

Research Article

Asociación entre el Bono de Desarrollo Humano y la desnutrición crónica infantil en Ecuador

The association between the Human Development Bonus and chronic child malnutrition in Ecuador was analyzed



Pacheco-Taquire, Edison Ricardo ¹

<https://orcid.org/0009-0000-0887-7833>

edison.pacheco0343@utc.edu.ec

Ecuador, Latacunga, Universidad Técnica de Cotopaxi.



Santamaría-Quishpe, Guido Patricio ²

<https://orcid.org/0000-0003-3680-066X>

guido.santamaria@utc.edu.ec

Ecuador, Latacunga, Universidad Técnica de Cotopaxi.

Autor de correspondencia ¹



DOI / URL: <https://doi.org/10.55813/gaea/jessr/v6/n3/272>

Resumen: La desnutrición crónica infantil persiste en Ecuador y afecta principalmente a hogares con privaciones económicas, territoriales y habitacionales. El objetivo fue analizar la asociación ajustada entre la recepción reportada del Bono de Desarrollo Humano o pensión y la desnutrición crónica en menores de cinco años. Se utilizaron microdatos de la segunda ronda de la Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil, mediante un diseño observacional transversal. Se recalculó el puntaje Z de talla para la edad con estándares de la Organización Mundial de la Salud, se construyó un índice habitacional mediante componentes principales y se aplicó ponderación por probabilidad inversa con ajuste de regresión. Los menores de hogares receptores presentaron una probabilidad ajustada de desnutrición crónica 3,97 puntos porcentuales mayor y un HAZ 0,1365 desviaciones estándar menor que los no receptores comparables. Estos resultados reflejan la concentración del programa en hogares con vulnerabilidades estructurales persistentes y no demuestran un efecto causal adverso de la transferencia. Se concluye que las transferencias monetarias deben complementarse con intervenciones de salud materno-infantil, nutrición, agua, saneamiento y desarrollo territorial.

Palabras clave: transferencias; desnutrición; nutrición; pobreza; ecuador



Check for
updates

Receptado: 30/May/2026

Aceptado: 29/Jun/2026

Publicado: 31/Jul/2026

Cita: Pacheco-Taquire, E. R., & Santamaría-Quishpe, G. P. (2026). Asociación entre el Bono de Desarrollo Humano y la desnutrición crónica infantil en Ecuador. *Journal of Economic and Social Science Research*, 6(3), 149-169. <https://doi.org/10.55813/gaea/jessr/v6/n3/272>

Journal of Economic and Social Science Research (JESSR)

<https://economicsocialresearch.com>

jessr@editorialgrupo-aea.com

info@editorialgrupo-aea.com

Nota del editor: Editorial Grupo AEA se mantiene neutral con respecto a las reclamaciones legales resultantes de contenido publicado. La responsabilidad de información publicada recae enteramente en los autores.

© 2026. Este artículo es un documento de acceso abierto distribuido bajo los términos y condiciones de la **Licencia Creative Commons, Atribución-NoComercial 4.0 Internacional**.



Abstract:

Chronic child malnutrition remains a persistent problem in Ecuador and disproportionately affects households facing economic, territorial, and housing deprivation. This study aimed to analyze the adjusted association between reported receipt of the Human Development Bonus or pension and chronic malnutrition among children under five. Microdata from the second round of the National Survey on Child Malnutrition were analyzed using a cross-sectional observational design. Height-for-age Z-scores were recalculated according to World Health Organization standards, a housing index was constructed through principal component analysis, and inverse probability weighting with regression adjustment was applied. Children living in recipient households had a 3.97-percentage-point higher adjusted probability of chronic malnutrition and a height-for-age Z-score 0.1365 standard deviations lower than comparable children in non-recipient households. These findings reflect the program's concentration among households experiencing persistent structural vulnerabilities and do not demonstrate an adverse causal effect of the transfer. Cash transfers should therefore be complemented by maternal and child health, nutrition, water, sanitation, and territorial development interventions.

Keywords: transfers; malnutrition; nutrition; poverty; Ecuador.

1. Introducción

La desnutrición crónica infantil es un obstáculo persistente para el desarrollo humano porque refleja privaciones acumuladas durante una etapa crucial del ciclo de vida. El desarrollo cognitivo, el rendimiento educativo, la productividad futura y la reproducción intergeneracional de desigualdades están asociados con sus ramificaciones (Becker, 2009; Heckman, 2006; Heckman y Mosso, 2014; Victora et al., 2021). En este sentido, el crecimiento atrofiado refleja no solo una brecha nutricional, sino también la interacción entre salud, cuidado, saneamiento, vivienda y territorio.

Las transferencias monetarias han sido una forma clave de protección social en América Latina. Su objetivo es aliviar las restricciones de liquidez y promover el acceso a la salud y la educación en los hogares vulnerables (Fiszbein y Schady, 2009; Rawlings y Rubio, 2005). Sin embargo, la investigación sobre los indicadores antropométricos de los niños es heterogénea. Revisiones recientes indican que las transferencias pueden aumentar el consumo y el uso de servicios, pero sus relaciones con la altura de los niños están influenciadas por la suficiencia de la transferencia, la duración de la exposición y los componentes complementarios de salud, nutrición y cuidado (Little et al., 2021; Manley et al., 2022; Olney et al., 2022).

En Ecuador, el Bono de Desarrollo Humano (BDH) es una de las principales intervenciones de asistencia social no contributiva. La evidencia nacional ha

documentado la relación entre condiciones socioeconómicas, desarrollo infantil y resultados nutricionales, pero la evaluación con encuestas especializadas enfrenta una dificultad central: la recepción del bono no es aleatoria y se concentra en hogares con mayor vulnerabilidad (León y Younger, 2007; Moreno, 2017; Paxson y Schady, 2007; Rivadeneira et al., 2022).

Este artículo no intenta, por lo tanto, estimar un efecto causal definitivo del programa. La Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil, segunda ronda, es transversal y, por lo tanto, no puede garantizar que la recepción contemporánea del bono preceda al proceso acumulativo que lleva al retraso en el crecimiento. Como resultado, el análisis se interpreta como una estimación de asociaciones ajustadas condicionadas a características observables.

La pregunta es: ¿cuál es la asociación ajustada entre la recepción del Bono de Desarrollo Humano o pensión y la desnutrición crónica infantil en niños menores de cinco años en Ecuador, una vez controlados los factores sociodemográficos, clínicos y de vivienda observados? El objetivo entonces es estimar esta asociación a través de microdatos de la encuesta, un recálculo antropométrico utilizando estándares internacionales y un modelo de ponderación de probabilidad inversa con ajuste de regresión. La hipótesis de trabajo es que, después de los ajustes, los niños que viven en hogares beneficiarios pueden tener peores resultados antropométricos porque este programa está dirigido a hogares con privaciones estructurales que la encuesta no puede capturar completamente.

Revisión de literatura

Capital humano, desnutrición crónica y pobreza multidimensional

La desnutrición crónica infantil es un obstáculo a largo plazo para adquirir capital humano porque es indicativa de privaciones acumuladas en el proceso de desarrollo físico, cognitivo y social temprano. Desde la perspectiva de la economía del capital humano, las asignaciones tempranas a la salud, la nutrición y el cuidado determinan tanto el aprendizaje, el trabajo como las trayectorias productivas a lo largo de la vida (Becker, 2009; Heckman, 2006; Heckman y Mosso, 2014). En este sentido, el crecimiento atrofiado no debe definirse simplemente como una falta de alimentos, sino como la manifestación de múltiples privaciones, que interactúan desde los primeros años de vida.

La evidencia sobre la nutrición infantil sugiere que el crecimiento lineal resume exposiciones prolongadas a condiciones adversas, incluyendo mala nutrición, infecciones recurrentes, acceso limitado a servicios de salud, deficiencias en agua y saneamiento, prácticas de cuidado inadecuadas y entornos de vida precarios (Black et al., 2017; Victora et al., 2021). Por lo tanto, la desnutrición crónica infantil está fuertemente asociada con la pobreza multidimensional. Este punto de vista libera el alcance del ingreso familiar para abarcar aspectos como la vivienda, la educación

materna, el acceso a servicios básicos, la salud y el territorio (Alkire y Foster, 2011; Ruel y Alderman, 2013).

En los países de ingresos bajos y medianos, la calidad de la dieta y la disponibilidad de alimentos ricos en nutrientes también son influencias importantes en el crecimiento infantil. Parikh et al. (2022) señalan que los alimentos de origen animal, que poseen aminoácidos y micronutrientes cruciales, pueden ser importantes para el crecimiento lineal y el desarrollo temprano. Sin embargo, el acceso exitoso a una nutrición adecuada depende de condiciones económicas, educativas, territoriales y de servicios que van más allá de la disponibilidad monetaria inmediata del hogar.

Transferencias monetarias y nutrición infantil

Para América Latina y otros países en desarrollo, los programas de transferencias monetarias han sido uno de los instrumentos más importantes de protección social. Su objetivo general es aliviar las restricciones de liquidez en los hogares vulnerables y promover inversiones en salud, educación y bienestar infantil (Fiszbein y Schady, 2009; Rawlings y Rubio, 2005). En teoría, una transferencia monetaria puede mejorar la nutrición infantil mediante un aumento del poder adquisitivo para alimentos, acceso oportuno a servicios de salud y reducción de las restricciones económicas del hogar.

Sin embargo, la evidencia empírica sobre las transferencias de efectivo y los resultados antropométricos de los niños es heterogénea. Algunas evaluaciones han documentado mejoras en la salud, el consumo de alimentos o el uso de servicios, mientras que los cambios en el crecimiento lineal de los niños tienden a depender de la suficiencia del monto transferido, la duración de la exposición, la edad del niño, la condicionalidad, la calidad de los servicios disponibles y la presencia de componentes complementarios de salud, nutrición y cuidado (Fernald et al., 2008; Ranganathan y Lagarde, 2012; Bastagli et al., 2019; Attanasio et al., 2005a, 2005b).

Esta interpretación se ve reforzada por investigaciones recientes. Manley et al. (2022) muestran que la relación entre las transferencias de efectivo y los resultados nutricionales infantiles varía según el diseño del programa y el contexto de implementación. Olney et al. (2022) encuentran que los programas de asistencia social pueden afectar las dietas y el estado nutricional de mujeres y niños, pero sus resultados no son automáticos ni uniformes. Little et al. (2021) señalan que los programas "cash-plus", que combinan transferencias con intervenciones complementarias, tienden a mostrar resultados más prometedores en la primera infancia que las transferencias de efectivo por sí solas. De manera similar, Ahmed et al. (2025) demuestran que la combinación de transferencias, alimentos y comunicación para el cambio de comportamiento puede ser más relevante para los resultados nutricionales que una intervención monetaria sin acompañamiento.

Evidencia empírica en América Latina y Ecuador

Los programas de transferencias monetarias condicionadas han sido la fuente de una gran cantidad de literatura en América Latina sobre pobreza, salud, educación y

bienestar infantil. Hay evidencia regional que indica que estos programas pueden mejorar el acceso a servicios, reducir las privaciones a corto plazo y apoyar la protección social, aunque sus asociaciones con los indicadores antropométricos de los niños son más complejas. Informes recientes en la región y en países de ingresos bajos y medianos demuestran que la protección social está asociada con mejores resultados maternos e infantiles cuando se integra con sistemas de salud, monitoreo nutricional, saneamiento y cobertura territorial sostenida (Cavalcanti et al., 2023; Falcão et al., 2025; Landin Basterra et al., 2025; Ngamasana y Moxie, 2024; Richterman et al., 2025; Rukiko et al., 2023).

Los datos nacionales del Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC] (2024) y otras investigaciones recientes sugieren que el crecimiento atrofiado está fuertemente concentrado entre las poblaciones históricamente vulnerables y se debe a factores como las condiciones de vivienda, la educación materna, el acceso a los servicios de salud, la nutrición, el agua potable y el saneamiento (Rivadeneira et al., 2022; Toaquiza y Vargas, 2025). Esta multicausalidad requiere una interpretación cautelosa de cualquier asociación entre los programas de transferencias monetarias y los resultados nutricionales.

El Bono de Desarrollo Humano se considera una de las principales intervenciones de protección social no contributiva en Ecuador. Aunque estudios previos han examinado su asociación con los resultados de bienestar, el desarrollo infantil y las condiciones socioeconómicas, el estudio de su asociación con la desnutrición crónica infantil presenta un problema importante: el programa se dirige principalmente a hogares vulnerables. Como resultado, los niños que viven en hogares receptores pueden tener peores condiciones iniciales en comparación con los hogares no receptores, no por la transferencia, sino por la acumulación previa de desventajas estructurales (León y Younger, 2007; Moreno, 2017; Paxson y Schady, 2007).

Desafíos metodológicos en estudios observacionales

La evaluación de programas sociales mediante encuestas transversales presenta limitaciones importantes. La recepción del BDH no es aleatoria; es el resultado de criterios de focalización administrativa, así como de factores socioeconómicos que no son frecuentemente evidentes a través de datos de encuestas directas. En consecuencia, las comparaciones entre hogares receptores y no receptores podrían resultar en variaciones que muestren diferencias basadas en la vulnerabilidad previa, la selección en el programa o privaciones no observadas, en lugar de deberse simplemente a la transferencia.

Los métodos basados en propensity score, el ponderado por probabilidad inversa y el ajuste de covariables pueden mejorar la comparabilidad entre grupos en características observadas, pero no eliminan el sesgo de variables no observadas ni resuelven la temporalidad entre la recepción de beneficios y los resultados nutricionales (Rosenbaum y Rubin, 1983; Austin, 2011; DuGoff et al., 2014). Esta precaución es especialmente relevante para indicadores como HAZ y la desnutrición

crónica infantil, que reflejan procesos acumulativos y no necesariamente una exposición contemporánea al programa.

En este marco, el presente estudio no busca establecer un efecto causal definitivo del BDH sobre la desnutrición crónica infantil. Estima asociaciones ajustadas entre recibir el BDH o pensión y los indicadores antropométricos en niños basándose en microdatos capturados de ENDI-R2, recalculation antropométrica utilizando estándares internacionales, un índice de vulnerabilidad de vivienda y una estrategia de ponderación y ajuste para covariables observables. Este enfoque permite una mejor comparación entre grupos, manteniendo una interpretación cautelosa consistente con el diseño observacional transversal.

2. Materiales y métodos

Se llevó a cabo un estudio observacional transversal basado en microdatos obtenidos en la segunda ronda de la Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil en Ecuador (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC]). Según la ficha técnica de la publicación oficial de los principales resultados de la encuesta, la Ronda 2 cubre el período de recolección de datos desde julio de 2023 hasta agosto de 2024, con cobertura nacional, representatividad nacional, urbana, rural y provincial, y recolección a través de entrevistas presenciales (INEC, 2024). La unidad de análisis fueron los niños de cero a cincuenta y nueve meses que residen en hogares incluidos en la encuesta.

Se integraron tres módulos como base analítica del estudio: personas, salud de la niñez y hogares. La base de personas proporcionó información sobre edad, sexo, antropometría, recepción reportada del Bono de Desarrollo Humano o pensión, educación materna y variables correspondientes al diseño muestral. El módulo de salud de la niñez aportó datos relacionados con los controles prenatales, la lactancia durante la primera hora de vida y el peso al nacer. Por su parte, la base de hogares permitió incorporar las características de la vivienda y el acceso a servicios básicos. La unión de los módulos se realizó mediante los identificadores comunes de unidad primaria de muestreo, vivienda, hogar y persona, según la estructura y el nivel de observación de cada registro.

En las estimaciones descriptivas se incorporó el diseño muestral complejo de la ENDI-R2 mediante el uso conjunto de factores de expansión, estratos y unidades primarias de muestreo. La especificación utilizada en Stata fue `svyset id_upm [pweight=fexp], strata(estrato)`, con el propósito de obtener estimaciones representativas y errores estándar compatibles con la estructura de la encuesta. En los modelos de tratamiento se utilizaron los pesos poblacionales disponibles y errores estándar robustos agrupados por unidad primaria de muestreo, considerando la posible dependencia entre las observaciones pertenecientes a un mismo conglomerado. Estas decisiones metodológicas buscaron mantener la coherencia entre el diseño de la encuesta, la

estimación descriptiva y el análisis ajustado. Todo el procesamiento estadístico se realizó en Stata 18.

El flujo de limpieza de la muestra se muestra en la Figura 1. El flujo combina datos de varios módulos de encuesta: 22.188 registros de salud infantil, un registro de niños de cero a cincuenta y nueve meses se toma de la base de datos de personas, y de esta fuente se originaron 23.189 casos. El segundo paso del flujo no es, por lo tanto, una expansión de la base de datos de salud, sino más bien un punto de partida poblacional para identificar a los niños elegibles. Los datos utilizados en la muestra de análisis antes del soporte común tenían 19.549 observaciones no ponderadas, y la muestra final utilizada para el modelo IPWRA-ATET comprendía 16.905 observaciones no ponderadas.

Figura 1

Diagrama de flujo muestral y conformación de la muestra analítica



Nota: Elaboración con base en ENDI-R2 (Autores, 2026).

Los pasos 1 y 2 proceden de módulos diferentes; el aumento de 22.188 a 23.189 observaciones no representa la incorporación de registros. Las cantidades corresponden a observaciones no ponderadas.

Variables principales

Con el propósito de transparentar la estrategia empírica y facilitar la replicabilidad del estudio, la Tabla 1 sintetiza las variables incorporadas en el análisis, su codificación operativa y la función que cumplen dentro de la estimación. Se presentan los indicadores de resultado relacionados con el estado antropométrico infantil, la variable de exposición correspondiente a la recepción reportada del BDH o pensión y las covariables sociodemográficas, territoriales, clínicas y habitacionales utilizadas para el ajuste. Esta organización permite identificar la fuente y el tratamiento analítico de cada variable, así como comprender su incorporación en el modelo de propensión y en la estimación IPWRA-ATET. Además, contribuye a documentar las decisiones metodológicas adoptadas y proporciona una referencia para la interpretación y eventual reproducción de los resultados.

Tabla 1*Variables, codificación y función analítica*

Dimensión	Variable	Definición operativa	Función
Resultado	HAZ	Puntaje Z de talla o longitud para la edad, calculado con estándares de crecimiento infantil de la Organización Mundial de la Salud.	Dependiente continua
Resultado	dcronica	Indicador igual a uno si HAZ es menor que menos dos desviaciones estándar.	Dependiente binaria
Tratamiento	f1_s2_21 BDH/pensión	Recepción reportada de Bono de Desarrollo Humano o pensión en el hogar; se asigna a todos los menores elegibles residentes en el hogar. No identifica titularidad individual, monto ni duración del beneficio.	Exposición principal
Demografía	edaddias; f1_s1_2	Edad en días transformada a meses continuos y sexo del menor.	Controles
Territorio	area; region; etnia	Área urbano/rural, región natural y autoidentificación étnica.	Controles
Educación materna	f1_s1_12_1; persona; f1_s1_15_1	Nivel educativo de la madre vinculado desde el registro personal de la madre en el socioeconómico hogar.	Control
Salud infantil	f2_s4b_406; f2_s4d_436; f2_s4d_443_b/f2_s4d_444/f2_s4d_445	Controles prenatales, lactancia en la primera hora y bajo peso al nacer.	Controles clínicos
Hogar	indice_pca	Primer componente principal de condiciones habitacionales y servicios básicos.	Control estructural

Nota: Elaboración con base en diccionarios ENDI-R2 (Autores, 2026).

Cálculo del HAZ y desnutrición crónica

El principal resultado antropométrico fue el puntaje Z de talla o longitud para la edad (HAZ), utilizado para evaluar el crecimiento lineal infantil en relación con una población de referencia. Este indicador se recalculó conforme a los estándares de crecimiento infantil establecidos por la World Health Organization (2006). El procedimiento consideró el sexo, la edad y el tipo de medición antropométrica correspondiente a cada menor. Para los niños menores de veinticuatro meses se empleó la longitud medida en posición recostada, mientras que, a partir de los veinticuatro meses, se utilizó la talla obtenida en posición de pie. Esta diferenciación permitió aplicar el criterio de medición apropiado para cada grupo de edad y mejorar la consistencia del cálculo antropométrico.

La edad era una variable continua en meses desde los días de vida de la encuesta. Como las tablas antropométricas se configuraron por meses, los parámetros L, M y S se interpolaron linealmente entre el mes inferior y superior. Al evitar la truncación a los meses que se completaron, se redujeron las discontinuidades artificiales en el puntaje antropométrico derivadas de la truncación de la edad a meses completos. Se excluyeron los valores biológicamente implausibles (definidos como HAZ menor que menos seis o mayor que seis desviaciones estándar). La desnutrición crónica infantil se codificó como una variable binaria igual a uno cuando el HAZ era menor que menos dos desviaciones estándar.

Variable de exposición: recepción del BDH/pensión

La variable de exposición se introdujo mediante el uso de f1_s2_21 en la base de datos de personas ENDI-R2, un registro del recibo reportado del Bono de Desarrollo Humano o pensión en el hogar. Como resultado, este instrumento empírico no identifica exclusivamente el recibo del BDH por parte del menor, sino que también describe la transferencia social asociada con el BDH/pensión que se reporta en el hogar. En consecuencia, específicamente, el análisis considera la variable observada en los microdatos con el término BDH/pensión, que puede tomarse como referencia al Bono de Desarrollo Humano como la base institucional para la política de transferencia monetaria no contributiva en Ecuador.

La variable se codificó de manera dicotómica: uno para los menores que residen en hogares que reportaron recibir el beneficio y cero para los menores que residen en hogares que no lo reportaron. Cuando había más de un menor elegible dentro del mismo hogar, a todos se les asignó el mismo estado de exposición, porque la recepción se identifica a nivel del hogar y no como una transferencia individual al niño. Esta medición corresponde a una exposición contemporánea reportada por el hogar y no permite identificar la titularidad específica, monto efectivo, duración o trayectoria acumulada de la recepción del beneficio. Por lo tanto, los resultados se interpretan como asociaciones ajustadas entre la residencia en un hogar receptor de BDH/pensión y los indicadores antropométricos de los niños, y no como efectos individuales directos del programa en cada menor.

Índice habitacional por componentes principales

Se creó un índice de vivienda mediante análisis de componentes principales para estimar la vulnerabilidad material del hogar. El índice incluyó condiciones de vivienda y servicios básicos a través de siete variables binarias relacionadas con el material del suelo, agua corriente, fuente de agua segura, saneamiento adecuado, electricidad, recolección de basura y la disponibilidad de una habitación separada para cocinar. La Tabla 2 presenta las variables del índice, las cargas factoriales y el valor propio del primer componente principal. Las cargas positivas son signos de mejores condiciones de vivienda en el índice alto, mientras que los valores bajos del índice indican una mayor vulnerabilidad material del hogar.

Tabla 2

Cargas del primer componente principal del índice habitacional

Variable dicotómica	Código	Carga
Material predominante del piso adecuado	d_piso_bueno	0,3862
Agua recibida por tubería	d_agua_tuberia	0,4669
Fuente de agua segura	d_agua_fuente_segura	0,4736
Servicio higiénico adecuado	d_sani_adeq	0,4068
Energía eléctrica	d_energia	0,2370
Recolección de basura	d_rec_basura	0,4018
Cuarto exclusivo para cocinar	d_excl_coc	0,1594

Nota: Elaboración con base en diccionarios ENDI-R2 (Autores, 2026).

Eigenvalor del primer componente igual a 2,743. Las cargas positivas indican mejores condiciones habitacionales; valores menores del índice reflejan mayor vulnerabilidad.

Tratamiento, estimando y modelo

La variable de exposición se derivó de la pregunta f1_s2_21 en la base de datos de personas ENDI-R2, que se utilizó para informar si un miembro del hogar reportó haber recibido el Bono de Desarrollo Humano o pensión. La variable original se recodificó como un indicador binario, y los hogares que reportaron haber recibido el beneficio se convirtieron en uno en comparación con los hogares que no reportaron haberlo recibido. Como la encuesta tiene en cuenta la recepción dentro del hogar, en lugar del niño directamente, el tratamiento se definió a nivel del hogar y se asignó a todos los niños de 0 a 59 meses que vivían dentro de ese hogar. Todos los menores de hogares con más de un menor elegible compartieron la misma condición de tratamiento. Para examinar la posible dependencia en observaciones individuales dentro del mismo entorno de muestreo, los modelos tenían errores estándar robustos agrupados por unidad primaria de muestreo. La variable es la más reciente o expuesta al programa a la fecha de la encuesta y no la dosis, cantidad, duración o permanencia histórica de la exposición. Como tal, el análisis no atribuye temporalidad causal entre la transferencia y el retraso en el crecimiento.

La focalización del Bono de Desarrollo Humano está determinada por criterios administrativos de vulnerabilidad y por la clasificación socioeconómica derivada del Registro Social; por ello, la recepción del beneficio no debe interpretarse como una

asignación aleatoria entre los hogares (Ministerio de Inclusión Económica y Social [MIES], 2019). En correspondencia con este mecanismo de selección, la estimación principal se definió como la diferencia promedio ajustada entre los menores pertenecientes a hogares receptores y los menores comparables de hogares no receptores. Este estimando resulta más pertinente que el efecto promedio para la población general, debido a que el BDH constituye una política focalizada y no se presupone que todos los hogares tengan la misma probabilidad de acceder al beneficio.

En una primera etapa se estimó un modelo *logit* para calcular la probabilidad de recepción reportada del BDH o pensión. La especificación incluyó edad, sexo, índice habitacional, área de residencia, región, etnicidad, educación materna, número de controles prenatales, lactancia durante la primera hora de vida y bajo peso al nacer. Posteriormente, la muestra se restringió al soporte común del puntaje de propensión (*propensity score*), con el propósito de limitar la comparación a menores con probabilidades observadas de tratamiento suficientemente similares. Sobre la muestra resultante se aplicó ponderación por probabilidad inversa con ajuste de regresión para estimar las diferencias ajustadas en la desnutrición crónica infantil y en el puntaje Z de talla para la edad.

3. Resultados

3.1. Descripción de la muestra

Se analizó una muestra de 19.549 menores (antes del soporte común). La media ponderada de HAZ fue de -1,068 y la prevalencia ponderada de desnutrición crónica fue del 17,5%. La proporción ponderada de menores en hogares receptores fue del 31,7%. La Tabla 3 muestra las estadísticas descriptivas ponderadas de la muestra analítica antes del uso de la restricción de soporte común. Estos hallazgos permiten caracterizar los parámetros antropométricos, sociodemográficos y clínicos de los menores sometidos al análisis antes del ajuste de probabilidad de tratamiento.

Tabla 3

Estadísticos descriptivos ponderados antes de soporte común

Variable	Media/proporción EE		IC 95% inferior	IC 95% superior
HAZ	-1,0678	0,0142	-1,0957	-1,0399
Desnutrición crónica	0,1750	0,0047	0,1658	0,1841
Recepción BDH/pensión	0,3173	0,0071	0,3034	0,3311
Edad en meses	30,5361	0,2170	30,1106	30,9617
Índice habitacional	-0,2522	0,0469	-0,3442	-0,1601
Controles prenatales	7,4367	0,0345	7,3690	7,5043
Bajo peso al nacer	0,0936	0,0037	0,0863	0,1009

Nota: Elaboración con base en diccionarios ENDI-R2 (Autores, 2026).

N=19.549 antes de soporte común. Estimaciones ponderadas con factor de expansión y diseño muestral complejo.

3.2. Modelo de tratamiento y soporte común

El modelo *logit* para recibir el BDH o pensión fue estadísticamente significativo, y el pseudo $R^2 = 0,1678$. Esta medida refleja un poder predictivo moderado: los observables explican un aspecto importante de la focalización, pero no reemplazan la información administrativa no observada, como el puntaje preciso del Registro Social.

La Tabla 4 enumera los coeficientes del modelo *logit*, que se ha utilizado para estimar el puntaje de propensión para recibir el BDH/pensión. Este modelo ayuda a encontrar las covariables observables que contribuyen a la probabilidad de recibir el beneficio y, por lo tanto, sirve como premisa para la restricción de soporte común subsiguiente y el ajuste IPWRA-ATET.

Tabla 4

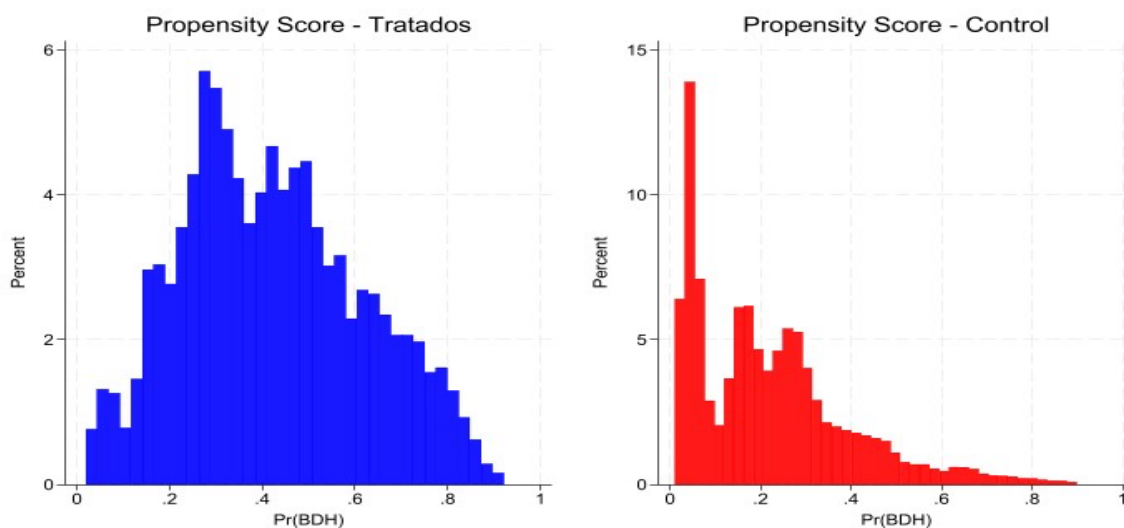
Modelo logit del propensity score para recepción del BDH/pensión

Covariable	Coef.	EE	z	p
Edad en meses	0,0056	0,0017	3,20	0,001
Sexo: mujer	-0,1260	0,0535	-2,35	0,019
Índice habitacional	-0,1663	0,0226	-7,36	<0,001
Área urbana	-0,6547	0,0884	-7,41	<0,001
Región Costa	0,6730	0,1123	5,99	<0,001
Región Sierra	0,1323	0,0891	1,48	0,138
Etnia blanca/u otra	-0,7953	0,3482	-2,28	0,022
Etnia indígena	0,3473	0,1716	2,02	0,043
Etnia mestiza	-0,4228	0,1395	-3,03	0,002
Etnia montubia	-0,0908	0,1816	-0,50	0,617
Educación materna media/bachillerato	-0,6507	0,0716	-9,08	<0,001
Educación materna superior	-2,2450	0,1292	-17,38	<0,001
Controles prenatales	-0,0494	0,0131	-3,76	<0,001
Lactancia en primera hora	0,1746	0,0675	2,59	0,010
Bajo peso al nacer	0,2061	0,1111	1,85	0,064

Nota: Elaboración con base en diccionarios ENDI-R2 (Autores, 2026).

N=19.549 antes de soporte común. *Modelo logit* estimado con ponderación y errores estándar robustos agrupados por unidad primaria de muestreo. Pseudo $R^2=0,1678$. Software: Stata 18.

La Figura 2 muestra la distribución *del propensity score* según grupo de tratamiento. Esta visualización permite verificar la existencia de una zona de superposición entre menores que viven en hogares receptores y no receptores, lo cual es una condición necesaria para realizar comparaciones ajustadas entre grupos observacionalmente comparables.

Figura 2*Superposición del propensity score por grupo de tratamiento*

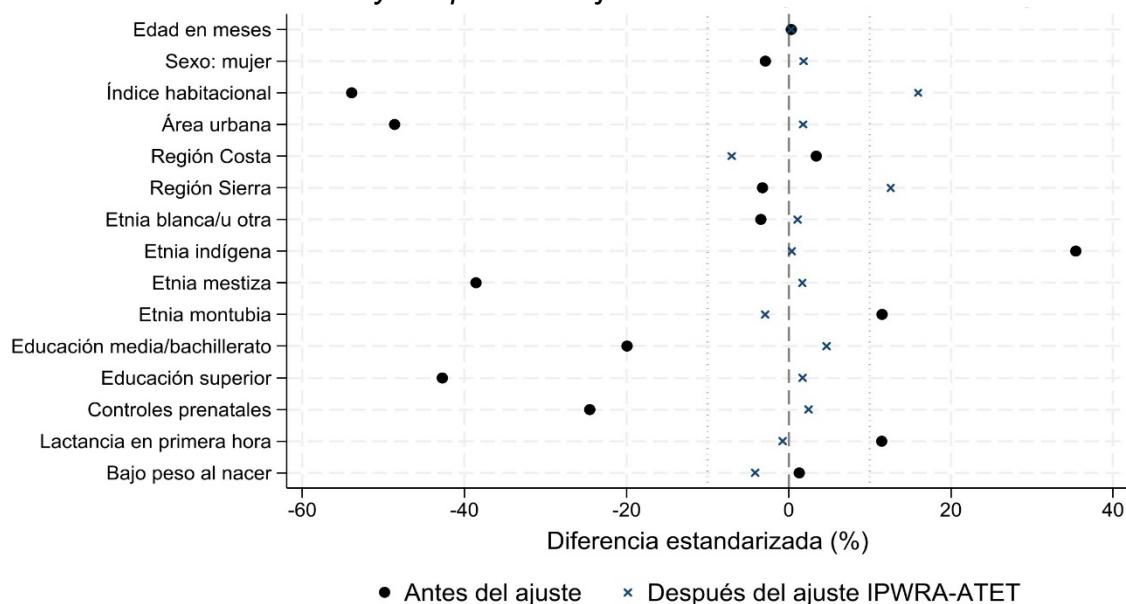
Nota: Elaboración propia con base en ENDI-R2; estimación del propensity score en Stata 18 (Autores, 2026).

La restricción al soporte común excluyó 2.644 observaciones cuyos puntajes de propensión fueron inferiores a 0,05 o superiores a 0,95, lo que representó aproximadamente el 13,5 % de la muestra analítica inicial. Antes de aplicar este recorte, la muestra estaba conformada por 19.549 menores. Después de limitar el análisis a la zona de superposición entre los grupos, la muestra final utilizada en el modelo IPWRA-ATET quedó integrada por 16.905 observaciones. De este total, 5.566 correspondieron a menores residentes en hogares que reportaron recibir el BDH o pensión, mientras que 11.339 pertenecieron a hogares no receptores. Esta restricción permitió realizar las estimaciones únicamente entre observaciones con probabilidades de tratamiento comparables.

3.3. Balance de covariables

El equilibrio de covariables mejoró con el ajuste para IPWRA-ATET. Como se observa en la Figura 3, las diferencias estandarizadas ponderadas para la mayoría de las variables fueron casi cero después del ajuste, particularmente para la edad, sexo, área urbana, etnicidad indígena, mayor educación materna, controles prenatales, lactancia materna en la primera hora y bajo peso al nacer. Pero las variaciones residuales aún eran evidentes en el índice de vivienda y en la región de la Sierra. Además, la prueba de equilibrio global, para la cual se rechazó la hipótesis de equilibrio perfecto, indicó que el ajuste redujo diferencias observables relevantes, pero que la heterogeneidad estructural entre los hogares receptores y no receptores permaneció subexpuesta en el ajuste general. Por lo tanto, el resultado debe leerse como asociaciones ajustadas bajo un equilibrio imperfecto y con confusión residual y no como efectos causales del BDH/pensión.

Figura 3
Balance de covariables antes y después del ajuste



Nota: Elaboración propia con base en ENDI-R2; diagnósticos de balance posteriores al ajuste IPWRA-ATET en Stata 18 (Autores, 2026).

3.4. Asociación ajustada entre recepción del BDH/pensión y resultados antropométricos

La Tabla 5 presenta los resultados principales del modelo IPWRA-ATET para los dos indicadores antropométricos analizados: desnutrición crónica infantil y puntaje HAZ. Las estimaciones corresponden a diferencias promedio ajustadas entre menores residentes en hogares receptores y menores no receptores comparables, bajo ponderación y errores estándar robustos agrupados por unidad primaria de muestreo.

Tabla 5
Resultados IPWRA-ATET

Resultado/indicador	Estimación	EE	z	p	IC 95%
Desnutrición crónica	0,0397	0,0143	2,77	0,006	0,0116; 0,0678
POmean desnutrición crónica para no receptores	0,1864	0,0115	16,26	<0,001	0,1639; 0,2088
HAZ	-0,1365	0,0367	-3,72	<0,001	-0,2085; -0,0646
POmean HAZ para no receptores	-1,1073	0,0312	-35,45	<0,001	-1,1685; -1,0460

Nota: Elaboración con base en diccionarios ENDI-R2 (Autores, 2026).

N=16.905; tratados=5.566; controles=11.339. Estimación IPWRA-ATET con ponderación y errores estándar robustos agrupados por unidad primaria de muestreo. La prueba global de balance rechazó la hipótesis de balance perfecto, $\chi^2(16)=210,422$; $p<0,001$. El ATE se estimó solo como análisis de robustez. Software: Stata 18.

La Tabla 5 muestra que los menores residentes en hogares que reportaron recibir el BDH o pensión presentaron una probabilidad ajustada de desnutrición crónica infantil 3,97 puntos porcentuales mayor que la estimada para menores comparables de

hogares no receptores. Asimismo, el puntaje Z de talla para la edad fue 0,1365 desviaciones estándar menor entre los integrantes del grupo receptor. Estas diferencias fueron estadísticamente significativas, pero no demuestran que la transferencia monetaria produzca resultados nutricionales desfavorables. Por el contrario, son compatibles con la focalización del programa en hogares que concentran privaciones económicas, habitacionales y territoriales que no fueron captadas completamente por las covariables observables incluidas en el modelo.

Como análisis complementario, el efecto promedio del tratamiento para la población total (ATE) fue de 0,0479 para la desnutrición crónica infantil y de -0,1743 para el puntaje HAZ. La mayor magnitud de estas estimaciones evidencia la sensibilidad de los resultados cuando la recepción del beneficio se extrapola a toda la población, incluidos los hogares con una probabilidad reducida de participar en el programa. Debido a que el BDH constituye una política focalizada y su asignación depende de condiciones específicas de vulnerabilidad, el ATET ofrece una comparación más pertinente para la población efectivamente receptora. En consecuencia, el ATET se mantuvo como el estimando principal, mientras que el ATE se utilizó únicamente como comprobación complementaria de robustez.

4. Discusión

El principal hallazgo indica que los menores residentes en hogares que reportaron recibir el BDH o pensión presentaron indicadores antropométricos ajustados menos favorables que los menores comparables de hogares no receptores. Esta diferencia debe interpretarse como una asociación condicionada por las características observables incorporadas en el modelo y no como evidencia de un efecto adverso del programa. La explicación más plausible es que la focalización dirige la transferencia hacia hogares que ya experimentan privaciones económicas, sociales, habitacionales y territoriales acumuladas. Por consiguiente, la condición de receptor funciona también como un indicador de vulnerabilidad estructural que el ajuste estadístico no consigue representar completamente.

La evidencia internacional ayuda a contextualizar este hallazgo. Las transferencias monetarias pueden reducir las restricciones de liquidez, mejorar el consumo y favorecer el acceso de los hogares a determinados servicios; sin embargo, su capacidad para modificar el crecimiento lineal infantil depende de su articulación con intervenciones de salud, nutrición, cuidado, agua segura y saneamiento (Ahmed et al., 2025; Little et al., 2021; Manley et al., 2022; Olney et al., 2022). En el presente estudio, el desequilibrio residual observado en el índice habitacional y en la región Sierra respalda esta interpretación, pues demuestra que las diferencias territoriales e infraestructurales no desaparecieron completamente después del ajuste. En consecuencia, la situación nutricional de los hogares receptores no puede atribuirse únicamente a restricciones de ingresos, sino a la interacción de múltiples desventajas materiales y territoriales.

Esta interpretación evita una lectura causal de los resultados y dirige el análisis hacia las asociaciones ajustadas que pueden estimarse razonablemente con los datos disponibles. Reconocer la posible existencia de confusión residual no debilita el artículo, sino que delimita con mayor precisión el alcance de sus conclusiones. Además, esta cautela resulta coherente con la naturaleza transversal de la ENDI-R2, con la ausencia de información sobre la duración y el monto del beneficio y con los estándares de presentación aplicables a los estudios observacionales. Por tanto, los resultados deben entenderse como evidencia de vulnerabilidades persistentes entre los hogares receptores y no como una evaluación causal del impacto nutricional del BDH o pensión.

Implicaciones de política pública

Los resultados sugieren que la recepción reportada del BDH o pensión puede utilizarse como un punto de entrada para identificar hogares con elevado riesgo nutricional y múltiples condiciones de vulnerabilidad. No obstante, la transferencia monetaria por sí sola no sustituye las intervenciones de salud materno-infantil, orientación alimentaria, monitoreo del crecimiento, acceso a agua segura, saneamiento y mejoramiento de la vivienda. En el contexto ecuatoriano, diferentes investigaciones también resaltan la necesidad de articular las políticas de protección social con servicios públicos y estrategias territoriales orientadas a mejorar la inclusión y la calidad de vida de las poblaciones vulnerables (Arias-Macias et al., 2026; Vallejo-Rosero et al., 2024). Esta coordinación permitiría atender simultáneamente las restricciones económicas y los determinantes estructurales asociados con la desnutrición crónica infantil.

Estas recomendaciones deben interpretarse como implicaciones plausibles derivadas de la literatura, de las características observadas en la población analizada y de los patrones identificados mediante el modelo, pero no como efectos directamente demostrados por el estudio. El diseño transversal y la ausencia de información sobre la trayectoria de recepción del beneficio impiden establecer qué combinaciones de transferencia y servicios producen mejores resultados nutricionales. Por ello, las evaluaciones futuras deberían integrar los microdatos de encuestas nutricionales con información administrativa del Registro Social, el monto efectivamente recibido, la duración de la recepción, las responsabilidades exigidas y la disponibilidad local de servicios. La incorporación de estos elementos permitiría examinar con mayor precisión la cobertura, intensidad y continuidad de la política de protección social.

Limitaciones

La principal limitación del estudio corresponde a su diseño transversal, que impide establecer la secuencia temporal entre la recepción contemporánea del BDH o pensión y un resultado acumulativo como la desnutrición crónica infantil. En consecuencia, no es posible determinar si la recepción del beneficio precedió al deterioro del crecimiento o si la transferencia fue asignada precisamente porque el hogar ya presentaba condiciones persistentes de vulnerabilidad. Además, el ajuste

estadístico depende exclusivamente de las variables observables disponibles en la encuesta. El pseudo R^2 moderado del modelo de tratamiento sugiere la existencia de determinantes no observados, como el puntaje exacto del Registro Social, los ingresos administrativos, la trayectoria de pobreza, la duración de la transferencia y la calidad de los servicios locales.

Aunque el modelo IPWRA-ATET mejoró el balance de las covariables observables, la prueba global rechazó la hipótesis de equilibrio perfecto y permanecieron diferencias residuales en el índice habitacional y en la región Sierra. Este resultado indica que el procedimiento de ajuste redujo, pero no eliminó completamente, la heterogeneidad estructural y territorial existente entre los hogares receptores y no receptores. Por tanto, no puede descartarse la presencia de confusión residual derivada de características que no fueron medidas o representadas adecuadamente en el modelo. Las estimaciones deben interpretarse como asociaciones ajustadas dentro de la región de soporte común y no como efectos causales atribuibles al programa. Esta precaución es especialmente relevante debido al mecanismo administrativo de focalización del BDH.

La variable de exposición identifica la recepción reportada del BDH o pensión en el hogar, pero no permite distinguir la titularidad individual, el monto efectivamente recibido, la duración del beneficio ni la exposición acumulada del menor. Asimismo, el puntaje HAZ se calculó utilizando la edad continua y la interpolación de los parámetros LMS correspondientes a tablas mensuales. Aunque este procedimiento reduce las discontinuidades producidas por la truncación de la edad a meses completos, no sustituye completamente una rutina antropométrica basada en la edad exacta en días. En conjunto, estas limitaciones impiden determinar si el BDH produce efectos favorables o desfavorables sobre el crecimiento infantil; los resultados describen únicamente la asociación observada entre la recepción del beneficio y los indicadores antropométricos después del ajuste por covariables observables.

5. Conclusiones

La asociación ajustada entre la recepción reportada del BDH o pensión y la desnutrición crónica infantil en Ecuador se estimó mediante los microdatos de la segunda ronda de la Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil (ENDI-R2). La estrategia metodológica incorporó distintos procedimientos orientados a mejorar la medición, la transparencia y la replicabilidad del análisis. Entre ellos se incluyeron la documentación del flujo de conformación de la muestra, el recálculo del puntaje HAZ, la vinculación de la educación materna desde el registro individual de la madre y la reconstrucción de un índice habitacional. Asimismo, se aplicó una restricción al soporte común y se definió el ATET como el estimando principal, en concordancia con el carácter focalizado del programa.

Como se muestra en la Tabla 5, los niños que viven en hogares receptores tienen un mayor riesgo ajustado de desnutrición crónica y menor HAZ que los niños comparables no receptores. Esta discrepancia es consistente con el énfasis del programa en los hogares vulnerables y la presencia de privaciones estructurales no vistas de manera integral. En este sentido la protección social monetaria debe articularse con políticas de salud, nutrición, agua, saneamiento y desarrollo territorial. Avanzando en términos de crear inferencias causales, la investigación futura debería basarse en encuestas nutricionales con registros administrativos longitudinales.

CONFLICTO DE INTERESES

“Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses”.

Referencias Bibliográficas

- Ahmed, A., Hoddinott, J., & Roy, S. (2025). Food transfers, cash transfers, behavior change communication and child nutrition: Evidence from Bangladesh. *The World Bank Economic Review*, 39(2), 439–472. <https://doi.org/10.1093/wber/lhae023>
- Alkire, S., & 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>
- Arias-Macias, B. C., Mosquera-Arevalo, A. P., & Alava-Rosado, M. X. (2026). Devolución del IVA y calidad de vida de adultos mayores y personas con discapacidad bajo un enfoque comparativo. *Journal of Economic and Social Science Research*, 6(2), 69–86. <https://doi.org/10.55813/gaeal/jessr/v6/n2/241>
- Attanasio, O., Battistin, E., Fitzsimons, E., Mesnard, A., & Vera-Hernández, M. (2005). *How effective are conditional cash transfers? Evidence from Colombia* (IFS Briefing Note No. 54). Institute for Fiscal Studies. <https://doi.org/10.1920/bn.ifs.2005.0054>
- Attanasio, O., Gómez, L. C., Heredia, P., & Vera-Hernández, M. (2005). *The short-term impact of a conditional cash subsidy on child health and nutrition in Colombia* (Report Summary: Familias 03). Institute for Fiscal Studies. https://ifs.org.uk/sites/default/files/output_url_files/rs_fam03.pdf
- 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., & Schmidt, T. (2019). The impact of cash transfers: A review of the evidence from low- and middle-income countries. *Journal of Social Policy*, 48(3), 569–594. <https://doi.org/10.1017/S0047279418000715>

- Becker, G. S. (2009). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education* (3.^a ed.). University of Chicago Press. <https://books.google.com.ec/books?id=nowHzq2QoYsC>
- Black, M. M., Walker, S. P., Fernald, L. C. H., Andersen, C. T., DiGirolamo, A. M., Lu, C., McCoy, D. C., Fink, G., Shawar, Y. R., Shiffman, J., Devercelli, A. E., Wodon, Q. T., Vargas-Barón, E., & Grantham-McGregor, S. (2017). Early childhood development coming of age: Science through the life course. *The Lancet*, 389(10064), 77–90. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31389-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31389-7)
- Cavalcanti, D. M., Ordoñez, J. A., Aransiola, T., Almeida, C., Perdomo Díaz, J. F., Zuluaga Mayorga, D., Zamudio Sosa, A., Tasca, R., Campello, T., De Souza, L. E., Hessel, P., Chivardi, C., Moncayo, A. L., & Rasella, D. (2023). Evaluation and forecasting analysis of the association of conditional cash transfer with child mortality in Latin America, 2000–2030. *JAMA Network Open*, 6(7), Artículo e2323489. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2023.23489>
- DuGoff, E. H., Schuler, M., & 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>
- Falcão, I. R., Tedde, J. G. G., Paixão, E., Cerqueira-Silva, T., Rocha, A. dos S., Fiaccone, R. L., Silva, N. J., Silva, J. F. de M. e, Ichihara, M. Y., Pescarini, J. M., Ribeiro-Silva, R. de C., & Barreto, M. L. (2025). Brazil's Bolsa Família conditional cash transfer and child malnutrition: A nationwide birth cohort study. *BMJ Global Health*, 10(7), Artículo e018431. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2024-018431>
- Fernald, L. C. H., Gertler, P. J., & Neufeld, L. M. (2008). Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: An analysis of Mexico's Oportunidades. *The Lancet*, 371(9615), 828–837. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)60382-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)60382-7)
- Fiszbein, A., & Schady, N. (2009). *Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty*. World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-7352-1>
- Heckman, J. J. (2006). Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. *Science*, 312(5782), 1900–1902. <https://doi.org/10.1126/science.1128898>
- Heckman, J. J., & Mosso, S. (2014). The economics of human development and social mobility. *Annual Review of Economics*, 6, 689–733. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-040753>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2024). *Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil—ENDI: Principales resultados. Segunda ronda 2023–2024*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/ENDI/R2/Presentacion_publicacion_ENDI_R2.pdf
- Landin Basterra, E., Gentilini, U., Medeiros Cavalcanti, D., Ferreira da Silva, A., Oliveira Ferreira de Sales, L., Silva, N. J., & Rasella, D. (2025). Impact of social protection on child malnutrition and mortality across 46 LMICs: A longitudinal study over two decades with insights from the COVID-19 pandemic.

- eClinicalMedicine*, 87, Artículo 103414.
<https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2025.103414>
- León, M., & Younger, S. D. (2007). Transfer payments, mothers' income and child health in Ecuador. *The Journal of Development Studies*, 43(6), 1126–1143.
<https://doi.org/10.1080/00220380701466708>
- Little, M. T., Roelen, K., Lange, B. C. L., Steinert, J. I., Yakubovich, A. R., Cluver, L., & Humphreys, D. K. (2021). Effectiveness of cash-plus programmes on early childhood outcomes compared to cash transfers alone: A systematic review and meta-analysis in low- and middle-income countries. *PLOS Medicine*, 18(9), Artículo e1003698. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1003698>
- Manley, J., Alderman, H., & Gentilini, U. (2022). More evidence on cash transfers and child nutritional outcomes: A systematic review and meta-analysis. *BMJ Global Health*, 7(4), Artículo e008233. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-008233>
- Ministerio de Inclusión Económica y Social. (2019). *Metodología de cálculo de umbrales sobre la métrica del Registro Social 2018*. <https://www.desarrollohumano.gob.ec/wp-content/uploads/downloads/2019/09/Documento-final-umbrales-RS2018-MIES.pdf>
- Moreno, L. (2017). Assessing the effect of conditional cash transfers in children chronic stunting: The Human Development Bonus in Ecuador. *Analítika: Revista de Análisis Estadístico*, 13(1), 83–131.
https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Revistas/Analitika/Anexos_pdf/Analit_13/3.pdf
- Ngamasana, E. L., & Moxie, J. (2024). Cash transfer, maternal and child health outcomes: A scoping review in sub-Saharan Africa. *Global Health Action*, 17(1), Artículo 2309726. <https://doi.org/10.1080/16549716.2024.2309726>
- Olney, D. K., Gelli, A., Kumar, N., Alderman, H., Go, A., & Raza, A. (2022). Social assistance programme impacts on women's and children's diets and nutritional status. *Maternal & Child Nutrition*, 18(4), Artículo e13378. <https://doi.org/10.1111/mcn.13378>
- Parikh, P., Semba, R., Manary, M., Swaminathan, S., Udomkesmalee, E., Bos, R., Poh, B. K., Rojroongwasinkul, N., Geurts, J., Sekartini, R., & Nga, T. T. (2022). Animal source foods, rich in essential amino acids, are important for linear growth and development of young children in low- and middle-income countries. *Maternal & Child Nutrition*, 18(1), Artículo e13264. <https://doi.org/10.1111/mcn.13264>
- Paxson, C., & Schady, N. (2007). Cognitive development among young children in Ecuador: The roles of wealth, health, and parenting. *Journal of Human Resources*, 42(1), 49–84. <https://doi.org/10.3368/jhr.XLII.1.49>
- Ranganathan, M., & Lagarde, M. (2012). Promoting healthy behaviours and improving health outcomes in low- and middle-income countries: A review of the impact of conditional cash transfer programmes. *Preventive Medicine*, 55, S95–S105. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2011.11.015>

- Rawlings, L. B., & Rubio, G. M. (2005). Evaluating the impact of conditional cash transfer programs. *The World Bank Research Observer*, 20(1), 29–55. <https://doi.org/10.1093/wbro/lki001>
- Richterman, A., Bui, T.-M. N., Bair, E. F., Jerome, G., Millien, C., Suffrin, J. C. D., Behrman, J. R., & Thirumurthy, H. (2025). The effects of government-led cash transfer programmes on behavioural and health determinants of mortality: A difference-in-differences study. *The Lancet*, 406(10520), 2656–2666. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(25\)01437-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(25)01437-0)
- Rivadeneira, M. F., Moncayo, A. L., Córdor, J. D., Tello, B., Buitrón, J., Astudillo, F., Caicedo-Gallardo, J. D., Estrella-Proañó, A., Naranjo-Estrella, A., & Torres, A. L. (2022). High prevalence of chronic malnutrition in indigenous children under 5 years of age in Chimborazo-Ecuador: Multicausal analysis of its determinants. *BMC Public Health*, 22, Artículo 1977. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-14327-x>
- Rosenbaum, P. R., & 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>
- Ruel, M. T., & Alderman, H. (2013). Nutrition-sensitive interventions and programmes: How can they help to accelerate progress in improving maternal and child nutrition? *The Lancet*, 382(9891), 536–551. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)60843-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)60843-0)
- Rukiko, M. D., Mwakalobo, A. B. S., & Mmasa, J. J. (2023). The impact of conditional cash transfer program on stunting in under five year's poor children. *Public Health in Practice*, 6, Artículo 100437. <https://doi.org/10.1016/j.puhip.2023.100437>
- Toaquiza Mesías, V. A., & Vargas Sánchez, A. C. (2025). Determinantes de la desnutrición crónica infantil en niños menores de tres años: Una revisión sistemática de la literatura. *Revista Multidisciplinar Ciencia y Descubrimiento*, 3(4). <https://doi.org/10.63816/r2jt1r96>
- Vallejo-Rosero, C. A., López-Contreras, J. del R., Tabarquino-Muñoz, R. A., & Gaviria-Moreno, G. E. (2024). Estrategias de inclusión en la economía del conocimiento para mejorar la calidad de vida de poblaciones vulnerables. *Journal of Economic and Social Science Research*, 4(3), 13–31. <https://doi.org/10.55813/gaea/jessr/v4/n3/118>
- Victora, C. G., Christian, P., Vdaletti, L. P., Gatica-Domínguez, G., Menon, P., & Black, R. E. (2021). Revisiting maternal and child undernutrition in low-income and middle-income countries: Variable progress towards an unfinished agenda. *The Lancet*, 397(10282), 1388–1399. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)00394-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)00394-9)
- World Health Organization. (2006). *WHO child growth standards: Length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age: Methods and development*. <https://www.who.int/publications/i/item/924154693X>