o latinas a utilizar la atención en centros infantiles (Fuller, et al., 1996). En tanto que, para 2012 si hubo una mayor aceptación del programa de cuidado infantil por parte de las madres mestizas.

En 2012 las mujeres solas, es decir sin una pareja sentimental, preferían el cuidado infantil informal al cuidado en centros de desarrollo infantil, es decir recurren al cuidado de abuelos, tíos, otros o de ellas mismas, similar a lo que encontraron Brandon y Hofferth (2003) y Canencia et al. (2014). Pero la mayoría de los estudios (Liang et al., 2000; Hirshberg et al., 2005; Elwert y Quaranta, 2023) sostienen que las madres solas tuvieron mayor probabilidad de enviar a sus hijos a guarderías ofertadas por el gobierno, como así ocurre en este estudio, pero ya en el año 2018. Esto es sorprendente, ya que las estadísticas descriptivas muestran que en los dos años la mayoría de las madres que enviaban a sus hijos a un CIBV eran casadas o unidas.

Con respecto al nivel de instrucción, se encuentra que para 2012, mientras mayor fue el nivel de escolaridad alcanzado por la madre, la probabilidad de que sus hijos/as asistan a un CIBV aumentó, al igual que en otros estudios (Krapf, 2014; Augustine et al., 2009), que justamente es lo que se espera que las madres cualificadas tengan más probabilidades de trabajar y utilizar un centro de educación inicial porque su coste de oportunidad de quedarse en casa es alto (Yamaguchi et al, 2018). Mientras que para 2018, el efecto se revierte, pues entre mayor grado de educación curse la madre, la asistencia del niño a la educación temprana, disminuye, como así se determina en el estudio Canencia et al. (2017), que las madres cuyo nivel de instrucción es superior, prefieren enviar a sus hijos a un centro de cuidado infantil privado.

En cuanto al lugar de trabajo, asumiendo que, trabajar fuera de casa implica formar parte del sector formal de la economía, se encuentra que, para 2012 los hijos de quienes trabajaban fuera del hogar presentaron mayores probabilidades de acceder a los servicios de un CIBV, hallazgo que concuerda con el de Hermida et al. (2017), quienes apuntan que,

el resultado más robusto en el caso de los hijos de madres que reportaron trabajar 40 horas semanales, y que muy probablemente pertenecen al sector formal de la economía, estos infantes, en promedio asisten un 13.4% más días a la semana (niños hasta los 3 años), y entre 15% y 23% más horas promedio diarias (toda la muestra). Y lo corrobora Canencia et al. (2017), al mencionar que, cuando las madres son trabajadoras activas confían el cuidado del menor a guarderías o a familiares. No obstante, el escenario cambia para 2018, ya que la relación resultó negativa y no significativa, lo que da pie a concluir que el hecho de que la madre trabaje fuera del hogar y pertenezca al sector formal de la economía, en realidad no juega un papel preponderante para la probabilidad de asistencia de los niños a los CIBV.

El tamaño del hogar incide negativamente en la probabilidad de participación de los hijos en centros de cuidado infantil, esto puede deberse al hecho de que un mayor número de miembros en el hogar puede crear un incentivo para dejar a un niño en casa en lugar de inscribirlo en un programa de cuidado infantil (Habibov, 2015). Aunque se considera que, si el tamaño del hogar se traduce en un mayor número de hijos, se esperaría un incremento de la probabilidad de asistencia a un CIBV (Coneus et al., 2007; Villar-Aldonza et al., 2023). También se aprecia en ambos periodos que ser jefa de hogar representa una mayor incidencia en la asistencia de los hijos al programa público de cuidado infantil, como así lo determinan Cardona y Morales (2015) en su investigación.

En ambos periodos una madre de la Sierra y de la Amazonía tuvo mayores posibilidades de acceder a los beneficios de un CIBV, pero si residía en el área urbana esta posibilidad se reducía, y esto último se contradice con los resultados encontrados por Coley et al., (2014) y Canencia et al. (2017), quienes aducen en su estudio que los niños que vivían en zonas urbanas experimentaron en mayor medida los cuidados en centros de desarrollo infantil que en sus propios hogares. Mientras que, en el estudio de Hermida et al. (2017), no se encuentra relación entre la condición de residencia en el área urbana y el uso de servicios de educación temprana.

En lo que respecta a la variable pobre por ingresos, utilizada únicamente en el modelo de 2018, se demuestra que, la condición de pobreza y extrema pobreza hace más probable que las madres envíen a sus hijos a un CIBV. Este resultado coincide con lo que mencionan Noboa y Urzúa (2012), pues encontraron que la asistencia a guarderías públicas está relacionada con las tasas de pobreza a nivel de municipio en Chile, lo que guarda coherencia con las condiciones de selección de las guarderías públicas, creadas con el afán de ayudar a las familias más pobres.

Por otra parte, los resultados de los ATT demuestran que, tanto para 2012 como para 2018, no se puede establecer claramente una causalidad entre la asistencia de los niños entre 0 a 3 años a un CIBV sobre el ingreso de sus madres, ya que bajo diferentes escenarios los resultados cambian de signo o pierden significancia estadística. De hecho, Havnes y Mogstad (2011) también encontraron poco o ningún efecto causal del cuidado infantil subsidiado sobre el empleo materno.

Sin embargo, tomando en cuenta los resultados significativos desde el punto de vista estadístico, se ha determinado que el programa generó un mayor impacto en el año 2012 específicamente para aquellas madres en condiciones de pobreza por ingresos cuyos hijos asistieron al CIBV. Este hallazgo coincide en cierta medida con otros estudios, en los cuales se determina un impacto causal del programa de desarrollo infantil sobre la participación laboral de las madres (Rosero y Oosterbeek, 2011; Attanasio y Vera-Hernandez, 2004; Clark et al., 2019; Berlinski y Galiani, 2007). Rosero y Oosterbeek (2011) revelaron que la participación de las madres en el mercado laboral y los ingresos del hogar de familias pobres en Ecuador si aumentaron con la implementación en años anteriores del programa de guarderías subsidiadas. De igual manera Attanasio y Vera-Hernandez (2004) encuentran efectos positivos y significativos de la educación infantil sobre la oferta de mano de obra femenina, con el aumento notable de las tasas de empleo y el número de horas trabajadas. En 2018, también hubo un efecto positivo en el ingreso de las madres, pero no solo en la población pobre sino en toda la muestra, es decir pobres o no pobres, aunque el efecto cuantificado es inferior al hallado en 2012.

7. Conclusiones y Recomendaciones

Dado el interés de analizar las bondades del cuidado infantil sobre el empoderamiento económico de las mujeres, este estudio investigó el impacto que tiene el programa público de cuidado infantil -CIBV- sobre el ingreso de las madres en los años 2012 y 2018. Así, los hallazgos obtenidos a través de un modelo de emparejamiento por puntaje de propensión (Propensity Score Matching) revelan tanto los patrones de utilización del cuidado infantil como los beneficios económicos del programa en todo el país.

En primer lugar, con el objetivo de analizar las condiciones económico-sociales de los beneficiarios de los Centros Infantiles del Buen Vivir, se realizó un análisis descriptivo de las variables demográficas, sociales, económicas y geográficas que caracterizan a las madres. Encontrando que la mayoría de las madres que se benefician del programa tuvieron entre 20 a 30 años de edad, fueron mestizas, convivían con una pareja sentimental, habían cursado el nivel de educación secundaria, trabajaban fuera del hogar, no eran jefas de

hogar, su núcleo familiar era numeroso, eran pobres por necesidades básicas insatisfechas y pertenecían al área urbana. Además, geográficamente, en 2012 hubo mayor acogida por parte de las madres de la Sierra (específicamente en Loja y Cañar), mientras que para 2018 la participación mayoritaria se dio en la Costa (específicamente en Manabí y Santa Elena). Lo que concuerda con el hecho de que en 2012 eran las provincias de la Sierra las que presentaron mayores niveles de pobreza y en 2018 fueron las provincias de la Costa.

Complementando este análisis con los resultados sobre la probabilidad de asistencia, se puede concluir que a 2018 el sexo del infante y la edad de la madre no influyen en el grado de utilización de los centros de cuidado infantil, ni tampoco la variable trabaja o no dentro del hogar. Además, se identificó que, a diferencia del año 2012, las madres solas tienen mayor oportunidad de acceder a los servicios del CIBV que las madres que se encuentran acompañadas. Lo que implica que existe un gran beneficio para aquellas madres que no tienen una pareja sentimental que las ayude a cuidar a sus hijos, puesto que como jefas de hogar ven conveniente recurrir a los servicios de cuidado que ofrece el CIBV, siempre que no cuenten con otros miembros del hogar, como abuelos, tíos o hermanos que puedan ayudarlos a cuidar en casa. Así también, la minoría étnica indígena tuvo mayor probabilidad de beneficiarse del programa en 2018 que sus contrapartes mestizas.

Otro factor que es crucial en la utilización del programa de cuidado es el nivel de instrucción, aunque plantea situaciones contrapuestas entre los dos periodos analizados. Por un lado, en 2012, resultó mucho más probable que las madres con estudios superiores inscribieran a sus hijos en un CIBV que las madres con estudios secundarios, en 2018 por otro lado ocurre todo lo contrario. Esto presupone dos cosas, que ahora - año 2018- el programa permite a las madres con estudios secundarios pasar de cuidar a sus hijos, a aspirar un nivel de instrucción más alto en el largo plazo, como consecuencia del tiempo liberado; y además que las madres con estudios superiores les es posible enviar a sus hijos a un centro de cuidado infantil privado.

Estas primeras conclusiones demuestran que los niños y niñas que participan en el programa CIBV tienden a provenir de madres que crían a sus hijos solas, pertenecen a una minoría étnica y cuentan con menor educación, lo que revela el éxito de los mecanismos de auto focalización de este tipo de programas (Attanasio y Vera-Hernandez, 2004) no solo a poblaciones en condiciones de pobreza o pobreza extrema, sino también, a quienes presentan estas otras situaciones vulnerables, sobre todo a quienes viven en la zona rural y en las regiones Sierra o Amazonía del país.

En segundo lugar, con el objetivo de cuantificar el impacto del programa sobre la economía de las madres, el proceso de emparejamiento PSM ha encontrado indicios de que el funcionamiento de los Centros de Cuidado Infantil para el Buen Vivir generó un efecto promedio positivo de los tratados sobre los ingresos laborales de las madres en condiciones de pobreza en el año 2012 y sobre los ingresos laborales de toda la muestra, es decir pobres o no pobres, en el año 2018. Aunque este efecto fue mayor en el año 2012.

Entre las limitantes del presente estudio están: la información desactualizada, pues solo se contó con información de los años 2012 y 2018, lo que hace imposible sacar conclusiones para el largo plazo, ni tampoco inferir cómo se encuentran las madres del Ecuador a la presente fecha; efectos del programa significativos solo en ciertos subgrupos de madres y variados entre periodos; y técnica del emparejamiento por el vecino más cercano no tan confiable para el año 2012.

A pesar de estas limitaciones, con base en la evidencia estadística presentada, se recomienda focalizar el programa a aquellas madres que residen en las áreas rurales de la región Costa, quienes cuentan con bajos niveles de instrucción, quienes no son jefas de hogar y quienes viven en situación de pobreza. Focalización que hace necesario la ampliación de la cobertura, el mejoramiento de la calidad del servicio y la adecuación de la infraestructura disponible, con el apoyo económico del Gobierno Central. Así como también, la realización de campañas de concientización sobre el beneficio que implica dejar a los hijos al cuidado de un centro especializado en educación infantil, esto bajo responsabilidad del MIES en un trabajo articulado con los Gobiernos Autónomos Descentralizados y la academia.

Se sugiere también la elaboración de encuestas periódicas con la misma muestra para que futuras investigaciones puedan realizar una evaluación de impacto con un método más riguroso como es el de Diferencias en Diferencias, que permitiría analizar el efecto en tiempo y a largo plazo, no solo en los ingresos laborales de las madres, sino también en su superación personal y académica.

Referencias

- Alvarado, M., y Acosta, N. (2022). The effects of an early childhood education care program on child development as a function of length of exposure in Ecuador. *International Journal of Educational Development*, 89(102559). <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2022.102559>
- Armas, A., Contreras, J., y Vásconez, A. (2009). *La economía del cuidado, el trabajo no remunerado y remunerado en Ecuador*. Sector Público Gubernamental. <http://repositorio.iaen.edu.ec/handle/24000/4332>
- Augustine, J. M., Cavanagh, S. E., y Crosnoe, R. (2009). Maternal education, early child care and the reproduction of advantage. *Social Forces*, 88(1), 1–29. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0233>
- Attanasio, O. P., y Vera-Hernandez, M. (2004). *Medium and long run effects of nutrition and child care: Evaluation of a community nursery programme in rural Colombia*. Technical report EDePo. <https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/14749/1/14749.pdf>
- 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. <https://doi.org/10.1086/591908>
- Batthyány, K. (2004). *Cuidado infantil y trabajo: ¿Un desafío exclusivamente femenino? Una mirada desde el género y la ciudadanía social*. OIT/Cinterfor. https://www.oitcinterfor.org/sites/default/files/file_publicacion/trazos_20.pdf
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.12.013>
- Benería, L. (1979). *Reproduction, production and the sexual division of labour*. Cambridge Journal of Economics.
- Berlinski, S., y Galiani, S. (2007). The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, 14(3), 665–680. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.01.003>
- Blackden, M., y Wodon, Q. (Eds.). (2006). *Gender, Time Use, and Poverty in SubSaharan Africa*. Worl Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6561-8>

- Blofield, M., y Martínez, J. (2014). Trabajo, familia y cambios en la política pública en América Latina: equidad, maternalismo y corresponsabilidad. *Revista de la CEPAL*, (114), 107–125. <https://hdl.handle.net/11362/37439>
- Brandon, P. D., y Hofferth, S. L. (2003). Determinants of out-of-school childcare arrangements among children in single-mother and two-parent families. *Social Science Research*, 32(1), 129–147. [https://doi.org/10.1016/s0049-089x\(02\)00022-4](https://doi.org/10.1016/s0049-089x(02)00022-4)
- Caliendo, M., y Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31–72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Canencia, E., Tenisaca, J., y Salazar, Y. (2017). Cuidado Infantil y participación de la mujer en el mercado laboral ecuatoriano. *Revista Economía y Política*, XIII(26), 9–48. <https://doi.org/10.25097/rep.n26.2017.01>
- Cardona, L., y Morales, L. (2015). Efectos laborales en los servicios de cuidado infantil: Evidencia del Programa Buen Comienzo. *Borradores de Economía*, (882). <https://doi.org/10.32468/be.882>
- Carta, F., y Rizzica, L. (2018). Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: evidence from Italy. *Journal of Public Economics*, 158, 79–102. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.12.012>
- Castillo, R., y Puebla, D. (2016). Aspectos metodológicos sobre la medición de la pobreza por ingresos en el Ecuador. *Revista de Estadística y Metodologías*, 2(1), 7–25. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Bibliotecas/Revista_Estadistica/Revista_de_Estadistica_y_MetodologiasTomo-2.pdf
- CEDAW. (18 de diciembre de 1979). Convención sobre la eliminación de todas las formas de Discriminación contra la Mujer. <https://www.ohchr.org/es/instruments-mechanisms/instruments/convention-elimination-all-forms-discrimination-against-women>
- Centro de Desarrollo Social. (13-14 de noviembre de 2017). *La incidencia de las tareas de cuidados en la equidad de género en los sistemas de protección social* [Propuesta de Programa]. II Encuentro Iberoamericano sobre Género y Seguridad Social, San José, Costa Rica. https://www.cepal.org/sites/default/files/news/files/programa_8.pdf

- 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. <https://doi.org/10.1007/s13524-019-00793-3>
- Colander, D., y Landreth, H. (2006). *Historia del pensamiento económico*. (4ª ed.). McGraw-Hill Interamericana.
- Coley, R. L., Votruba-Drzal, E., Collins, M. A., y Miller, P. (2014). Selection into early education and care settings: Differences by developmental period. *Early Childhood Research Quarterly*, 29(3), 319–332. <https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2014.03.006>
- Coneus, K., Göggel, K., y Mühler, G. (2007). Determinants of child care participation. ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper(07-074). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1080532>
- Consejo Nacional para la Igualdad de Género. (2014). *Agenda Nacional de las Mujeres y la Igualdad de Género, 2014-2017*. <https://www.planificacion.gob.ec/wp-content/uploads/downloads/2014/09/Agenda-Nacional-de-Mujeres-y-Igualdad-de-Genero.pdf>
- Efron, B., y Tibshirani, R. (1993). *An introduction to the bootstrap*. Chapman y Hall. <https://doi.org/10.1201/9780429246593>
- Elwert, A., y Quaranta, L. (2023). The social care-taking of the city-kids. Determinants for day-care attendance in early twentieth-century southern Sweden. *The History of the Family: An International Quarterly*, 28(3), 508–529. <https://doi.org/10.1080/1081602x.2023.2165131>
- Enriquez, O., y Rodriguez, M. (2019). *Caracterización de la Población Objetivo y Usaria del Servicio de Desarrollo Infantil Integral del MIES*. MIES. <https://info.inclusion.gob.ec/index.php/informes-diiusrext/2019-ing-dii-usrint?download=1344:informe-desarrollo-infantil-agosto>
- Esping-Andersen, G. (2000). *Fundamentos sociales de las economías postindustriales*. Barcelona: Editorial Ariel. <https://n9.cl/ojwel6>
- Esping-Andersen, G. (2007). Investing in Children and their Life Chances. En A. Espina (Ed.), *Estado de Bienestar y Competitividad: La Experiencia Europea* (pp. 107–157). Fundación Carolina. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2662421>

- Esquivel, V. (2011). *La economía del cuidado en América Latina: Poniendo a los cuidados en el centro de la agenda*. PNUD. http://www.gemlac.org/attachments/article/325/Atando_Cabos.pdf
- Felfe, C., y Lalive, R. (2018). Does early child care affect children's development? *Journal of Public Economics*, 159, 33–53. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.01.014>
- Feres, J. C., y Mancero, X. (2001). *El método de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y sus aplicaciones en América Latina*. Cepal. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4784/S0102117_es.pdf?isAllow
- Fuller, B., Holloway, S. D., y Liang, X. (1996). Family selection of child-care centers: The influence of household support, ethnicity, and parental practices. *Child Development*, 67(6), 3320–3337. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1996.tb01916.x>
- Gertler, P., Martínez, S., Premand, P., Rawlings, L., y Vermeersch, C. (2016). *Impact Evaluation in Practice* (2da ed.). The World Bank. <http://hdl.handle.net/10986/25030>
- Gómez, V., y Jiménez, A. (2015). El conflicto trabajo-familia ante los derechos al cuidado de niños y niñas. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales Niñez y Juventud*, 13(1), 137–150. <https://doi.org/10.11600/1692715x.1317190814>
- Habibov, N. (2015). On Individual, Household, and Community Factors Explaining Enrollment to Early Childhood Education and Care in Post-Soviet Transitional Countries. *Child Ind Res*, 8, 825–843. <https://doi.org/10.1007/s12187-014-9277-z>
- Havnes, T., y Mogstad, M. (2011). Money for nothing? Universal child care and maternal employment. *Journal of Public Economics*, 95(11–12), 1455–1465. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.05.016>
- Hermida, P., Barragán, S., y Rodríguez, J. (2017). La educación inicial en el Ecuador: margen extensivo e intensivo. *Analítica*, 14(2), 7–46. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6464731>
- Hirshberg, D., Huang, D. S., y Fuller, B. (2005). Which low-income parents select childcare? Family demand and neighborhood organizations. *Children and Youth Services Review*, 27(10), 1119–1148. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2004.12.029>
- Hojman, A., y Lopez, F. (2022). Public childcare benefits children and mothers: Evidence from a nationwide experiment in a developing country. *Journal of Public Economics*, 212, 104686. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2022.104686>

- Huang, L. (2022). Effect of natural hazards on the income and sense of subjective well-being of rural residents: Evidence from rural China. *Frontiers in Ecology and Evolution*, 10. <https://doi.org/10.3389/fevo.2022.898557>
- INEC. (2012). *ENSANUT 2012 Formularios*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Estadisticas_Sociales/ENSANUT/ENSANUT_FORMULARIOS.zip
- INEC. (2013). *Ficha metodológica del Indicador Incidencia de extrema pobreza por necesidades*. <https://n9.cl/emg94>
- INEC. (2018). *Encuesta Nacional de Salud, Salud Reproductiva y Nutrición (ENSANUT)-2012*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/encuesta-nacional-de-salud-salud-reproductiva-y-nutricion-ensanut-2012/>
- INEC. (2020). *Cuentas Satélite del Trabajo No Remunerado de los Hogares (CSTNRH) 2016-2017*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Estadisticas_Economicas/Cuentas_Satelite/Cuenca_satelite_trab_no_remun_2017/2_Presentacion_resultados_CSTNRH.pdf
- INEC. (2021). *Ficha Metodológica Plan Nacional de Desarrollo 2021-2025. Indicador 5.1.1: Incidencia de pobreza extrema por ingresos*. https://multimedia.planificacion.gob.ec/pnd2021/pdf/FICHAS/5.1.1_PND2125.pdf
- INEC. (s.f.). *25_CODIGOS_PROV_CANT_PARROQ_EXTERIOR*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/wp-content/plugins/download-monitor/download.php?id=334&force=0>
- Jennings, A. (1993). Public or private? Institutional economics and feminism. En M. Ferber, y J. Nelson (Eds.), *Beyond Economic Man* (pp. 111–129). The University of Chicago Press.
- Khandker, S., Koolwal, G., y Samad, H. (2010). *Handbook on Impact Evaluation : Quantitative Methods and Practices*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-8028-4>
- Klasen, S. (2017). ¿What Explains Uneven Female Labor Force Participation Levels and Trends in Developing Countries? *The World Bank Research Observer*, 34(2), 161–197. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkz005>

- Krapf, S. (2014). Who uses public childcare for 2-year-old children? Coherent family policies and usage patterns in Sweden, Finland and Western Germany. *International Journal of Social Welfare*, 23(1), 25–40. <https://doi.org/10.1111/ijsw.12031>
- Lechner, M. (2002). Some practical issues in the evaluation of heterogeneous labour market programmes by matching methods. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A*, 165(1), 59–82. <http://www.jstor.org/stable/3559761>
- Liang, X., Fuller, B., y Singer, J. D. (2000). Ethnic differences in child care selection: the influence of family structure, parental practices, and home language. *Early Childhood Research Quarterly*, 15(3), 357–384. [https://doi.org/10.1016/s0885-2006\(00\)00071-5](https://doi.org/10.1016/s0885-2006(00)00071-5)
- Luna, A., Ramírez, G., y Manchay, G. (2020). Análisis de la pobreza en el Ecuador, periodo 2017-2018. *Universidad y Sociedad*, 12(2), 363-368. <http://ref.scielo.org/hw4zqb>
- Martínez, A., y Soto de la Rosa, H. (2012). *Programas para el cuidado y el desarrollo infantil temprano en los países del Sistema de la Integración Centroamericana*. CEPAL. <https://archivo.cepal.org/pdfs/Mexico/2012/M20120047.pdf>
- Martínez, C., y Perticará, M. (2014). *Evaluación de Impacto del Programa 4 a 7: Efecto en la participación Laboral*. Banco Interamericano de Desarrollo (BID)/Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM). http://www.sociedadpoliticaspublicas.cl/archivos/BLOQUE_SM/Mercado_de_Trabajo_y_Prevision/EVALUACION_DE_IMPACTO_DEL_PROGRAMA_4_a_7.pdf
- Mata, C., y Hernández, K. (2015). Evaluación de impacto de la implementación de transferencias monetarias condicionadas para educación secundaria en Costa Rica (Avancemos). *Revista De Ciencias Económicas*, 33(1), 9–35. <https://doi.org/10.15517/rce.v33i1.19>
- Mero, M., Morán, D., Espinoza, E., Diana, C., y Sánchez, O. (2018). El potenciamiento de las capacidades humanas: Los Centros Infantiles del Buen Vivir en el Ecuador. *Revista Espacios*, 39(32), 32. <https://www.revistaespacios.com/a18v39n32/a18v39n32p32.pdf>
- MIES. (2014). *Norma Técnica de Desarrollo Infantil Integral. Servicios en Centros de Desarrollo Infantil. Modalidad Institucional*. https://siteal.iiiep.unesco.org/sites/default/files/sit_accion_files/11042.pdf

- MIES. (2019). *Norma Técnica Misión Ternura: Modalidad Centros de Desarrollo Infantil-CDI*. https://www.inclusion.gob.ec/wp-content/uploads/2020/01/Norma-T%C3%A9cnica-MT-CDI_compressed.pdf
- MIES. (2022). *Información de Trámite: Ingreso al servicio de CDI para niñas y niños con 1 a 3 años de edad*. <https://www.gob.ec/sites/default/files/sign/procedure-MIES-001-01-01-2022121207077-15145626-signed.pdf>
- Naciones Unidas. (2015). *Transformar nuestro mundo: la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible*. https://unctad.org/system/files/official-document/ares70d1_es.pdf
- Narea, M., Arriagada, V., y Allel, K. (2019). Center-Based Care in Toddlerhood and Child Cognitive Outcomes in Chile: The Moderating Role of Family Socio-Economic Status. *Early Education and Development*, 31(2), 218–233. <https://doi.org/10.1080/10409289.2019.1626191>
- Noboa, G., y Urzúa, S. (2012). Los efectos de la participación en guarderías públicas: Evidencia de Chile. *Revista de Capital Humano. Journal of Human Capital*, 6(1), 1–34. <https://doi.org/10.1086/664790>
- OIT. (2018). *La brecha de género en el empleo: ¿qué frena el avance de la mujer?* <https://www.ilo.org/infostories/es-ES/Stories/Employment/barriers-women#intro>
- OIT. (2019). *Panorama Laboral Temático 5: Mujeres en el mundo del trabajo: Retos pendientes hacia una efectiva equidad en América Latina y el Caribe*. OIT / Oficina Regional para América Latina y el Caribe. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/-americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_715183.pdf
- OIT. (2022). Tasa de participación en la fuerza laboral en edad productiva por tipo de hogar (%) -- Anual. [Explorador de datos]. ILOSTAT. <https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer37/?lang=enysegment=indicatorid=GED PEPR SEX HHT CHL RT A>
- OIT. (2023). Proporción de mujeres en puestos directivos superiores y medios (%) - Anual. [Explorador de datos]. ILOSTAT. https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer40/?lang=envid=SDG_0552_NOC_RT_A
- Ordoñez, M. (19-21 de Noviembre de 2013). *Política Pública del Desarrollo Infantil Integral: Quiebres y Retos*. [Archivo pdf]. Seminario Internacional “Primera Infancia y Sistemas de Cuido y Desarrollo Infantil en América Latina y Europa”. San José,

Costa Rica. https://dds.cepal.org/proteccionsocial/pacto-social/2013-11-seminario-Costa-Rica/9_Ordonez_Ecuador.pdf

ONU Mujeres. (9 de Noviembre de 2017). *UN Women and the World Bank unveil new data analysis on women and poverty*. <https://www.unwomen.org/en/news/stories/2017/11/news-un-women-and-the-world-bank-unveil-new-data-analysis-on-women-and-poverty>

Picchio, A. (2003). A macroeconomic approach to an extended standard of living. En A. Picchio, *Unpaid Work and the Economy. A Gender Analysis of the Standards of Living*. Routledge.

PNUD. (2019). *Informe sobre Desarrollo Humano 2019: Más allá de los ingresos, más allá de los promedios, más allá del hoy: Desigualdades en el desarrollo humano en el siglo XXI*. https://hdr.undp.org/system/files/documents/hdr2019espdf_1.pdf

Reynolds, S. (2022). Center-Based Child Care and Differential Improvements in the Child. *Child y Youth Care Forum*, 51(2), 395–420. <https://doi.org/10.1007/s10566-021-09634-0>

Rodriguez, C. (2015). Economía feminista y economía del cuidado: Aportes conceptuales para el estudio de la desigualdad. *Revista Nueva Sociedad*, (256), 30–44. <https://nuso.org/articulo/economia-feminista-y-economia-del-cuidado-aportes-conceptuales-para-el-estudio-de-la-desigualdad/>

Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1983). Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in a Nonrandomized Experiment with Binary Outcome. Fort Belvoir: Defense Technical Information Center. 30–44.

Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55.

Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, 39(1), 33–38.

Rosero, J., y Oosterbeek, H. (2011). Trade-offs between different early childhood interventions: Evidence from Ecuador. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1898566>

- Sadasivam, B. (2006). Widening women's choices: The case for childcare in the era of globalization. UNICEF.
- Samman, E., y Lombardi, J. (2019). *Cuidado infantil y familias trabajadoras: ¿una nueva oportunidad o un vínculo?* UNICEF. <https://www.unicef.org/media/95111/file/Child-Care-ES.pdf>
- Samman, E., Melamed, C., Jones, N., y Bhatkal, T. (2016). *Women's work: mothers, children and the global childcare crisis*. Overseas Development Institute (ODI). <https://odi.org/documents/5180/10333.pdf>
- Shadish, W. R., y Steiner, P. M. (2010). *A primer on propensity score analysis*. *Newborn and Infant Nursing Reviews: NAINR*, 10(1), 19–26. <https://doi.org/10.1053/j.nainr.2009.12.010>
- SITEAL. (2019). *Perfil del País. Ecuador*. UNESCO. <https://www.unesco.org/es/countries/ec>
- Villar-Aldonza, A., Mancebón, M.-J., y Sancho, J.-M. G. (2023). Factors explaining the schooling of children under 3 years of age: Evidence from Spain. *Early Childhood Education Journal*. <https://doi.org/10.1007/s10643-023-01494-8>
- Yamaguchi, S., Asai, Y., y Kambayashi, R. (2018). Effects of subsidized childcare on mothers' labor supply under a rationing mechanism. *Labour Economics*(55), 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.09.002>

Anexos

Anexo A

Fuente, número de formulario y preguntas para la obtención de las variables

Variable	Descripción	Tipo de variable	Fuente
Asistencia al CIBV (asiste)	¿Asiste actualmente a algún Centro de Desarrollo Infantil CIBV/CDI o guardería del Estado? (0) No (1) Si	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pps06 Ensanut_2018: f5_des_inf, f5_s2_200
Ingreso Bruto (ingb)	Ingreso por venta de productos, bienes o servicios en negocio propio; sueldo o salario; ingreso monetario por segunda ocupación.	Métrica	Ensanut_2012: f1_personas, pa08 Ensanut_2018: f1_personas, f1_s3_18 + f1_s3_21+ f1_s3_15
Sexo del niño (niña)	Sexo del hijo/a: (0) Hombre (1) Mujer	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pd02 Ensanut_2018: f1_personas, sexo
Estado Civil (estcivil)	¿Actualmente, cuál es su Estado Civil o Conyugal? (0) Casado (1) Unido (2) Separado (3) Divorciado (4) Viudo (5) Soltero	Categórica	Ensanut_2012: f1_personas, pd14 Ensanut_2018: f1_personas, f1_s2_16
Edad (edad)	Edad de la madre	Métrica	Ensanut_2012: f1_personas, pd03 Ensanut_2018: f1_personas, f1_s2_3_1
Nivel de Instrucción (nivins)	¿Cuál es el nivel de instrucción más alto que aprobó? (0) Ninguna (1) Centro de alfabetización (2) Primaria (3) Secundaria (4) Postsecundaria (5) Superior (6) Cuarto nivel	Categórica	Ensanut_2012: f1_personas_pd19a Ensanut_2018: f1_personas, f1_s2_19_1
Lugar de Trabajo (lugartrab)	¿El trabajo que realiza o realizó (...) es o fue: (0) Dentro del hogar (1) Fuera del hogar	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pa07 Ensanut_2018: f1_personas, f1_s3_13

Identificación étnica (etnia)	¿Cómo se identifica (...) según su cultura y costumbres? (0) Indígena (1) Afroecuatoriano/a? (2) Montubio (3) Resto de la población	Categoría	Ensanut_2012: f1_personas, gr_etn Ensanut_2018: f1_personas, etnia
Tamaño del hogar (tamhog)	Número de personas que conforman el hogar	Métrica	Ensanut_2012: f1_personas, ldhog Ensanut_2018: f1_personas, ldhogar
Madre Jefa de hogar (jefe)	¿La madre es jefe de hogar? (0) Si (1) No	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pd06 Ensanut_2018: f1_personas, jefe f1_s2_7
Región (region)	Región de residencia (0) Costa (1) Sierra (2) Amazonía (3) Galápagos	Categoría	Ensanut_2012: f1_personas, subreg Ensanut_2018: f1_personas, region
Área (area)	Área de residencia (0) Rural (1) Urbana	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, area Ensanut_2018: f1_personas, area
Bono de Desarrollo Humano (bdh)	¿Recibe el Bono de desarrollo humano? (0) No (1) Si	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pps11 Ensanut_2018: f1_personas, f1_s3_27
Bono Joaquín Gallegos Lara (jgl)	¿Recibe el Bono Joaquín Gallegos Lara (0) No (1) Si	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pps10 Ensanut_2018: f1_personas, f1_s3_29
Bono de la vivienda	¿Recibe el Bono de la vivienda? (0) No (1) Si	Dicotómica	Ensanut_2012: f1_personas, pps12
Cód Persona, Madre			Ensanut_2012: f1_personas, pd08b Ensanut_2018: f5_des_inf, id_mef
Identificador Madre (idmadre)			Ensanut_2012: f1_personas, idpers Ensanut_2018: f5_des_inf, id_per

Identificador de
Hogar

Ensanut_2012:
f1_personas, idho

Ensanut_2018:
f1_personas, idhogar

Nota. Elaboración propia de la autora con base en el cuestionario de la ENSANUT (2012) y el diccionario de variables de la ENSANUT (2018).

Anexo B

Códigos de las provincias del Ecuador

Código de Provincia	Nombre de Provincia
1	Azuay
2	Bolívar
3	Cañar
4	Carchi
5	Chimborazo
6	Cotopaxi
7	El Oro
8	Esmeraldas
9	Galápagos
10	Guayas
11	Imbabura
12	Loja
13	Los Ríos
14	Manabí
15	Morona Santiago
16	Napo
17	Orellana
18	Pastaza
19	Pichincha
20	Santa Elena
21	Santo Domingo de los Tsáchilas
22	Sucumbíos
23	Tungurahua
24	Zamora Chinchipe

Nota. Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC, s.f)

Anexo C

Especificaciones econométricas para realizar el Propensity Score Matching

$$\text{Pscore (1): Asiste} = \beta_0 + \beta_1 \text{lingb} + \beta_k X_k + \beta_{22} \text{pobre por ingreso} + \beta_{23} \text{pobre extremo por ingreso} + \beta_{24} \text{no pobre por ingreso}$$

$$\text{Pscore (2): Asiste} = \beta_0 + \beta_1 \text{lingb} + \beta_k X_k \quad \text{if pobre o pobre extremo por ingreso} = 1$$

$$\text{Pscore (3): Asiste} = \beta_0 + \beta_1 \text{lingb} + \beta_k X_k + \beta_{22} \text{pobre extremo por ingreso} \quad \text{if}$$

$$pobre \text{ o } pobre \text{ extremo por ingreso} = 1$$

$$Pscore (4): Asiste = \beta_0 + \beta_1 lingb + \beta_k X_k + \beta_{22} pobre \text{ por NBI} + \beta_{23} pobre \text{ extremo por NBI}$$

$$Pscore (5): Asiste = \beta_0 + \beta_1 lingb + \beta_k X_k \text{ if } pobre \text{ o } pobre \text{ extremo por NBI} = 1$$

$$Pscore (6): Asiste = \beta_0 + \beta_1 lingb + \beta_k X_k + \beta_{22} pobre \text{ extremo por NBI} \text{ if } pobre \text{ o } pobre \text{ extremo por NBI} = 1$$

$$Pscore (7): Asiste = \beta_0 + \beta_1 lingb + \beta_k X_k$$

Donde X_k : niña, sola, centro de alfabetización, primaria, secundaria, postsecundaria, superior, cuarto nivel, trabaja fuera del hogar, afroecuatoriana, mestiza, otra etnia, edad, edad al cuadrado, jefa de hogar, tamaño del hogar, Sierra, Amazonía, Galápagos, área urbana.

Anexo D

Test de balance y número de bloques óptimo para especificación (2) del año 2012

El número final de bloques es 4
Test de balanceo satisfecho.

Bloque Inferior de pscore	Asiste o no al CIBV		Total
	No	Si	
0.0253555	181	15	196
0.1	199	53	252
0.2	100	37	137
0.4	5	2	7
Total	485	107	592

Anexo E

Test de balance y número de bloques óptimo para especificación (1) del año 2018

La variable nivins2 no está equilibrada en el bloque 2.

No se cumple la propiedad de equilibrio.

Pruebe con una especificación diferente de la puntuación de propensión.

Test de balanceo satisfecho

Bloque Inferior de pscore	Asiste o no al CIBV		Total
	No	Si	
0.0	1019	114	1133
0.1	1710	332	2042
0.2	773	237	1010
0.4	53	23	76
Total	3555	706	4261

Probando la propiedad de balance para la variable nivins2= centro de alfabetización en el bloque 2

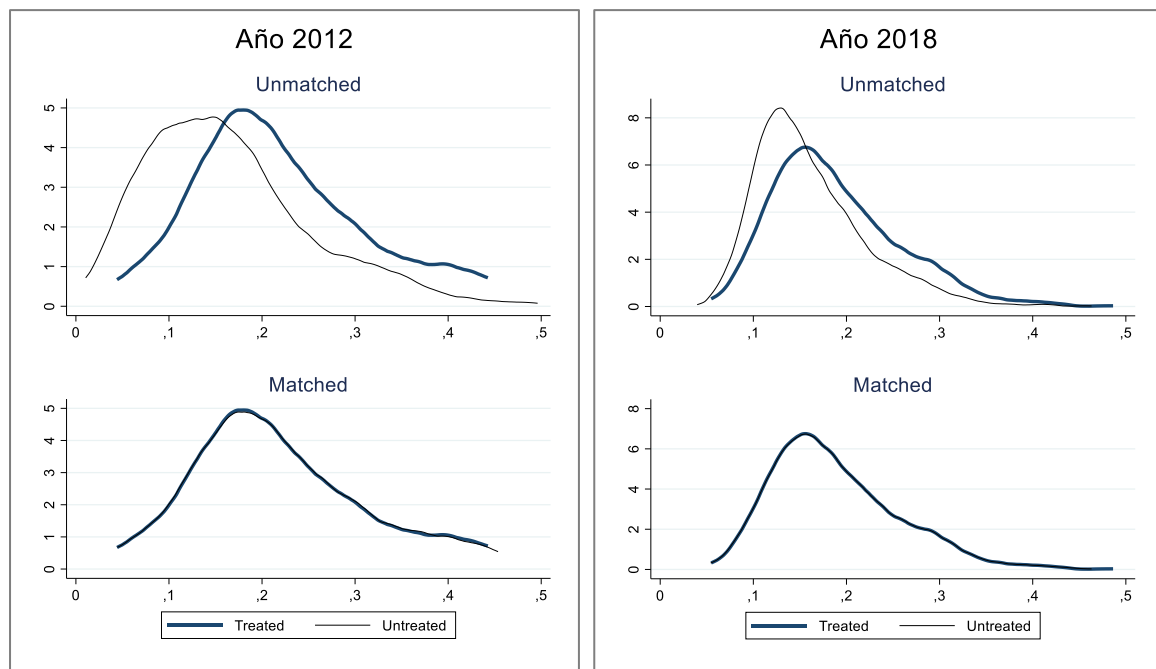
Prueba t de dos muestras con varianzas iguales

Grupo	Obs.	Media	Err. Est.	Dev. Est.	[Intervalo Conf. 95%]	
no	1,710	0	0	0	0	0
si	332	0.0090361	0.0052012	0.094771	-0.0011955	0.0192678
combinado	2,042	0.0014691	0.0008478	0.0383107	-0.0001935	0.0031318
diff		-0.0090361	0.0022895		-0.0135261	-0.0045462
Diff = media(no)-media(si)					t =	-3.9468
Ho: diff = 0					grados de libertad =	2,040
Ha: diff < 0		Ha: diff! = 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0001		Pr(T > t) = 1		

La variable nivins2 no está balanceada en el bloque 2

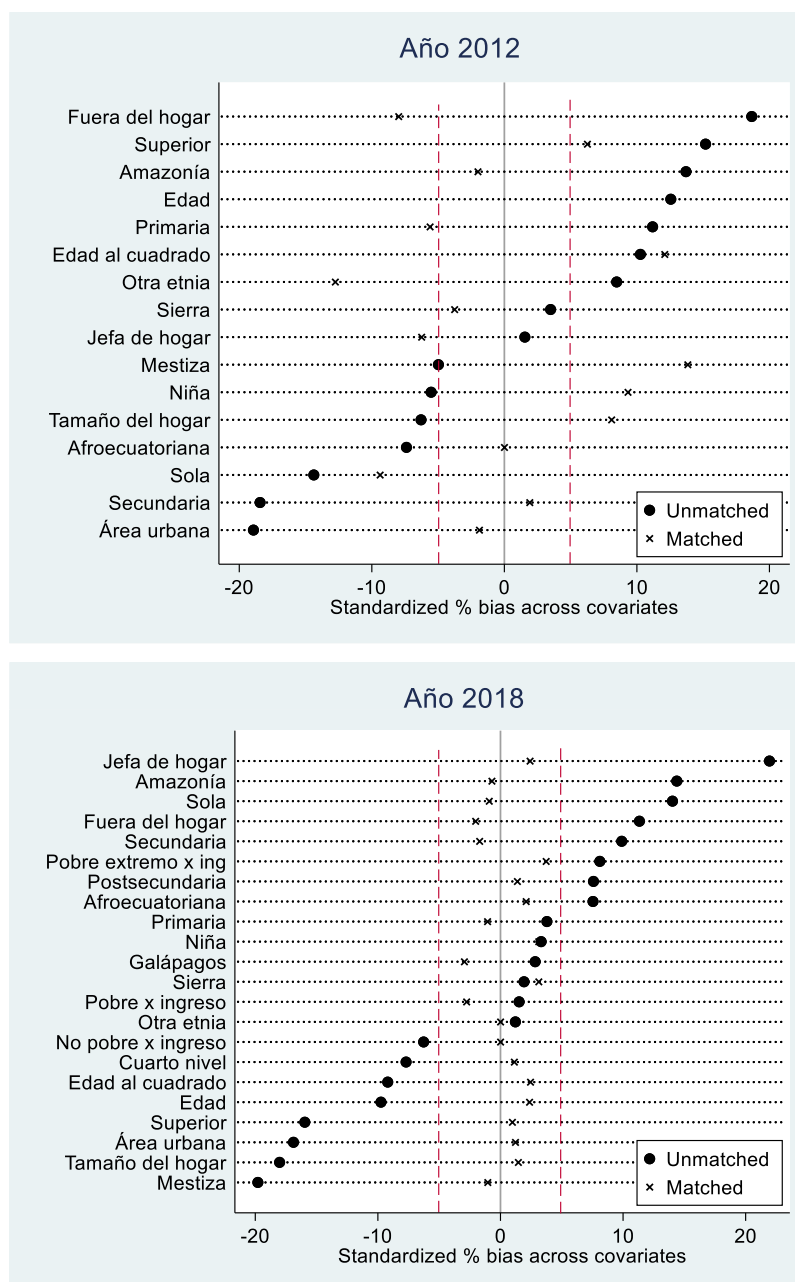
Anexo F

Distribuciones de densidad de Kernel de las PS antes y después del emparejamiento. Año 2012 y 2018



Anexo G

Sesgo porcentual estandarizado de las variables de control. Año 2012 – 2018



Anexo H

Prueba de balance general

Año	Muestra	Pseudo R ²	LR chi2	p>chi2	Media del sesgo	Sesgo
2012	No emparejada	0.054	30.66	0.015	10.7	60.5*
	Emparejada	0.024	7.25	0.968	7.1	36.7*
2018	No emparejada	0.029	112.71	0.000	9.7	44.1*
	Emparejada	0.002	4.88	1.000	1.8	11.7

Anexo I

Especificaciones econométricas adicionales para analizar robustez de resultados.

$$(8): Lingb = \beta_0 + \beta_1 asiste$$

$$(9): Lingb = \beta_0 + \beta_1 asiste \text{ if } comsup = 1$$

$$ipw (10): lingb = \beta_0 + \beta_1 asiste + \beta_k X_k \text{ ponderada por probabilidad inversa}$$