

REVISTA ECONOMÍA



Efectos del Bono Joaquín Gallegos Lara en el ingreso de las cuidadoras en Ecuador (2022-2024)

Josué Puma | Universidad de las Fuerzas Armadas (Ecuador)

Carolina Peña | Fundación Investoria (Ecuador)

RESUMEN: Esta investigación evalúa la relación entre el Bono Joaquín Gallegos Lara (BJGL) y los ingresos laborales de las personas cuidadoras en Ecuador. Se combinan microdatos de la ENEMDU 2022-2024 con metodología de emparejamiento por puntaje de propensión y modelos lineales para comparar a cuidadoras receptoras del bono con personas similares que no lo perciben. Los resultados muestran una asociación entre el BJGL y niveles de ingreso laboral entre 30% y 37% menores, incluso al controlar por privaciones multidimensionales. Se examinan las tensiones entre protección social, organización del cuidado y autonomía económica de personas cuidadoras.

PALABRAS CLAVE: Bono Joaquín Gallegos Lara, provisión y efectos de los programas de bienestar, economía del cuidado, política pública, economía de género.

FECHA DE RECEPCIÓN 6/12/2025 FECHA DE REVISIÓN 7/03/2026 FECHA DE APROBACIÓN 12/03/2026

Effects of the Joaquín Gallegos Lara cash transfer on caregivers' income in Ecuador (2022-2024)

ABSTRACT: This study evaluates the relationship between the Joaquín Gallegos Lara Benefit (BJGL) and caregivers' labor income in Ecuador. Using ENEMDU 2022–2024 microdata, it combines propensity score matching and linear models to compare benefit recipients with similar caregivers who do not receive it. The results show an association between BJGL receipt and labor income levels that are 30% to 37% lower, even after controlling for multidimensional deprivation. The paper also explores the tensions between social protection, the social organization of care, and the economic autonomy of caregivers.

KEYWORDS: Joaquín Gallegos Lara Cash Transfer, provision and effects of welfare programs, care economy, public policy, gender economics.

JEL CODES I38, J14, J16, J18, C52

INTRODUCCIÓN

En América Latina, las transferencias monetarias dirigidas a hogares con alta dependencia ocupan un lugar central en la protección social. Buscan reducir la pobreza, ampliar el acceso a servicios básicos y reconocer parcialmente los costos del cuidado, pero lo hacen sobre la suposición de una «oferta ilimitada» de trabajo de cuidado no remunerado de las mujeres, señalada por la economía feminista (Elson, 2000; Folbre, 2001). La literatura referente a la economía del cuidado evidencia que los diseños institucionales que asumen a la familia como principal proveedora de cuidados, perpetúan la división sexual del trabajo, distribuyen de forma desigual los costos del cuidado e invisibilizan los efectos que esta carga tiene sobre la autonomía económica de las mujeres (Esquivel, 2011; Rodríguez Enríquez, 2012).

En cuanto a la discapacidad y la dependencia severa, esta tensión se vuelve más grave. Las mujeres que asumen el cuidado de personas con discapacidad se suelen encontrar en regímenes de cuidado intensivos, sin apoyos estatales suficientes, con escaso acceso a servicios especializados y con trayectorias laborales interrumpidas o suspendidas en su totalidad. En la región, la evidencia muestra que, incluso cuando existen transferencias económicas destinadas a compensar los costos del cuidado, los programas no alteran de manera sustantiva la organización social del cuidado; no obstante, esta relación varía en función del contexto institucional y de las características de diseño e implementación de cada programa. Se documenta la reproducción de la expectativa de que sean las mujeres quienes ajusten sus posibilidades laborales, formativas y personales para garantizar la provisión del cuidado cotidiano (Blofield y Martínez Franzoni, 2015; Chant, 2008; Molyneux, 2006).

El Bono Joaquín Gallegos Lara (BJGL) reconoce el trabajo de las cuidadoras primarias en Ecuador, a través de una transferencia monetaria mensual. Aunque el programa supuso un avance en el reconocimiento público del trabajo de cuidado, su arquitectura institucional se puede interpretar como cercana a un enfoque familiarista, dado que la atención continúa organizándose principalmente en el espacio doméstico. En ausencia de mecanismos explícitos de corresponsabilidad social y de género, este tipo de diseño tiende a sostener arreglos de cuidado en los que las mujeres asumen una carga predominante (Marcillo *et al.*, 2021). Distintas investigaciones señalan altos niveles de sobrecarga físico-emocional, deterioro de la salud mental, dependencia económica y una reducción de oportunidades laborales para las cuidadoras, ya que el bono no se articula con servicios de apoyo, formación, ni mecanismos de corresponsabilidad (Duffey Castillo, 2019; Ramírez Calixto y Luna Álvarez, 2018).

Estudios cuasiexperimentales en la región han mostrado que las transferencias que reconocen cuidados intensivos pueden generar efectos indeseados sobre la oferta laboral femenina. Investigaciones sobre programas de México, Brasil, Argentina y Colombia han evidenciado reducciones en la participación laboral, en las horas de trabajo o en la flexibilidad para incorporarse al empleo, principalmente entre mujeres con más responsabilidades de cuidado. En ausencia de servicios públicos de cuidados o licencias parentales, las transferencias consolidan el cuidado dentro del hogar y refuerzan los roles tradicionales asignados a las mujeres (Costa-Font *et al.*, 2022; Costa-Font y Vilaplana-Prieto, 2023; Garganta *et al.*, 2017; Marcillo *et al.*, 2021).

El presente artículo examina los efectos de las transferencias monetarias dirigidas a personas con discapacidad sobre los ingresos laborales de las mujeres cuidadoras. Se parte de un marco conceptual de la economía feminista y de la economía del cuidado, para analizar los mecanismos mediante los cuales estos programas pueden generar alivio económico inmediato, pero también limitar la autonomía de las mujeres, reproducir roles de género respecto a su rol como cuidadoras únicas y perpetuar la injusta y desigual organización social del cuidado. El objetivo es aportar con una lectura crítica para comprender los avances y las debilidades estructurales de estas políticas y delinear condiciones necesarias para un diseño de protección social compatible con los derechos económicos de las mujeres cuidadoras.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La economía feminista sobre el trabajo de cuidados y protección social converge en una idea central sobre los sistemas de bienestar, los cuales se basan en una división sexual del trabajo que asigna a las mujeres la responsabilidad principal de la reproducción cotidiana de la vida, mientras los hombres se sitúan preferentemente en el empleo remunerado y la esfera pública (Folbre, 2001; Rodríguez Enríquez, 2012).

Razavi (2007) propone el concepto de «diamante de cuidado» para referirse a la articulación entre cuatro actores clave que son la familia, el Estado, el mercado y las comunidades. En América Latina, la distribución del trabajo doméstico y de cuidados adopta la forma de un régimen familiarista, con poca oferta de servicios estatales, un mercado de cuidados de alto costo y una alta dependencia del trabajo no remunerado de las mujeres en los hogares (Esquivel, 2011; Razavi, 2007).

La economía feminista ha mostrado que el trabajo doméstico y de cuidados que implica la crianza, acompañamiento, alimentación, limpieza, apoyo emocional, y otros, constituye una condición necesaria para el funcionamiento del sistema económico, aunque permanece excluido de las cuentas nacionales y de la mayoría de indicadores de productividad (Elson, 2005; Razavi, 2007). El trabajo no remunerado repone la fuerza de trabajo y disminuye los costos de reproducir socialmente el capitalismo, es decir, funciona como un subsidio oculto del sistema económico (Federici, 2018; Folbre, 2001).

Generalmente se subestiman los costos sociales del cuidado y de las desigualdades de género evidentes en los ingresos, la protección social y los activos a lo largo del ciclo de vida. Por ello, el «costo de oportunidad del cuidado» funciona para visibilizar cómo el tiempo que se dedica a tareas reproductivas compite con el empleo, la formación o la participación social, usualmente en detrimento de las trayectorias económicas de las mujeres (Folbre, 2001; Rodríguez Enríquez, 2012).

La literatura feminista ha problematizado la forma cómo ciertos programas que tienen como objetivo mejorar las condiciones de vida de la población no incorporan la variable género. Molyneux (2006) plantea que las transferencias producen una «feminización de la obligación», donde los objetivos sobre nutrición, escolaridad o salud infantil se instrumentan mediante transferencias pagadas a las madres, bajo el supuesto de que ellas garantizan el uso adecuado de los recursos familiares y disponen del tiempo necesario para cumplir con las condicionalidades. De igual manera, Chant (2008) amplía este argumento al mostrar cómo esa feminización de la

responsabilidad implica una ampliación de las obligaciones asignadas a las mujeres en la gestión de la pobreza, sin una redistribución equivalente de recursos, poder o tiempo dentro de los hogares.

El caso de PROGRESA, como programa pionero y referente regional sobre transferencias monetarias condicionadas, resulta relevante para analizar las exigencias no remuneradas que estos esquemas trasladan a los hogares. Evaluaciones coordinadas por el Instituto Internacional de Investigación sobre Políticas Alimentarias (IFPRI) dan cuenta de la carga de trámites, visitas a servicios de salud, reuniones obligatorias y controles que las beneficiarias deben realizar para mantener el beneficio, y cómo estas exigencias generan tensiones en su organización cotidiana (Adato, 2000). Aunque las transferencias contribuyen a mejorar el consumo y algunos indicadores de bienestar infantil, sus parámetros consideran la disponibilidad de tiempo de las mujeres, que se da por sentada y no se remunera de manera explícita.

A partir de estas contribuciones teóricas, una parte importante de la literatura se ha concentrado en medir empíricamente los efectos de las transferencias sobre el empleo y el uso del tiempo femenino. En Brasil, De Brauw *et al.* (2015) analizan Bolsa Família y encuentran cambios en la oferta laboral intrahogar, con reducciones de horas trabajadas entre algunas mujeres y reacomodos entre trabajo remunerado y no remunerado. Sus resultados sugieren que el ingreso no laboral interactúa con la carga de cuidado para redefinir las decisiones laborales femeninas, especialmente en contextos de fuerte segmentación y precariedad laboral.

En Argentina, los estudios sobre la Asignación Universal por Hijo (AUH) muestran efectos más claros. Garganta *et al.* (2017) estimaron mediante estrategias de diferencias en diferencias, una caída significativa de la participación laboral femenina entre las potenciales beneficiarias de la AUH, con impactos más marcados entre mujeres con menor nivel educativo y mayor número de hijas(os). Los resultados se explican en parte por la combinación de ingresos previsibles, ausencia de servicios de cuidado accesibles y normas de género rígidas.

En el caso ecuatoriano, Guerrero Jara (2009) analizó el BDH y el Crédito de Desarrollo Humano y demostró que la recepción de estas transferencias se asocia con una reducción en las horas de trabajo productivo de las mujeres y un aumento del tiempo dedicado al trabajo reproductivo. El estudio destaca que, en un contexto donde la división sexual del trabajo asigna a las mujeres la responsabilidad central del cuidado, las transferencias tienden a reforzar la especialización femenina en el ámbito doméstico y la dependencia de ingresos estatales de montos bajos.

En Colombia, Marcillo *et al.* (2021) utilizaron datos de uso del tiempo para analizar los efectos del programa Familias en Acción sobre la asignación de trabajo no remunerado en los hogares. El estudio encontró que las transferencias asociadas a salud no genera cambios en el uso del tiempo de las personas adultas, mientras que la transferencia de educación en hogares con niños pequeños reduce el tiempo que las mujeres dedican al cuidado directo, pero en hogares con adolescentes se incrementan las horas destinadas a otras actividades domésticas no remuneradas.

La evidencia refuerza la crítica teórica de la economía feminista y del cuidado, que cuando las políticas de transferencias incorporan a las mujeres principalmente como «madres responsables» y no como sujetos de derechos con necesidades propias de tiempo y autonomía económica, la política social tiende a reproducir el orden de género preexistente. Aunque las evaluaciones no muestran efectos necesariamente

grandes en empleo en todos los casos, sí existe una regularidad importante sobre la carga de cuidado que se mantiene o se intensifica para las mujeres, mientras las responsabilidades masculinas permanecen relativamente inalteradas.

Además, la literatura sobre discapacidad y dependencia introduce una dimensión adicional, que resulta crucial para este trabajo. En hogares con personas con discapacidad o con dependencia severa, la demanda de cuidado es más intensa, continua, se extiende a lo largo de todo el ciclo de vida y requiere tareas físicamente exigentes, coordinación con servicios de salud y disponibilidad permanente. La evidencia regional señala que la presencia de discapacidad en el hogar se asocia con mayores niveles de pobreza, por el aumento de gastos directos y por la retirada del mercado laboral de un familiar cuidador, que generalmente es una mujer adulta en edad productiva (Ullmann *et al.*, 2020). En este contexto, las transferencias asociadas a discapacidad como las pensiones no contributivas, bonos de cuidado o asignaciones a hogares con personas dependientes, se justifican como instrumentos para compensar costos adicionales y, en algunos casos, reconocer la labor de cuidado que realizan las familias.

Sin embargo, cuando estos programas se diseñan sin una oferta articulada de servicios, tienden a anclar el cuidado dentro del hogar y a consolidar la figura de la «mujer cuidadora» como solución estructural al problema de la dependencia. En Brasil, los análisis del Benefício de Prestação Continuada muestran que, aunque el programa reduce la pobreza de las personas con discapacidad, su estructura de elegibilidad puede desincentivar la inserción laboral formal de algún miembro del hogar, con frecuencia una cuidadora, debido al riesgo de pérdida del beneficio (Kidd *et al.*, 2020).

En Chile, evaluaciones exploratorias de subsidios a cuidadores y de licencias para cuidado señalan que los estipendios alivian necesidades básicas, pero no modifican la carga de cuidado ni promueven una redistribución de responsabilidades (Holz, 2025; Villalobos Dintrans, 2019). En el caso uruguayo, las licencias y reducciones de jornada para cuidado son utilizadas en su mayoría por mujeres, que ello termina por reforzar los patrones de dependencia económica y desigualdad contributiva (Goyeneche *et al.*, 2025).

En Ecuador, el BJGL se ha presentado como un reconocimiento a la labor de las cuidadoras primarias de personas con discapacidad severa, personas adultas mayores y personas con enfermedades catastróficas. No obstante, la literatura cualitativa y epidemiológica subraya que el programa se articula sobre un modelo principalmente familiarista donde se incentiva que el cuidado permanezca en el hogar, se concentra en mujeres y no se acompaña de servicios suficientes que permitan aliviar o redistribuir la carga (Duffey Castillo, 2019; Ramírez y Luna Álvarez, 2018).

Los testimonios de cuidadoras reportados por Duffey Castillo (2019) y por Ramírez y Luna Álvarez (2018) describen jornadas extensas, dificultades para compatibilizar el cuidado con el empleo, aislamiento social y una fuerte dependencia económica del bono en ausencia de otras fuentes de ingreso. Estudios regionales sobre transferencias monetarias no contributivas para hogares con niñas, niños y adolescentes con discapacidad, muestran que estos programas suelen diseñarse más como sustitutos que como complementos de los servicios de apoyo, lo que termina por transformar el tiempo y la disponibilidad de las mujeres en el principal «recurso ajustable» del sistema de cuidados (Ullmann *et al.*, 2020).

La literatura comparada sobre cuidados de larga duración en España que analizaron Costa-Font *et al.* (2022), indican que el subsidio incrementa la probabilidad de que

las familias mantengan arreglos basados en cuidado informal y aumenta la intensidad del cuidado provisto por familiares, sin reducir la carga total asumida en los hogares. En un estudio actualizado, Costa-Font y Vilaplana-Prieto (2023) compararon los efectos de subsidios monetarios y servicios de apoyo domiciliario sobre la salud mental de quienes cuidan a personas dependientes. Los resultados indican que los servicios de respiro reducen la probabilidad de síntomas depresivos entre cuidadores con más de cincuenta horas semanales de cuidado, mientras que los subsidios muestran efectos positivos acotados y concentrados en quienes enfrentan cargas moderadas. Otros trabajos comparativos señalan que los países que reconocen el cuidado a través de derechos laborales específicos, como licencias pagadas para atender a familiares mayores o enfermos, generan mejores condiciones para que las personas cuidadoras mantengan su empleo y su bienestar económico (Heymann *et al.*, 2023, 2024).

DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA

El BJGL fue creado en 2010 mediante el Decreto Ejecutivo 422, en el marco de la Misión Solidaria Manuela Espejo y es el principal mecanismo de apoyo estatal a hogares con personas con discapacidad severa, enfermedades catastróficas o raras, o niñas, niños y adolescentes con VIH/SIDA. Este programa combina un criterio de focalización categórico con la verificación socioeconómica del Registro Social para priorizar hogares en situación de pobreza o vulnerabilidad.

Según la documentación oficial del programa, la selección de beneficiarios combina criterios médicos, socioeconómicos y procesos de verificación en territorio. En primer lugar, la elegibilidad requiere la certificación de una condición de discapacidad severa o de una enfermedad catastrófica por parte de las autoridades competentes. Se utiliza información del Registro Social para caracterizar la situación socioeconómica del hogar y, posteriormente, equipos técnicos realizan visitas domiciliarias o procesos de validación administrativa para verificaciones correspondientes.

A octubre de 2025, la población habilitada para recibir la transferencia fue de 48.524 usuarios, lo que representa un incremento absoluto de 4.249 personas (9,60%) respecto a octubre de 2024 y un crecimiento acumulado de 5,9% desde enero del mismo año. La distribución por sexo muestra que 22.290 beneficiarios (45,94%) son mujeres y 26.234 (54,06%) son hombres. La variación anual refleja un aumento de 1825 mujeres (8,92%) y 2424 hombres (10,18%) (Ministerio de Desarrollo Humano, 2025a).

Del total de usuarios con información de Registro Social a 2018, el 16,02% se encuentra en extrema pobreza, el 53,68% en pobreza y el 30,29% en no pobreza. Los hogares en extrema pobreza presentan un tamaño promedio de 3,03 miembros y una escolaridad promedio de 2,14 años, mientras que los hogares pobres registran un tamaño promedio de 5,88 miembros y 2,80 años de escolaridad (Ministerio de Desarrollo Humano, 2025b).

El programa se articula con la oferta de servicios estatales para personas con discapacidad, que comprende tres modalidades. La cobertura total de estos servicios osciló entre 33.492 y 35.921 usuarios entre enero 2025 y octubre del mismo año. La modalidad de atención en el hogar y la comunidad concentra más del 94% de los usuarios, con 34.118 personas atendidas en octubre. En cambio, los centros de

referencia cubrieron solo a 460 personas y los centros diurnos a 1343 (Ministerio de Desarrollo Humano, 2025c).

A octubre 2025, el presupuesto anual destinado a los servicios de discapacidad asciende a USD 24,7 millones, con un devengado de USD 17,8 millones (Ministerio de Desarrollo Humano, 2025c). La brecha entre asignación y ejecución demuestra limitaciones estructurales para ampliar la oferta de cuidados formales, lo cual consolida la dependencia del BJGL como principal instrumento de apoyo.

METODOLOGÍA

DATOS Y VARIABLES

En el análisis empírico se utiliza la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) anual para el período 2022-2024. La ENEMDU, levantada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), se basa en un diseño muestral probabilístico representativo de la población (INEC, 2024). Se construyó un pseudopanel persona-hogar para 2022-2024, integrando las bases de personas y hogares mediante un identificador común.

El análisis se restringe a personas desde los 15 años, es decir, población en edad de trabajar. La unidad analítica del estudio son las personas cuidadoras identificadas en la ENEMDU como receptoras del bono. Esta decisión responde a la forma en que la encuesta observa el tratamiento, que permite identificar a la persona que percibe la transferencia por realizar tareas de cuidado. A lo largo del artículo se utiliza con frecuencia el término «cuidadoras» en femenino, debido a que tanto la literatura especializada como la evidencia empírica disponible muestran una marcada feminización del trabajo de cuidado. Con la información utilizada en esta investigación se identifica que alrededor del 76% de las personas cuidadoras que reciben el BJGL son mujeres, lo que justifica esta elección de lenguaje como una decisión analítica orientada a visibilizar la distribución desigual del cuidado. Las estimaciones principales utilizan la muestra emparejada 1:2 con reemplazo ($n = 2387$). Los modelos anuales se estiman sobre 779 observaciones en 2022, 758 en 2023 y 850 en 2024.

Variables de resultado

Se utiliza el ingreso laboral como variable de resultado ya que nos acerca a los efectos del BJGL sobre la autonomía económica de las personas cuidadoras (Wakabayashi y Donato, 2005). Al trabajar con ingreso laboral y no con ingresos per cápita del hogar, se pone el foco del análisis en la posición económica de la cuidadora dentro del hogar y se evita mezclar el efecto del bono con otras fuentes de recursos.

Variable de tratamiento

La variable de tratamiento se construye a partir de la pregunta p77 recodificada como *trat*, que identifica personas que reciben el bono por el cuidado a una persona con discapacidad en el hogar. Con base en ella se define el indicador binario:

$$trat_i = \begin{cases} 1 & \text{si la persona } i \text{ declara recibir el bono (p77 = 1),} \\ 0 & \text{en caso contrario.} \end{cases} \quad (1)$$

El grupo tratado se conforma por personas cuidadoras que reciben el bono y el grupo de control por personas comparables que no lo reciben.

Como se explicó anteriormente, el mecanismo de selección del programa BJGL presenta desafíos importantes para su replicación en un modelo econométrico estimado con encuestas de hogares como la ENEMDU, ya que varios de los criterios utilizados en la selección administrativa no son observables de manera directa en la base de datos. Entre ellos se encuentran la intensidad y las características de la dependencia funcional de la persona cuidada, los resultados de las evaluaciones médicas empleadas en el proceso de certificación, la información recabada en las visitas domiciliarias y ciertos criterios operativos de validación aplicados por la administración del programa. En consecuencia, la estrategia empírica aproxima la probabilidad de recepción del bono mediante variables observables disponibles en la encuesta, pero no reproduce de forma exacta el proceso administrativo de selección. En este marco, el estudio se centra en las personas cuidadoras identificadas en la encuesta como receptoras del bono y no en las personas cuidadas ni en el conjunto del hogar beneficiario, dado que el interés analítico se ubica en la situación económica y laboral de quienes asumen directamente las tareas de cuidado.

Covariantes del puntaje de propensión

El puntaje de propensión se estima mediante un modelo logit de la probabilidad de recibir el bono condicionada a un conjunto de covariantes de pretratamiento:

$$\begin{aligned} \text{logit}[P(D = 1 | X)] \\ = \alpha_0 + \alpha_1 \text{mujer} + \alpha_2 \text{edad}^2 + \alpha_3 \text{convive_pareja} + \alpha_4 \text{escol} + \alpha_5 \text{tam_cat} \\ + \alpha_6 n_ninos + \alpha_7 n_mayores + \alpha_8 \text{seguro_bin} + \alpha_9 \text{dummies de año.} \end{aligned} \quad (2)$$

Las covariantes incluidas se eligieron combinando criterios teóricos y evidencia empírica sobre los determinantes del acceso a programas sociales y del ingreso laboral en hogares cuidadores:

- *mujer y edad*² capturan el perfil demográfico de la potencial cuidadora, asociado tanto a la división sexual del trabajo de cuidados como a las oportunidades laborales, dado que las mujeres de mediana edad concentran la mayor carga de cuidado y enfrentan mayores penalizaciones laborales (Espinola *et al.*, 2023; Jacob *et al.*, 2021; Schmitz y Westphal, 2017; Stanfors *et al.*, 2019). En la estimación, la edad se incorporó mediante una parametrización no lineal, retenida por su mejor desempeño en términos de balance posemparejamiento (Ali *et al.*, 2019; Austin, 2011; Belitser *et al.*, 2011; Stuart, 2010).
- *convive_pareja* es una variable dicotómica que resume el estado conyugal efectivo (casada/en unión libre vs. otras situaciones), ya que puede influir en la

disponibilidad de tiempo para trabajar y en la distribución de tareas de cuidado dentro del hogar (Casado-Marín *et al.*, 2011; Murillo *et al.*, 2025).

- *escol* recoge los años de escolaridad acumulados, variable estudiada por su correlación con las probabilidades de empleo formal e informal, el nivel de ingresos y el conocimiento/uso de la oferta de protección social (Bauchet *et al.*, 2018; Heger y Korfhage, 2020).
- *tam_cat* (*tamaño del hogar*), *n_ninos* y *n_mayores* describen la composición del hogar y la carga potencial de personas dependientes y la capacidad de cuidado (Casado-Marín *et al.*, 2011; Lee, 2024).
- *seguro_bin* indica si la persona declara afiliación a algún sistema de seguridad social. Esto influye en su inserción previa a mercados laborales formales, su nivel de vulnerabilidad y sus canales de información institucional (Auerbach *et al.*, 2005; Murillo *et al.*, 2025).
- *anio_f* introduce efectos fijos de año de la encuesta y captura cambios macroeconómicos, normativos o administrativos que podrían afectar simultáneamente la probabilidad de recibir el bono y el nivel de ingreso laboral, como suele hacerse en evaluaciones de programas de protección social (Lee, 2024).

Todas estas variables describen características demográficas y de composición del hogar, así como condiciones laborales y de aseguramiento observadas, pero que se consideran causadas por procesos de mediano plazo, no directamente por la recepción reciente del bono (Imbens y Wooldridge, 2009).

Control de robustez-Índice de privaciones del hogar

En consonancia con la metodología de conteo propuesta por Alkire y Foster (2011) y replicando sin modificaciones la ficha metodológica del INEC (2019), se construye para cada hogar i un índice de privaciones c_i a partir de indicadores dicotómicos que capturan carencias en cuatro dimensiones que consideran: educación, trabajo y seguridad social, salud/agua/alimentación y hábitat/vivienda/ambiente. Cada dimensión es ponderada de modo que c_i resume la intensidad de privaciones del hogar más allá de la sola dimensión monetaria.

Debido a que la literatura de evaluación causal recomienda priorizar covariables de línea de base o pretratamiento, se distingue conceptualmente entre dos usos del índice. Por un lado, sus componentes más estructurales y relativamente inerciales en el corto plazo: como educación del hogar, características de la vivienda, acceso a servicios básicos y condiciones habitacionales, que pueden interpretarse como condiciones preexistentes del hogar y, por tanto, como un control válido de desventaja estructural pretratamiento. Por otro lado, la versión completa del índice, al incorporar dimensiones ligadas a trabajo y seguridad social, podría incluir componentes potencialmente afectados por el tratamiento o cercanos al resultado laboral de interés. Por esta razón y según las recomendaciones metodológicas disponibles en la literatura (Alkire *et al.*, 2015; Puente De La Vega *et al.*, 2024), en lugar de interpretarlo estrictamente como covariable pretratamiento en todas sus dimensiones, se utilizó su versión estandarizada como control contextual de robustez.

Al incorporar este índice continuo se capturan diferencias en restricciones estructurales entre hogares con y sin bono, aumentando la robustez de las estimaciones

de efectos y reduciendo la probabilidad de sesgos por variables omitidas asociadas a condiciones de vida (Alkire *et al.*, 2015; Puente De La Vega *et al.*, 2024).

ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN Y EMPAREJAMIENTO POR PUNTAJE DE PROPENSIÓN (PSM)

La participación en el BJGL genera un problema de selección que impide interpretar una comparación simple de promedios como efecto causal (Forttes Valdivia, 2020). Para atenuar este sesgo se recurre a una estrategia cuasiexperimental basada en el emparejamiento por puntaje de propensión (propensity score matching, PSM) (Austin, 2011; Caliendo y Kopeinig, 2008; Rosenbaum y Rubin, 1983).

En el marco de resultados potenciales, sea Y_1 el ingreso laboral que una persona tendría si su hogar recibe el bono y Y_0 el ingreso en ausencia del bono; el tratamiento se representa por $D \in \{0,1\}$. El parámetro de interés es el efecto promedio del tratamiento sobre las tratadas (ATT), $E[Y_1 - Y_0 | D = 1]$, que se identifica bajo el supuesto de ignorabilidad condicional y soporte común:

$$(Y_0, Y_1) \perp D | X, 0 < P(D = 1 | X) < 1, \quad (3)$$

donde X es el vector de covariables observadas. Bajo estas condiciones, el ATT puede estimarse comparando tratadas y controles con valores similares del puntaje de propensión $p(X) = P(D = 1 | X)$.

El puntaje se estima mediante un modelo logit que incluye covariables de pre-tratamiento mencionadas anteriormente.

Una vez estimado el puntaje de propensión, se implementa un esquema de *nearest neighbor matching* 1:2 con reemplazo utilizando el paquete MatchIt en R, de modo que cada persona tratada se empareja con el o los controles más cercanos en términos de $(H_o \text{ et } p(X))$ (Rosenbaum y Rubin, 1983). Para evitar comparaciones entre contextos temporales heterogéneos, el algoritmo impone además coincidencia exacta por año de encuesta (2022, 2023 o 2024), esto bajo las indicaciones del manejo de covariables clave (Leite, 2017; Stuart, 2010). El modelo logit incorpora los factores de expansión (fexp) como pesos muestrales, siguiendo la recomendación de conservar la estructura de diseño en encuestas complejas (DuGoff *et al.*, 2014; Lenis *et al.*, 2019; Ridgeway *et al.*, 2015).

MODELO DE EVALUACIÓN

En la muestra emparejada, el efecto del bono se estima a través del efecto medio del tratamiento sobre las observaciones tratadas (ATT) (Stuart, 2010). En términos funcionales, el modelo base se expresa como:

$$\log(Y_i) = \alpha + \tau D_i + \varepsilon_i, \quad (4)$$

donde Y_i es el ingreso laboral individual, D_i indica si la persona pertenece a un hogar que recibe el bono y τ mide el efecto promedio del programa sobre el log ingreso (Manning & Mullahy, 2001). A partir de $\hat{\tau}$, el efecto se interpreta como un cambio porcentual en el ingreso laboral mediante la transformación $100 \times (\exp(\hat{\tau}) - 1)$,

coherente con el uso de modelos log-lineales en presencia de distribuciones sesgadas (Gertler *et al.*, 2017).

En la práctica se estiman modelos en niveles ($Y_i = \alpha + \tau D_i + \varepsilon_i$) y en logaritmos, trabajando siempre con una versión depurada del ingreso y excluyendo observaciones faltantes o implausibles. Todas las estimaciones incorporan los pesos generados por `match.data()`, que combinan el factor muestral original (`fexp`) con los factores derivados del emparejamiento con reemplazo, de modo que el ATT refleje tanto el diseño de la ENEMDU como la reponderación introducida por el PSM (DuGoff *et al.*, 2014).

Además del modelo base, se estiman varias especificaciones de robustez. En primer lugar, se incorpora el índice de privaciones del hogar (CI) como covariable continua:

$$\log(Y_i) = \alpha + \tau D_i + \beta CI_i + \varepsilon_i, \quad (5)$$

o en su versión estandarizada, CI_std_i . En esta especificación, τ sigue interpretándose como el efecto promedio del bono sobre el log ingreso laboral, pero ahora condicionado por el nivel de privaciones multidimensionales del hogar. La inclusión de CI no corrige un sesgo adicional de selección, pues el PSM ya controló por un conjunto amplio de características pretratamiento, sino que actúa como un control de contexto que reduce la varianza residual y aporta robustez frente a posibles diferencias de composición no capturadas completamente por las covariables del puntaje (Alkire *et al.*, 2015; Ho *et al.*, 2007; Rubin, 1979).

Sobre esta base, se construye además un conjunto de estimaciones por año, replicando el modelo

$$\log(Y_i) = \alpha_a + \tau_a D_i + \beta_a CI_std_i + \varepsilon_i, \quad (6)$$

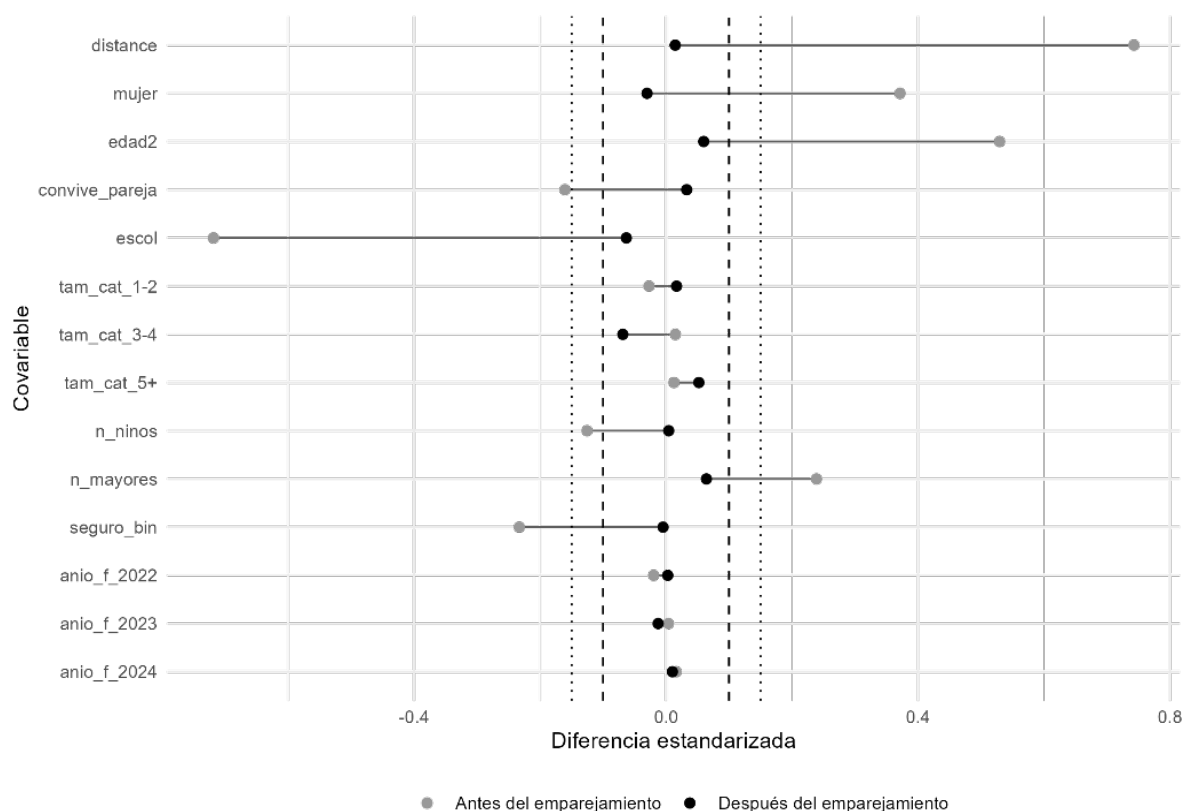
de manera separada para 2022, 2023 y 2024. Esto permite explorar la estabilidad intertemporal del efecto del bono y verificar si la magnitud de τ_a se mantiene relativamente consistente o si, por el contrario, se intensifica o se debilita en un contexto de deterioro económico y de cambios en la política social.

Como ejercicio adicional de robustez, se replica todo el modelo sobre una muestra recortada sin outliers de ingreso laboral, utilizando un umbral construido a partir del rango intercuartílico (Manning y Mullahy, 2001). Los resultados muestran que la dirección y el orden de magnitud del ATT se mantienen, lo que refuerza la interpretación de los efectos como robustos frente a valores extremos.

RESULTADOS

ANÁLISIS DEL EMPAREJAMIENTO

La estrategia de emparejamiento mediante puntaje de propensión mejora de forma sustantiva la comparabilidad entre los grupos (ver Figura 1).

Figura 1. Diferencias estandarizadas antes y después del emparejamiento

Fuente: INEC-ENEMDU acumulada 2022-2024. Elaboración propia.

El diagnóstico de balance mediante diferencias estandarizadas de medias (SMD) confirma esta mejora. Antes del emparejamiento, varias covariables presentan desequilibrios importantes: el SMD de la distancia (PS lineal) alcanza alrededor de 0,74 en valor absoluto y la escolaridad presenta un SMD cercano a 0,72, mientras que otras variables demográficas y del hogar exhiben diferencias entre 0,16 y 0,53 en valor absoluto. Luego del emparejamiento, todas las covariables incluidas en el modelo presentan diferencias estandarizadas inferiores a 0,07 y la máxima SMD residual es de aproximadamente 0,069. Todas las covariables presentan diferencias estandarizadas bajas (ver Figura 1). El procedimiento de PSM permite construir una muestra emparejada en la que el grupo tratado y el de comparación son altamente comparables en términos observables, lo que refuerza la plausibilidad del supuesto de ignorabilidad condicional (Rosenbaum y Rubin, 1983; Stuart, 2010) (ver Tabla 1).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas antes y después del emparejamiento

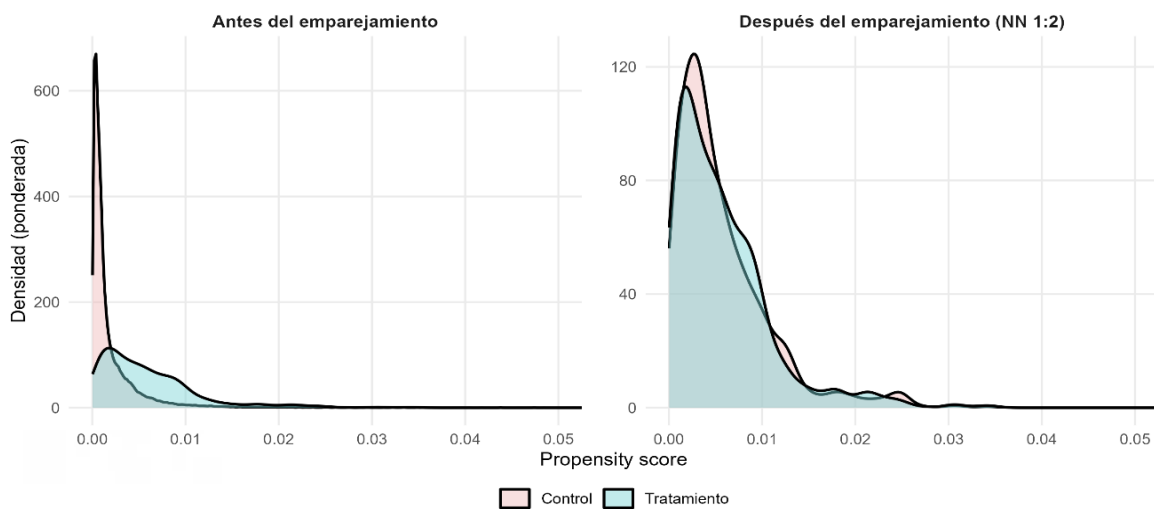
VARIABLE	PRECONTROL	PRETRATAMIENTO	POSCONTROL	POSTRATAMIENTO
Mujer	39.2%	76.3%	79.4%	76.3%
Edad	42.11 (14.65)	50.11 (12.41)	48.74 (14.62)	50.11 (12.41)
Años de escolaridad	11.11 (4.64)	8.23 (4.00)	8.48 (4.25)	8.23 (4.00)
Convive con pareja	57.5%	41.4%	38.2%	41.4%

Número de niños/as	1.20 (1.31)	1.05 (1.24)	1.04 (1.15)	1.05 (1.24)
Número de adultos mayores	0.27 (0.57)	0.43 (0.67)	0.39 (0.62)	0.43 (0.67)
Tiene seguro social	38.2%	14.9%	15.4%	14.9%
Índice de privaciones (CI)	0.26 (0.16)	0.33 (0.14)	0.31 (0.13)	0.33 (0.14)
Ingreso laboral	456.81 (398.87)	178.75 (164.58)	282.56 (262.54)	178.75 (164.58)
Log ingreso laboral	5.75 (0.97)	4.75 (1.02)	5.22 (1.02)	4.75 (1.02)

Nota: Para variables continuas se reporta media y desviación estándar entre paréntesis; para variables dicotómicas, proporciones. La muestra post corresponde al emparejamiento por puntaje de propensión. Cálculos propios con base en INEC, ENEMDU acumulada 2022-2024.

En las estadísticas descriptivas presentadas en la tabla 1 se identifica una mejora significativa del balance. Antes del emparejamiento, las personas tratadas diferían de manera marcada del grupo de control en variables críticas para la inserción laboral y la organización del cuidado: presentaban una mayor proporción de mujeres, mayor edad, menor escolaridad, menor cobertura de seguro social, mayores privaciones del hogar y niveles de ingreso laboral considerablemente más bajos. Después del matching, estas diferencias se reducen bastante en las covariables utilizadas para estimar el puntaje de propensión, lo que confirma una mayor comparabilidad entre grupos. En consistencia metodológica, las brechas en ingreso laboral persisten tras el emparejamiento, dado que esta variable constituye precisamente el resultado de interés del análisis (ver Figura 2).

Figura 2. Distribución del Propensity Score antes y después del emparejamiento



Fuente: INEC-ENEMDU acumulada 2022-2024. Elaboración propia.

Al inspeccionar el propensity score, se capta una mejora en la comparabilidad entre grupos tras el emparejamiento. En la muestra original, el grupo de control presentaba una distribución fuertemente concentrada en valores cercanos a cero, mientras que

el grupo tratado se ubicaba en niveles bastante más altos del puntaje de propensión. Esta diferencia se refleja en la mediana del propensity score, que fue de 0,00089 para los controles y de 0,00411 para los tratados, así como en el percentil 95, de 0,00682 y 0,01460, respectivamente (ver Tabla 2).

Tabla 2. Diagnósticos de balance y soporte común del emparejamiento por puntaje de propensión

MÉTODO	NN 1:2 REPLACE (PRINCIPAL)	NN 1:1 NO REPLACE (ROBUSTEZ)
n_post	2,387	1,696
ESS_total	491.6	427.4
max SMD post	0.069	0.103
prop SMD <0.10	1.000	0.929
Rubin B post (w)	1.727	2.486
Rubin R post (w)	1.122	1.049
Rubin B post (no w)	1.430	0.000
Rubin R post (no w)	1.003	1.000
Overlap PS (pre)	[0.000151; 0.03459]	[0.000151; 0.03459]
Overlap PS (post)	[0.000151; 0.03459]	[0.000151; 0.03459]

Nota: Cálculos propios con base en INEC, ENEMDU acumulada 2022-2024.

La tabla 2 muestra que la especificación principal de vecino más cercano 1:2 con reemplazo ofrece un mejor desempeño global que la alternativa 1:1 sin reemplazo. En particular, preserva un mayor número de observaciones emparejadas (2.387 frente a 1.696) y un mayor tamaño muestral efectivo (ESS = 491,6 frente a 427,4), al tiempo que alcanza un mejor balance postemparejamiento: la diferencia estandarizada máxima se reduce a 0,069 y la totalidad de las covariables queda por debajo del umbral convencional de $|SMD| < 0,10$, mientras que en la especificación de robustez el desbalance máximo asciende a 0,103 y esta proporción se reduce a 0,929. Las estadísticas de Rubin ponderadas también se mantienen en rangos compatibles con un balance adecuado en ambos casos, aunque con mejor desempeño relativo del esquema 1:2 con reemplazo. El rango de soporte común del puntaje de propensión se mantiene consistente antes y después del emparejamiento, lo que indica que la comparación se realiza dentro de un espacio de observación común. En conjunto, estos resultados respaldan la elección del emparejamiento 1:2 con reemplazo como especificación principal del análisis.

EFFECTO DEL BJGL SOBRE EL INGRESO LABORAL DE LAS CUIDADORAS

La tabla 3 resume los modelos de efecto del bono sobre el logaritmo del ingreso laboral individual: las especificaciones (1)-(5) se estiman para 2022-2024 y las (6)-(8) por año. En todos los casos el coeficiente del tratamiento es negativo, de gran magnitud y estadísticamente significativo al 1%, lo que indica que quienes viven en hogares con bono presentan ingresos laborales sustancialmente menores que sus contrapartes

no beneficiarias, incluso controlando por privaciones multidimensionales y efectos de tiempo (ver Tabla 3).

Tabla 3. Resultados modelos y efectos promedio del bono sobre el ingreso laboral

TIPO DE MODELO	MODELOS AGREGADOS				MODELOS ANUALES		
Variable	(1) Sin CI	(2) + CI_std	(3) + CI_std (sin outliers)	(4) + CI_std + FE año	(5) 2022	(6) 2023	(7) 2024
Tratamiento (trat)	-0.468*** (0.078)	-0.419*** (0.074)	-0.363*** (0.074)	-0.417*** (0.073)	-0.397*** (0.144)	-0.473*** (0.129)	-0.351*** (0.114)
Índice de privaciones (CI_std)		-0.323*** (0.041)	-0.267*** (0.041)	-0.327*** (0.039)	-0.359*** (0.068)	-0.368*** (0.075)	-0.245*** (0.057)
Año = 2023				0.199** (0.096)			
Año = 2024				0.178* (0.099)			
Constante	5.221*** (0.052)	5.258*** (0.052)	5.165*** (0.051)	5.128*** (0.084)	5.125*** (0.101)	5.357*** (0.074)	5.278*** (0.086)
Observaciones	2,387	2,387	2,274	2,387	779	758	850
R ²	0.043	0.142	0.107	0.149	0.152	0.215	0.078
Efecto % del tratamiento	-37.4%	-34.2%	-30.4%	-34.1%	-32.8%	-37.7%	-29.6%
IC 95% efecto %	[-46.2%; -27.0%]	[-43.1%; -23.9%]	[-39.8%; -19.6%]	[-42.9%; -23.9%]	[-49.3%; -10.9%]	[-51.6%; -19.8%]	[-43.7%; -12.0%]

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Los asteriscos señalan el nivel de significancia estadística del coeficiente: *** indica significancia al 1% ($p < 0,01$), ** al 5% ($p < 0,05$) y * al 10% ($p < 0,10$). Fuente: INEC, ENEMDU acumulada 2022-2024. Elaboración propia.

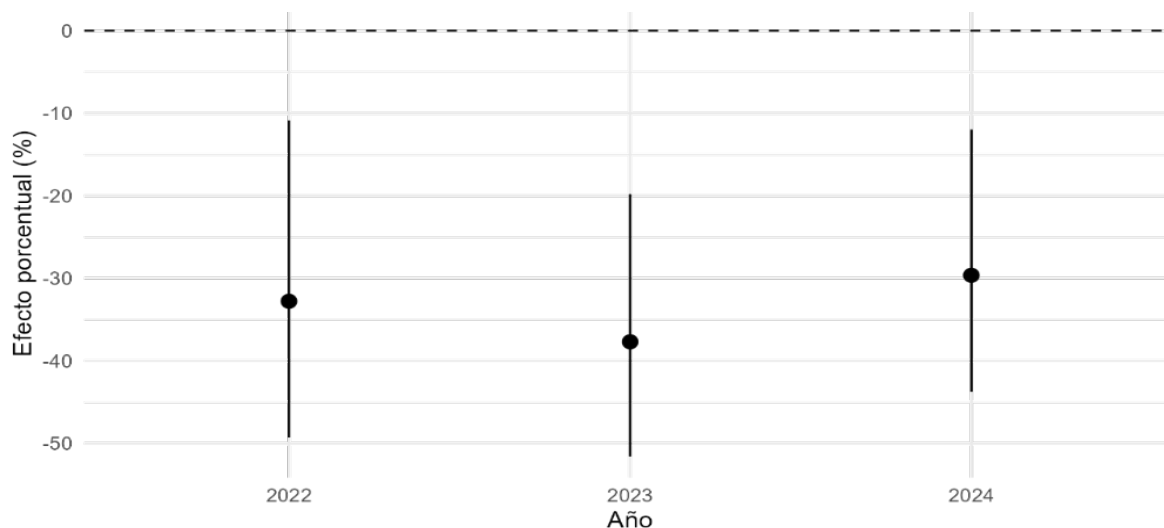
En el modelo más parsimonioso (1), sin controles adicionales, el coeficiente del tratamiento es -0,468, lo que equivale a una caída promedio del ingreso laboral de aproximadamente 37,4% entre cuidadoras con bono y cuidadoras sin bono, con un intervalo de confianza al 95% entre -46,2% y -27,0%. Al incorporar el índice de carencias estandarizado del hogar (CI est.) en el modelo (2), la magnitud del efecto se reduce levemente a -0,419, pero sigue implicando una brecha de -34,2 % (IC95%: -43,1%; -23,9 %).

Con fines de robustez, se incorporó una especificación adicional en la que se excluyen los valores atípicos del ingreso laboral, a fin de verificar si los resultados principales se mantienen ante la presencia de observaciones extremas. Este modelo sin outliers (3) produce un coeficiente de -0,363, equivalente a una diferencia de -30,4 % (IC95 %: -39,8%; -19,6%). Finalmente, al añadir efectos fijos de año el modelo (4), el efecto estimado se sitúa en -0,417, es decir, una reducción de -34,1 % en el ingreso laboral (IC95%: -42,9 %; -23,9 %). La comparación entre estas especificaciones sugiere que, más allá de los ajustes por privaciones del hogar, variaciones temporales y valores extremos, el hallazgo principal se mantiene: la recepción del bono se asocia de manera consistente con menores ingresos laborales entre las personas cuidadoras, en magnitudes cercanas al 30-37%. Sin embargo, esta relación no debe interpretarse como causal en sentido estricto, dado que el PSM controla solo por características observables.

El índice de carencias estandarizado (CI est.) muestra coeficientes negativos y altamente significativos en todos los modelos donde se incluye. En la especificación agregada con tiempo (4), un aumento de una desviación estándar en el índice de privaciones se asocia con una caída del orden de 27-28 % en el ingreso laboral, lo que

confirma la existencia de un fuerte gradiente de desigualdad vinculado a las condiciones estructurales del hogar. La inclusión de CI est. mejora de manera apreciable el ajuste global de los modelos: el R^2 pasa de 0,043 en el modelo (1) a 0,142 en el modelo (2) y alcanza 0,149 en el modelo (4) cuando se incorporan también efectos de año. Aunque los niveles de R^2 siguen siendo moderados, el incremento refleja que las privaciones multidimensionales capturan una parte relevante de la heterogeneidad en los ingresos observados (ver Figura 3).

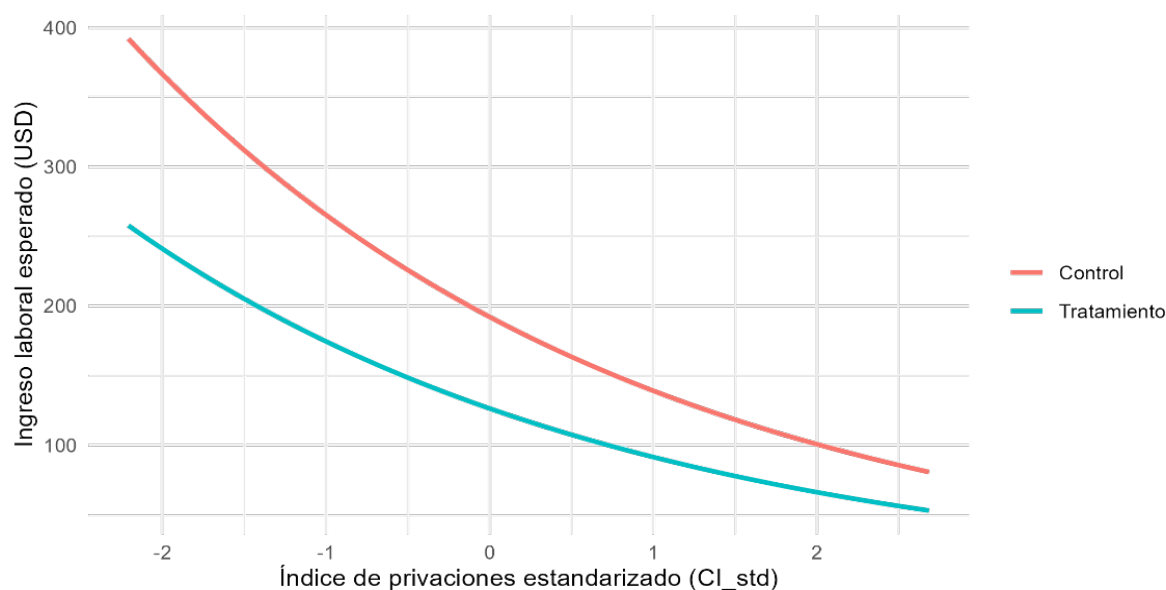
Figura 3. Efecto del bono sobre ingreso laboral (%) por año



Fuente: INEC-ENEMDU acumulada 2022-2024. Elaboración propia.

Los coeficientes de las variables de tiempo en el modelo (4) indican, además, que existe una tendencia general al aumento del ingreso laboral entre 2022 y 2024, común a tratadas y controles: los años 2023 y 2024 presentan efectos positivos y significativos respecto a 2022 (0,199 y 0,178, respectivamente). Al estimar modelos separados por año (columnas 5-7) se observa que el efecto del bono se mantiene en todos los periodos, aunque su magnitud varía: en 2022 el coeficiente de tratamiento es -0,397 (-32,8%), se profundiza a -0,473 (-37,7%) en 2023 y se reduce a -0,351 (-29,6%) en 2024. Estos resultados sugieren que, si bien la penalización laboral asociada al bono es persistente, su intensidad podría estar modulada por cambios macroeconómicos o de política social a lo largo del periodo analizado (ver Figura 4).

Figura 4. Ingreso laboral esperado según privaciones por grupo de tratamiento



Fuente: INEC-ENEMDU acumulada 2022-2024. Elaboración propia.

La propuesta econométrica presentada hace evidente un patrón: el bono de discapacidad está asociado a niveles significativamente menores de ingreso laboral para las personas cuidadoras, y esta brecha se mantiene estable frente a distintas especificaciones y procedimientos de robustez. La combinación de un efecto de tratamiento de gran magnitud, coeficientes de CI est. igualmente, relevantes y mejoras sistemáticas en el ajuste de los modelos refuerza la interpretación de que los arreglos de cuidado vinculados al bono operan como un mecanismo estructural de restricción de la inserción laboral y de la generación de ingresos en los hogares beneficiarios.

Se destaca el análisis conjunto del ingreso laboral y el índice de privaciones, ya que habilita a la interpretación de los valores estimados. Se advierte una posible penalización asociada al bono de discapacidad sobre el ingreso laboral de las cuidadoras que no se concentra exclusivamente en los hogares más pobres ni desaparece en los hogares con menos privaciones, sino que es consistente a lo largo de la distribución del CI. Esto empata con la intuición teórica de que el tiempo de cuidado asociado al bono actúa como una restricción estructural sobre la inserción laboral y la generación de ingresos de las cuidadoras, incluso una vez controladas las privaciones multidimensionales del hogar y las diferencias observables entre grupos.

CONCLUSIONES

Los resultados indican una vez construida una muestra comparable mediante emparejamiento por puntaje de propensión, el recibir el BJGL por el cuidado de una persona con discapacidad en el hogar se asocia de forma consistente con niveles significativamente menores de ingreso laboral para las personas cuidadoras. El efecto se

mantiene cuando se introducen controles por privaciones multidimensionales, se omiten valores extremos de ingreso y se incorporan efectos fijos de tiempo, lo cual sugiere un patrón consistente de asociación bajo diferentes supuestos de control.

La inclusión del índice de carencias estandarizado permite advertir que la brecha observada en el ingreso laboral no parece explicarse únicamente porque los hogares con bono presenten mayores niveles de pobreza. El CI_{est} denota la existencia de una fuerte asociación negativa con el ingreso laboral. El coeficiente del tratamiento guarda consistente incluso una vez que se controla por estas privaciones del hogar. El análisis conjunto del ingreso y del CI sugiere que la brecha estimada y asociada al bono no se concentra únicamente en los hogares más pobres ni desaparece en los hogares relativamente menos carenciados. Es decir, que el tiempo de cuidado asociado a la discapacidad parece funcionar como un condicionante estructural de la inserción laboral más allá del gradiente de bienestar (Elson, 2005; Folbre, 2001; Razavi, 2007; Rodríguez Enríquez, 2012).

El efecto estimado del bono evoluciona a lo largo del tiempo, es elevado en 2022, se intensifica en 2023 y se reduce parcialmente en 2024, sin perder significancia estadística, cambiar de signo o presentar diferencias abruptas entre los valores anuales estimados. Los resultados son compatibles con un contexto en el que el mercado laboral muestra cierta recuperación agregada, pero donde las personas cuidadoras que reciben el BJGL continúan rezagadas respecto a sus contrapartes no beneficiarias. Se puede señalar que la brecha se modula por la variación temporal, pero no desaparece. En lugar de un efecto coyuntural, lo que se observa es la persistencia de una posible penalización laboral consistente con arreglos de cuidados intensivos dentro del hogar asociados al bono.

Desde la perspectiva de la literatura sobre transferencias monetarias condicionadas y género, los resultados resuenan con las advertencias de Chant, (2008) y Molyneux, (2006) sobre la feminización de la obligación en las políticas de protección social. Aunque el BJGL no es una TMC clásica, comparte con ellas un rasgo neurálgico que es el reconocimiento a las mujeres como figuras clave para la gestión del bienestar del hogar, pero no transforma de manera equivalente la oferta de servicios públicos ni los derechos laborales que permitirían redistribuir el tiempo de cuidado.

La evidencia presentada se sitúa en la misma dirección que los hallazgos de estudios sobre AUH en Argentina, Familias en Acción en Colombia o programas de discapacidad en la región, donde las transferencias alivian restricciones de liquidez, pero tienden a consolidar la permanencia de las mujeres en el espacio doméstico y la especialización en tareas de cuidado (Garganta *et al.*, 2017; Marcillo *et al.*, 2021; Ullmann *et al.*, 2020). La experiencia comparada de Costa-Font *et al.* (2022) y Costa-Font y Vilaplana-Prieto (2023) robustece esta lectura al mostrar que los subsidios a cuidadores tienden a reforzar arreglos basados en cuidado informal cuando no se acompañan de servicios formales y licencias adecuadas.

En el caso ecuatoriano, esta lógica se inserta en un marco jurídico que reconoce formalmente a las personas con discapacidad como grupo de atención prioritaria. El artículo 35 de la Constitución establece que las personas adultas mayores, niñas, niños y adolescentes, mujeres embarazadas, personas con discapacidad, personas privadas de libertad y quienes padecen enfermedades catastróficas o de alta complejidad deben recibir atención prioritaria y especializada, al igual que las personas en situación de riesgo o víctimas de violencia (Constitución de la República del Ecuador,

2008). Sin embargo, la normativa, las políticas, los planes y los proyectos suelen omitir que quienes sostienen cotidianamente a buena parte de esta población son las personas cuidadoras, en su mayoría mujeres.

La sobrecarga de trabajo doméstico y de cuidados genera el denominado *síndrome del cuidador(a)* comprendido como un conjunto de síntomas físicos, mentales y emocionales vinculados al exceso de fatiga, a la compasión y al cuidado sin descanso (Cruz y Cardona, 2007). En el caso de las cuidadoras de personas con discapacidad o con enfermedades catastróficas, la dedicación suele ser prácticamente exclusiva y las condicionalidades implícitas o explícitas de las transferencias no contributivas llegan a reforzar este encierro. Si la persona cuidadora realiza otra actividad remunerada, existe el riesgo de perder el beneficio. Bajo este criterio del programa, se asume una disponibilidad infinita de tiempo, pero en la práctica las cuidadoras ocupan gran parte de su jornada en el cuidado y el valor que reciben se destina principalmente a cubrir las necesidades de la persona dependiente, más que a reconocer su propio tiempo y trabajo.

En este contexto, el BJGL dista de ser un mecanismo que expande las capacidades económicas de las cuidadoras y se instituye como un instrumento que se asocia con la persistencia de arreglos de cuidado intensivo dentro del hogar, con costos significativos en términos de ingreso laboral. En línea con los debates regionales sobre Sistemas Nacionales de Cuidados (SNC), los resultados aquí esbozados regresan el foco hacia la necesidad de desplazarnos de un modelo meramente compensatorio hacia uno de corresponsabilidad ampliada.

Este giro guarda una base teórica y empírica con las «R» de la agenda feminista del cuidado: reconocer, redistribuir, reducir, representar y remunerar el trabajo doméstico y de cuidados. Reconocer no solo a las personas con discapacidad como titulares de derechos, sino también el aporte (tiempo de trabajo) de quienes sostienen cotidianamente su bienestar. Redistribuir el cuidado entre Estado, mercado, comunidad y familias, de manera que deje de ser una actividad asociada casi exclusivamente a las mujeres. Reducir la carga de trabajo no remunerado mediante presencia institucional que provea servicios, infraestructura y tiempo garantizado. Representar en las conversaciones y transformaciones sociales y políticas a las trabajadoras remuneradas de la economía del cuidado, con mejoras sustantivas en sus condiciones laborales y de protección social, dado que su contribución al sostenimiento de la vida continúa siendo central y, al mismo tiempo, invisibilizada.

Aunque el emparejamiento por puntaje de propensión permite construir grupos comparables en términos de características observables, el alcance inferencial del ejercicio debe acotarse. Las estimaciones reportadas no suponen impacto y no deben leerse como efectos causales estrictos, sino como efectos estimados bajo el supuesto de selección entre personas cuidadoras caracterizadas por variables observables, dado que la estrategia empírica no descarta por completo la influencia de factores no observados.

Al comparar los resultados con la literatura de la región, cabe matizar que mientras la mayor parte de la evidencia disponible estima efectos sobre participación, horas o formalidad en programas orientados a hogares con niños (Bastagli *et al.*, 2019), este artículo examina ingresos laborales de personas cuidadoras en el marco de una transferencia asociada al cuidado de alta dependencia. No existe una diferencia comparable, el resultado expresa que el costo laboral propio del cuidado puede ser

intenso cuando la transferencia monetaria se implementa en contextos de elevada carga de cuidado y limitada provisión institucional de servicios de apoyo.

Los efectos estimados de esta investigación pueden situarse en diálogo con la evidencia ya presentada inicialmente. En el propio Ecuador, Guerrero Jara (2009) encontró que las transferencias monetarias se asociaban con una reducción en las horas de trabajo remunerado de las mujeres y un aumento del tiempo dedicado al trabajo doméstico y de cuidado. En Argentina, Garganta *et al.* (2017) identifican caídas en la participación laboral femenina entre potenciales beneficiarias de la AUH. En Brasil, De Brauw *et al.* (2015) reportan reacomodos entre trabajo remunerado y no remunerado al interior de los hogares. Y en un país más cercano como Colombia, Marcillo *et al.* (2021) muestran que las transferencias trastocan la distribución del trabajo no remunerado sin afectar la estructura inherente a la división sexual del trabajo. Reiterando, el resultado encontrado aquí dialoga con la evidencia regional, aunque la comparación no es estrictamente equivalente en magnitudes, dado que este estudio examina ingresos laborales de personas cuidadoras en un programa asociado al cuidado intensivo de alta dependencia.

REFERENCIAS

- Adato, M. (2000). The impact of PROGRESA on women's status and intrahousehold relations. *International Food Policy Research Institute*. <https://ageconsearch.umn.edu/record/16026/files/mi00ad01.pdf>
- Ali, M. S., Prieto-Alhambra, D., Lopes, L. C., Ramos, D., Bispo, N., Ichihara, M. Y., Pescarini, J. M., Williamson, E., Fiaccone, R. L., Barreto, M. L. and Smeeth, L. (2019). Propensity score methods in health technology assessment: principles, extended applications, and recent advances. *Frontiers in Pharmacology*, 10, 973. <https://doi.org/10.3389/fphar.2019.00973>
- Alkire, S. and Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- Alkire, S., Foster, J. E., Seth, S., Santo, M. E. and Roche, J. M. (Eds.). (2015). *Multidimensional poverty measurement and analysis. 10: Some regression models for AF measures*. Oxford Poverty & Human Development Initiative.
- Asamblea Nacional del Ecuador. (2008). *Constitución de la República del Ecuador*.
- Auerbach, P., Genoni, M. E. and Pagés, C. (2005). *Social Security Coverage and the Labor Market in Developing Countries*. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0010733>
- Austin, P. C. (2011). An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), 399-424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G. and Schmidt, T. (2019). The impact of cash transfers: a review of the evidence from low- and middle-income countries. *Journal of Social Policy*, 48(03), 569-594. <https://doi.org/10.1017/S0047279418000715>

- Bauchet, J., Undurraga, E. A., Reyes-García, V., Behrman, J. R. and Godoy, R. A. (2018). Conditional cash transfers for primary education: *Which children are left out?* *World Development*, 105, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.12.021>
- Belitser, S. V., Martens, E. P., Pestman, W. R., Groenwold, R. H. H., De Boer, A. and Klungel, O. H. (2011). Measuring balance and model selection in propensity score methods. *Pharmacoepidemiology and Drug Safety*, 20(11), 1115-1129. <https://doi.org/10.1002/pds.2188>
- Blofield, M. and Martinez Franzoni, J. (2015). Maternalism, co-responsibility, and social equity: a typology of work-family policies. *social politics: International Studies in Gender, State & Society*, 22(1), 38-59. <https://doi.org/10.1093/sp/jxu015>
- Caliendo, M. and 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>
- Casado-Marín, D., García-Gómez, P. and López-Nicolás, Á. (2011). Informal care and labour force participation among middle-aged women in Spain. *SERIEs*, 2(1), 1-29. <https://doi.org/10.1007/s13209-009-0008-5>
- Chant, S. (2008). The 'feminisation of poverty' and the 'feminisation' of anti-poverty programmes: room for revision? *The Journal of Development Studies*, 44(2), 165-197. <https://doi.org/10.1080/00220380701789810>
- Costa-Font, J., Jimenez-Martin, S. and Vilaplana-Prieto, C. (2022). Thinking of incentivizing care? The effect of demand subsidies on informal caregiving and inter-generational transfers. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4119169>
- Costa-Font, J. and Vilaplana-Prieto, C. (2023). Caregiving subsidies and spousal early retirement intentions. *Journal of Pension Economics and Finance*, 22(4), 550-589. <https://doi.org/10.1017/S1474747222000142>
- Cruz, R. Z. y Cardona, P. C. (2007). Síndrome de carga del cuidador. *Revista Colombiana Psiquiátrica*, (1), 26-39.
- De Brauw, A., Gilligan, D. O., Hoddinott, J. and Roy, S. (2015). Bolsa Família and Household Labor Supply. *Economic Development and Cultural Change*, 63(3), 423-457. <https://doi.org/10.1086/680092>
- Duffey Castillo, D. E. (2019). Sobrecarga y trastornos mentales asociados a autocuidado en cuidadores informales de personas que reciben el Bono Joaquín Gallegos Lara del Distrito 17D06 Chilibulo-Lloa [Universidad Central del Ecuador]. <http://www.dspace.uce.edu.ec/handle/25000/20913>
- DuGoff, E. H., Schuler, M. and Stuart, E. A. (2014). Generalizing observational study results: applying propensity score methods to complex surveys. *Health Services Research*, 49(1), 284-303. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12090>
- Elson, D. (2000). *Accountability for the progress of women: women demanding action: progress of the world's women: UNIFEM biennial report*. United Nations Development Fund for Women. <https://www.unwomen.org/sites/default/files/Headquarters/Media/Publications/UNIFEM/152preface.pdf>
- Elson, D. (2005). *Unpaid work, the millennium development goals, and capital accumulation: The Levy Institute of Bard College*. UNDP-Levy Institute Conference.
- Espinola, N., Pichon-Riviere, A., Casarini, A., Alcaraz, A., Bardach, A., Williams, C., Rodriguez Cairoli, F., Augustovski, F. and Palacios, A. (2023). Making visible the cost of informal caregivers' time in Latin America: a case study for major

- cardiovascular, cancer and respiratory diseases in eight countries. *BMC Public Health*, 23(1), 28. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-14835-w>
- Esquivel, V. (2011). *La economía del cuidado en América Latina: Poniendo a los cuidados en el centro de la agenda*. PNUD.
- Federici, S. (2018). *Revolución en punto cero: Trabajo doméstico, reproducción y luchas feministas* (2.^a edición). Traficantes de Sueños.
- Folbre, N. (2001). *The invisible heart: economics and family values*. The New Press.
- Forttes Valdivia, P. (2020). *Envejecimiento y atención a la dependencia en Ecuador*. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0002982>
- Garganta, S., Gasparini, L. and Marchionni, M. (2017). Cash transfers and female labor force participation: The case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labor Policy*, 6(1), 10. <https://doi.org/10.1186/s40173-017-0089-x>
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. y Veermersch, C. M. J. (2017). *La evaluación de impacto en la práctica* (2.^a edición). The World Bank.
- Goyeneche, G., Lara, C., Pérez de Sierra, I. y Villegas Plá, B. (2025). Transformando las normas de género a través del Sistema Nacional Integrado de Cuidados en Uruguay [Informe ALIGN/CIEDUR]. CIEDUR. https://ciedur.org.uy/site/wp-content/uploads/2025/04/Transformando-las-normas-de-genero-a-traves-del-sistema-nacional-integrado-de-cuidados-en-uruguay.pdf?utm_source=chatgpt.com
- Guerrero Jara, P. (2009). *Impact of cash transfers on women's time use: The Ecuadorian case*. [Erasmus University Rotterdam]. <http://hdl.handle.net/2105/6585>
- Heger, D. and Korfhage, T. (2020). Short- and medium-term effects of informal elder-care on labor market outcomes. *Feminist Economics*, 26(4), 205-227. <https://doi.org/10.1080/13545701.2020.1786594>
- Heymann, J., Raub, A., Waisath, W., Earle, A., Stek, P. and Sprague, A. (2024). Paid Leave to Meet the Health Needs of Aging Family Members in 193 Countries. *Journal of Aging & Social Policy*, 36(4), 508-531. <https://doi.org/10.1080/08959420.2022.2110804>
- Heymann, J., Sprague, A. and Raub, A. (2023). *Equality within our lifetimes: how laws and policies can close—or widen—gender gaps in economies worldwide*. University of California Press. <https://doi.org/10.1525/luminos.147>
- Ho, D. E., Imai, K., King, G. and Stuart, E. A. (2007). Matching as Nonparametric Pre-processing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. *Political Analysis*, 15(3), 199-236. <https://doi.org/10.1093/pan/mpi013>
- Holz, M. (2025). *Cash Benefits para cuidadores informales (Asesoría Técnica Parlamentaria n.º 149799)*. Biblioteca del Congreso Nacional de Chile. https://obtienearchivo.bcn.cl/obtienearchivo?id=repositorio%2F10221%2F37665%2F1%2FBeneficios_monetarios_para_cuidadores_informales_final_f.pdf
- Imbens, G. W. and Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5-86. <https://doi.org/10.1257/jel.47.1.5>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2019). Ficha metodológica-Índice de Pobreza Multidimensional. INEC. Ficha metodológica
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2024). Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), microdatos anual 2022-2024 [Dataset]. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-anual/>
- Jacob, A., Palermo, M. L., Remorini, C. and Romero Gozzi, P. (2021). Organización social y relaciones de cooperación para el cuidado infantil en una población

- rural del Noroeste Argentino. *Población & Sociedad*, 28(2), 168-199. <https://doi.org/10.19137/pys-2021-280209>
- Kidd, S, Gelders, B. and Athias, D. (2020). *Social protection and disability in Brazil. Development Pathways*. https://www.developmentpathways.co.uk/publications/social-protection-and-disability-in-brazil/?utm_source=chatgpt.com
- Lee, S. (2024). Spousal labor supply, caregiving, and the value of disability insurance. *International Economic Review*, 65(4), 1681-1716. <https://doi.org/10.1111/iere.12712>
- Leite, W. (2017). *Practical propensity score methods using R*. Sage.
- Lenis, D., Nguyen, T. Q., Dong, N. and Stuart, E. A. (2019). It's all about balance: Propensity score matching in the context of complex survey data. *Biostatistics*, 20(1), 147-163. <https://doi.org/10.1093/biostatistics/kxx063>
- Manning, W. G. and Mullahy, J. (2001). Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of Health Economics*, 20(4), 461-494. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(01\)00086-8](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(01)00086-8)
- Marcillo, E., Mullally, C., Reimão, M. E. and Useche, P. (2021). Do Conditional Cash Transfers Reinforce the Traditional Gendered Division of Labor? *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3995733>
- Ministerio de Desarrollo Humano. (2025a). *Informe mensual de gestión de bonos y pensiones: octubre 2025*.
- Ministerio de Desarrollo Humano. (2025b). Reporte de transferencias monetarias: octubre 2025. <https://info.desarrollohumano.gob.ec/index.php/reportes-ancusrex/2025-rep-trans-mone>
- Ministerio de Desarrollo Humano. (2025c). *Servicios de inclusión económica – Aseguramiento no contributivo* [Portal estadístico]. <https://info.desarrollohumano.gob.ec/index.php/servicios-de-inclusion-economica-usrex/aseguramiento-no-contributivo-usrex>
- Molyneux, M. (2006). Mothers at the service of the new poverty agenda: progress/opportunities, Mexico's conditional transfer programme. *Social Policy & Administration*, 40(4), 425-449. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9515.2006.00497.x>
- Murillo, A., Guerrero, W. and Cuaical, D. (2025). Factors influencing the probability of affiliation to the social security system among informal sector workers in Ecuador. *Revista Cuestiones Económicas*, 35(1), 105-139. <https://doi.org/10.47550/35.1.4>
- Puente De La Vega Caceres, A., Quispe Ramos, E. and Ramos Meza, C. S. (2024). Moderating the Effect of the Multidimensional Poverty Index on the Relationship between Sustainable Governance Indicators and Worldwide Governance Indicators. *Sustainability*, 16(7), 2855. <https://doi.org/10.3390/su16072855>
- Ramírez, C. Y. y Luna Álvarez, H. E. (2018). La cuidadora de personas discapacitadas en Ecuador: El caso de las beneficiarias del bono Joaquín Gallegos Lara. *Universidad y Sociedad*, 10(3), 98-103.
- Razavi, S. (2007). The political and social economy of care in a development context: conceptual issues, research questions and policy options. *United Nations Research Institute for Social Development*, (3). <https://cdn.unrisd.org/assets/library/papers/pdf-files/razavi-paper.pdf>
- Ridgeway, G., Kovalchik, S. A., Griffin, B. A. and Kabeto, M. U. (2015). Propensity Score Analysis with Survey Weighted Data. *Journal of Causal Inference*, 3(2), 237-249. <https://doi.org/10.1515/jci-2014-0039>
- Rodríguez Enríquez, C. (2012). La cuestión del cuidado: ¿El eslabón perdido del análisis económico? *Revista de la Cepal*, 2012(106), 23-36. <https://doi.org/10.18356/9241f4b8-es>

- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rubin, D. B. (1979). Using multivariate matched sampling and regression adjustment to control bias in observational studies. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 318. <https://doi.org/10.2307/2286330>
- Schmitz, H. and Westphal, M. (2017). Informal care and long-term labor market outcomes. *Journal of Health Economics*, 56, 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.09.002>
- Stanfors, M., Jacobs, J. C. and Neilson, J. (2019). Caregiving time costs and trade-offs: Gender differences in Sweden, the UK, and Canada. *SSM-Population Health*, 9, 100501. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2019.100501>
- Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: a review and a look forward. *Statistical Science*, 25(1). <https://doi.org/10.1214/09-STS313>
- Ullmann, H., Cecchini, S., Atuesta, B. y Rubio, M. (2020). *Las transferencias monetarias no contributivas: Un instrumento para promover los derechos y el bienestar de la población infantil con discapacidad en América Latina y el Caribe*. Cepal/Unicef.
- Villalobos Dintrans, P. (2019). Informal caregivers in Chile: The equity dimension of an invisible burden. *Health Policy and Planning*, 34(10), 792-799. <https://doi.org/10.1093/heapol/czz120>
- Wakabayashi, C. and Donato, K. M. (2005). The consequences of caregiving: effects on women's employment and earnings. *Population Research and Policy Review*, 24(5), 467-488. <https://doi.org/10.1007/s11113-005-3805-y>