UNIVERSIDAD TÉCNICA DEL NORTE

FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONÓMICAS

CARRERA DE ECONOMÍA

TRABAJO DE INTEGRACIÓN CURRICULAR

TEMA:

"EFECTO DE LA TRANSFERENCIA MONETARIA (BONO DE LOS 1000 DÍAS) EN LA DESNUTRICIÓN INFANTIL EN LAS ZONAS RURALES Y URBANAS DEL ECUADOR"

Trabajo de titulación previo a la obtención del título de Economista

Línea de investigación: Gestión, producción, productividad, innovación y desarrollo socioeconómico.

AUTORA:

Leslie Maribel Yamberla Cachimuel

DIRECTOR:

Msc. Juan Carlos Tapia Cueva

Ibarra –Ecuador (2026)

UNIVERSIDAD TÉCNICA DEL NORTE
DIRECCIÓN DE BIBLIOTECA

AUTORIZACIÓN DE USO Y PUBLICACIÓN A FAVOR DE LA UNIVERSIDAD TÉCNICA DEL NORTE

1. IDENTIFICACIÓN DE LA OBRA

En cumplimiento del Art. 144 de la Ley de Educación Superior, hago la entrega del presente trabajo a la Universidad Técnica del Norte para que sea publicado en el Repositorio Digital Institucional, para lo cual pongo a disposición la siguiente información:

DATOS DE CONTACTO	
APELLIDOS Y NOMBRES:	Yamberla Cachimuel Leslie Maribel

DATOS DE LA OBRA	
TÍTULO:	Efecto de la transferencia monetaria (bono de los 1000 días) en la desnutrición infantil en las zonas rurales y urbanas del Ecuador
AUTOR (ES):	Yamberla Cachimuel Leslie Maribel
FECHA: DD/MM/AAAA	15/05/2026
SOLO PARA TRABAJOS DE GRADO	
PROGRAMA:	■ **PREGRADO** □ **POSGRADO**
TITULO POR EL QUE OPTA:	Economista
DIRECTOR /ASESOR:	Msc. Juan Carlos Tapia Cueva

2. CONSTANCIAS

El autor (es) manifiesta (n) que la obra objeto de la presente autorización es original y se la desarrolló, sin violar derechos de autor de terceros, por lo tanto la obra es original y que es (son) el (los) titular (es) de los derechos patrimoniales, por lo que asume (n) la responsabilidad sobre el contenido de la misma y saldrá (n) en defensa de la Universidad en caso de reclamación por parte de terceros.

Ibarra, a los 15 días del mes de mayo de 2026

EL AUTOR:

Validar únicamente en FirmaEC.
Firmado electrónicamente por:
LESLIE MARIBEL
YAMBERLA CACHIMUEL

Leslie Maribel Yamberla Cachimuel

CERTIFICACIÓN DIRECTOR DEL TRABAJO DE INTEGRACIÓN CURRICULAR

Ibarra, a los 15 días del mes de mayo de 2026.

Msc. Juan Carlos Tapia

DIRECTOR DEL TRABAJO DE INTEGRACIÓN CURRICULAR

CERTIFICA:

Haber revisado el presente informe final del trabajo de Integración Curricular, el mismo que se ajusta a las normas vigentes de la Universidad Técnica del Norte; en consecuencia, autorizo su presentación para los fines legales pertinentes.



Msc. Juan Carlos Tapia

CI: 1716278583

DEDICATORIA

Lo dedico, primeramente, a Dios que con su constante guía me permitió fortalecerme en este proceso académico. A mi esposo que, con su constante apoyo incondicional, su sacrificio me ha ayudado a realizar lo que me propongo incluso cuando dudaba de mí misma. A mis padres por el esfuerzo de darme la oportunidad de un mejor futuro y quienes me enseñaron el valor del esfuerzo y la perseverancia. A mi familia por ser una motivación constante y uno de mis pilares fundamentales y finalmente a mis docentes, por compartir conocimiento con exigencia y vocación, guiándome a pensar con rigor y responsabilidad.

Leslie Maribel Yamberla Cachimuel

AGRADECIMIENTO

Agradezco a Dios por sostenerme con fe, paciencia y fortaleza. A mi esposo por su amor incondicional y su esfuerzo constante que me ayudo cuando más lo necesite. A mis padres, por su apoyo constante y la confianza que me impulsó a no rendirme. A mi director de Tesis, por su paciencia y acompañamiento permanente en la orientación académica y sus aportes durante el desarrollo de esta investigación. A la Universidad Técnica del Norte, por brindarme las herramientas y el espacio para crecer profesionalmente

Leslie Maribel Yamberla Cachimuel

RESUMEN

La desnutrición crónica infantil es uno de los problemas más importantes que aun radica en el Ecuador y mantiene brechas territoriales que pueden condicionar la efectividad de las políticas públicas, por tanto, el presente estudio evalúa si la transferencia monetaria del Bono de los 1.000 Días se encuentra vinculada con una reducción de la DCI y si su efecto difiere entre zonas urbanas y rurales. El objetivo general se enfocó en estudiar el efecto causal de la recepción del bono sobre la probabilidad de la DCI bajo las condiciones de heterogeneidad territorial. Para ello, se utilizó un diseño cuasi-experimental con apoyo de la información recabada en la ENDI R2 durante el período 2023–2024. Es así que se trabajó con una muestra total de 22.167 niños menores de 60 meses, en donde el efecto se estimó mediante el uso del Propensity Score Matching 1:1 con modelo logit para la propensión y errores robustos, sobre las cuales se verificaron aspectos importantes como el soporte común y el balance de covariables. La DCI en la muestra fue 17.9% y la proporción de hogares tratados 6.4%; el emparejamiento generó 1.421 tratados y 1.421 controles. Los resultados muestran un efecto medio el cual es no significativo del bono sobre la DCI (ATET = −0.0010; p = 0.943), asimismo, en el análisis por zona no se encontraron identificó efectos causales ni evidencia sostenida de heterogeneidad territorial. Finalmente, se concluye que en el período observado y bajo control por observables, no se identifica una reducción promedio de la DCI atribuible al Bono de los 1.000 Días.

Palabras clave: desnutrición crónica infantil, Bono 1.000 Días, transferencias monetarias, evaluación de impacto, Propensity Score Matching, Ecuador.

ABSTRACT

Chronic child malnutrition is one of the most significant problems still present in Ecuador, and territorial disparities can limit the effectiveness of public policies. Therefore, this study evaluates whether the 1,000 Days Bonus cash transfer is linked to a reduction in chronic child malnutrition and whether its effect differs between urban and rural areas. The general objective focused on studying the causal effect of receiving the bonus on the probability of chronic child malnutrition (DCI) under conditions of territorial heterogeneity. To this end, a quasi-experimental design was employed, supported by data collected during Round 2 of the ENDI survey (ENDI R2) covering the 2023–2024 period. Consequently, the analysis utilized a total sample of 22,167 children under 60 months of age; the effect was estimated using 1:1 Propensity Score Matching—incorporating a logit model for propensity scores and robust standard errors—for which key assumptions, such as common support and covariate balance, were duly verified. Within the sample, the prevalence of DCI was 17.9%, and the proportion of treated households was 6.4%; the matching procedure yielded a matched sample comprising 1,421 treated units and 1,421 control units. The results indicate a non-significant average effect of the bonus on DCI (ATET = −0.0010; p = 0.943); furthermore, the analysis disaggregated by geographic zone revealed neither causal effects nor sustained evidence of territorial heterogeneity. In conclusion, for the observed period—and after controlling for observable characteristics—no average reduction in DCI attributable to the "1,000 Days Bonus" was identified.

Keywords: chronic child malnutrition, 1,000 Days Bonus, cash transfers, impact evaluation, propensity score matching, Ecuador.

ÍNDICE DE CONTENIDOS

INTRODUCCIÓN 14

Problema de investigación 14

Delimitación del problema 16

Formulación del problema 17

Justificación 18

Objetivos 19

Objetivo general 19

Objetivos específicos 19

Hipótesis o preguntas de investigación 20

Hipótesis General 20

CAPÍTULO I 21

MARCO TEÓRICO 21

1.1. Antecedentes 21

1.2 Fundamentación teórica 22

1.2.1. Teoría del Capital Humano y la Ventana de Oportunidad 22

1.2.2. Modelo de Producción de Salud (Grossman, 1972) 23

1.2.3. Enfoque de las Capacidades (Sen, 1999) y la Pobreza Multidimensional 24

1.2.4. Teoría de la Focalización y la Elección Pública 25

1.3. Fundamentación conceptual 26

1.3.1 Teoría de la Focalización y la Elección Pública 26

1.3.2 Primeros 1.000 días como ventana crítica 28

1.3.3 Indicadores antropométricos 30

1.3.4 Acceso y uso de servicios de salud materno-infantil 33

1.3.5 Variable de tratamiento y construcción de grupos 34

1.3.6 Propensity Score Matching (PSM) 36

1.3.7 Algoritmos de emparejamiento 38

1.3.8 Balance de covariables y diagnóstico del matching 38

1.3.9 Efecto del tratamiento y heterogeneidad de efectos entre subgrupos 40

1.4. Revisión sistemática de la Literatura 42

CAPÍTULO II 44

MATERIALES Y MÉTODOS 44

2.1. Enfoque metodológico y diseño de investigación 44

2.2. Fuente de datos, periodo y unidad de análisis 45

2.3. Población de estudio, muestra y criterios de selección 45

2.4. Definición y operacionalización de variables 47

2.5. Estrategia de identificación causal y justificación del PSM 47

2.6. Estimación del propensity score y especificación del modelo de selección 49

2.7. Procedimiento de emparejamiento y diagnóstico de calidad 50

2.8. Estimación del efecto causal (ATT) en la muestra emparejada 51

2.9. Heterogeneidad del efecto por zona (rural vs urbana) 52

2.10. Robustez, validez y consideraciones éticas.....54

2.10.1. Robustez.....54

2.10.2. Validez 54

2.10.3. Consideraciones éticas 55

CAPÍTULO III 56

RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....56

3.1. Discusión.....56

3.1.1. Descripción de la muestra analítica y criterios finales de inclusión 56

3.1.2. Estadísticas descriptivas.....57

3.1.3. Distribución territorial.....59

3.1.4. Diagnóstico de sesgo de selección 61

3.1.5. Estimación del Propensity Score y soporte común.....62

3.1.6. Calidad del emparejamiento.....63

3.1.7. Efecto causal promedio (ATT/ATET) del Bono sobre la DCI 65

3.1.8. Heterogeneidad del efecto por zona.....66

3.2. Discusión.....67

CAPÍTULO IV 70

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES 70

4.1. Conclusiones.....70

4.2. Recomendaciones 71

Referencias Bibliográficas.....73

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1 Componentes de la ventana de oportunidad 29

Tabla 2 Clasificación estándar de los indicadores antropométricos 31

Tabla 3 Revisión sistemática de la literatura 42

Tabla 4 Matriz de operacionalización de variables..... 47

Tabla 5 Resumen de frecuencias desnutrición crónica infantil..... 56

Tabla 6 Resumen de frecuencias quintiles por ingresos 56

Tabla 7 Estadísticas descriptivas de la muestra analítica..... 58

Tabla 8 Distribución de la DCI por área de residencia 59

Tabla 9 Distribución del Bono 1000 Días por área de residencia..... 59

Tabla 10 Distribución de la DCI por región natural 60

Tabla 11 Distribución del Bono 1000 Días por región natural..... 60

Tabla 12 Diagnóstico de sesgo de selección y mejora del balance (diferencias estandarizadas) 61

Tabla 13 Efecto causal promedio del Bono 1000 Días sobre DCI 66

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 Distribución del propensity score y soporte común antes y después del emparejamiento 63

INTRODUCCIÓN

Problema de investigación

A nivel mundial la desnutrición crónica continúa siendo un problema masivo y silencioso: en 2024 se estimó que al menos 150.2 millones de niñas y niños menores de cinco años presentaban retraso del crecimiento siendo esto un 23.2% de todos los niños y niñas de este grupo de edad. Por otro lado, 42.8 millones presentaron cuadros de desnutrición con respecto a su estatura y un 5.5%, es decir, 35.5 millones fueron identificados con sobrepeso asimismo, respecto a su estatura. Finalmente, en los casos más graves la OMS estimó que en el 2024, 12.2 millones de niños y niñas menores de cinco años tuvieron cuadros de desnutrición aguda en su forma grave (OMS, 2024).

En Ecuador, este problema se vuelve mucho más preocupante porque se concentra en la etapa de la primera infancia. Los resultados de la ENDI 2023–2024 estiman que 19.3% de los menores de 2 años presenta desnutrición crónica infantil, y que en menores de 5 años el indicador se ubica en 17.5% (ENDI, 2024). No obstante, la UNICEF advierte que los costos asociados a la malnutrición alcanzan 4.3% del PIB, y esto, al sumar los respectivos gastos en salud, educación y pérdida de productividad, la propuesta de reducir la Desnutrición Crónica Infantil (DCI) no sería solo una meta social, sino también una prioridad económica y de desarrollo en el Ecuador.

Sin embargo, el promedio nacional estimado oculta ciertas desigualdades a nivel territorial; en el mismo Boletín de la ENDI 2023–2024, la DCI en menores de 2 años es mayor en el área rural con un 22.1% con respecto al valor estimado en el área urbana de un 17.6%, demostrando claramente que el lugar de residencia condiciona en su totalidad la probabilidad de presentar retraso en el crecimiento del menor. Aun así, el problema no sería homogéneo considerando únicamente el marco de la población rural: el reporte técnico de la Fundación Ecuador Crece

Contigo señala que para el 2025 diferentes organismos gubernamentales planean reducir en un 3.9% la tasa de esta problemática, traduciéndose en al menos 71 millones de niños menores de cinco años libres de DCI (Fundación Ecuador Crece Contigo, 2024).

En este mismo sentido, la pobreza y la desigualdad operan como causas estructurales que afectan a los índices de desnutrición por temas materiales y de acceso. A diciembre de 2025, la pobreza por ingresos fue 37.6% en el área rural frente a 13.8% en el área urbana; y la pobreza por necesidades básicas insatisfechas alcanzó un 53.9% en lo rural frente a 20.1% en lo urbano (INEC, 2025). En consecuencias, cada una de estas brechas limitan el presupuesto del hogar, reduciendo consigo la diversidad alimentaria. Por otro lado, en la ENDI 2023–2024, la anemia en niños de 6 a 23 meses fue 36.9%, con niveles mayores en el área rural en un 39.3% que en la urbana en un 35.6%. Aunque el control prenatal se mantiene alto, aún persisten brechas en el seguimiento infantil, en donde solo 45.2% de niñas y niños cumple al menos 13 controles de “niño sano” (ENDI, 2024).

Frente a este escenario, se implementó una intervención focalizada por parte del Estado Ecuatoriano en la etapa crítica de los primeros 1.000 días, esto se denomina, el Bono Infancia Futuro o Bono de los 1.000 días. Este programa entrega una transferencia fija mensual de USD 50 y pagos adicionales por hitos los cuales van desde los USD 90, 120 y 120, y que estarían vinculados a controles prenatales, controles de crecimiento y vacunación, y registro de nacimiento. Aunque la pobreza y la desigualdad son estructurales, el bono busca aliviar precisamente cada una de estas restricciones de liquidez del hogar y, al mismo tiempo, incentivar el uso oportuno de servicios preventivos para madre e hijo, sobre todo en el periodo más sensible del crecimiento (Ministerio de Desarrollo Humano, 2024).

Aun así, pese a esta estrategia del Gobierno Central como parte de una solución a este problema, es posible que el efecto del bono no responda de manera uniforme o equitativa entre el área rural y urbana. En las ciudades, la cercanía a centros de salud y mercados facilita que esto se traduzca en acceso a transporte, alimentos complementarios y seguimiento de controles. En cambio, en el área rural la mayor pobreza, así como la dispersión de servicios pueden reducir la eficacia de una política centrada en la demanda, porque parte del costo real es el acceso urbano (INEC, 2025). Aunque el bono aumenta los ingresos del hogar, no elimina esas en su totalidad estas restricciones, de manera que sería razonable pensar y plantear un efecto diferenciado por área.

El principal vacío que aborda el presente trabajo de investigación es que aún no se sabe con suficiente claridad si el Bono Infancia Futuro es capaz de reducir la desnutrición crónica infantil de igual forma en áreas rurales y urbanas del país. Existen estudios previos sobre transferencias condicionadas en Ecuador, como evaluaciones con métodos cuasi experimentales, pero esos resultados corresponden a programas con un diseño diferente al Bono de los 1.000 días, por ello, se requiere una estimación específica del bono actual que permita comparar su efecto entre ambos territorios y comprender si contribuye a reducir; o si reproduce, desigualdades nutricionales por lugar de residencia.

Delimitación del problema

Este estudio se delimita al Ecuador y analiza el efecto del Bono de los 1.000 Días sobre la desnutrición crónica infantil, considerando si este impacto cambia o varía entre áreas urbanas y rurales. La delimitación territorial se definirá por “área” (urbano/rural) tal como está disponible en las fuentes estadísticas nacionales; de este modo, la comparación entre estas dos zonas, rural–urbano se exponen como un contraste territorial dentro del mismo país, lo cual es muy relevante

dado que el mismo Censo Nacional ha demostrado que Ecuador es mayoritariamente urbano con un 63.1% pero mantiene una fracción rural importante en un 36.9%, en donde precisamente las barreras de acceso a servicios y la vulnerabilidad pueden comportarse de forma diferente (INEC, 2023).

Por otro lado, el análisis se concentrará en hogares con niñas y niños, priorizando el rango de edad asociado a los primeros 1.000 días los cuales se encuentra entre la etapa de gestación y hasta los 24 meses, siguiendo la lógica misma del programa. En el plano operativo, se trabajará con la ENDI – Ronda 2, cuyo período de referencia es julio 2023 a agosto 2024, con una cobertura nacional y desagregación urbano–rural y provincial. Para caracterizar el programa dentro de esta delimitación, se considerará su diseño de transferencia: un pago fijo mensual y pagos adicionales condicionados a hitos de salud materno-infantil (controles prenatales/controles del niño sano/registro oportuno), porque esa estructura es la que podría generar mecanismos distintos en rural y urbano.

Formulación del problema

Dado que la DCI constituye una condición persistente de desigualdad social en el Ecuador y que, como respuesta pública, se ha implementado el Bono de los 1.000 Días como apoyo económico orientado a la primera infancia desde el embarazo de la madre hasta los 2 años de vida del menor. Por tanto, esta investigación busca determinar si dicha intervención se asocia con una disminución efectiva del problema, por ello, la pregunta general que orienta el estudio es: ¿Cuál es el efecto del Bono de los 1.000 Días en la reducción de la prevalencia de desnutrición crónica infantil en Ecuador?

No obstante, debido a que las condiciones de acceso a servicios, disponibilidad de alimentos y vulnerabilidad socioeconómica no son iguales en todo el territorio ecuatoriano, es necesario profundizar en un análisis comparativo que permita identificar posibles diferencias territoriales. Por ello, la pregunta específica se formula de la siguiente manera: ¿El efecto del Bono de los 1.000 Días sobre la desnutrición crónica infantil difiere significativamente entre las zonas rurales y urbanas del Ecuador?

Justificación

En Ecuador, la DCI sigue siendo un problema que compromete una serie de capacidades y reproduce desigualdades, a esto, la Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil señala que, en niñas y niños menores de dos años, la DCI alcanza 19.3% a nivel nacional, con una brecha territorial marcada: 22.1% en el área rural frente a 17.6% en el área urbana (INEC, 2025). Este contraste se asocia con las diferentes condiciones de vida desiguales, así como también el acceso efectivo a agua apta para el consumo y saneamiento, disponibilidad de servicios de salud y prácticas de cuidado.

De este modo, la política pública enfrenta el reto de actuar en los primeros mil días, cuando el control prenatal y la alimentación del lactante condicionan el crecimiento. Aunque en la región se usan apoyos económicos vinculados a controles de salud, el efecto sobre la baja talla depende del diseño y de la oferta real de servicios, especialmente donde existen barreras de acceso. Cuevas et al. (2021) en su análisis sobre magnitud y factores asociados a la desnutrición crónica estudian a las desigualdades por territorio y pobreza, por lo que los autores recomiendan evaluar intervenciones con un lente territorial y la necesidad de seguimiento de mediano plazo.

No obstante, en Ecuador el Bono de los 1000 Días el mismo que está dirigido a mujeres gestantes hasta cuando el menor cumpla los dos años de vida, y esto, con corresponsabilidades ligadas a controles de salud; exige evidencia propia sobre su aporte a la reducción de la DCI (Decreto Ejecutivo N. 435, 2022). Aunque el país cuenta con investigaciones sobre transferencias previas como es el caso del trabajo realizado por Collaguazo y López (2025), el estudio técnico señala que estos resultados no se trasladan automáticamente al diseño y a la lógica de hitos del Bono 1000 Días, por ello, aun cuando ya aparecen evaluaciones puntuales, sigue siendo limitada la evidencia que compare, de manera explícita, su efecto entre áreas rurales y urbanas.

Objetivos

Objetivo general

- Estimar el efecto causal de la recepción del Bono de los 1000 Días sobre la probabilidad de Desnutrición Crónica Infantil (DCI) en niños menores de 5 años en Ecuador, y evaluar si dicho efecto difiere significativamente entre las zonas rurales y urbanas.

Objetivos específicos

- Describir la prevalencia de la DCI y los patrones de focalización del Bono de los 1000 Días en Ecuador, desagregando por zona de residencia (rural/urbana) y regiones naturales.
- Identificar los determinantes socioeconómicos y demográficos asociados a la recepción del Bono de los 1000 Días (análisis de focalización).

- Estimar el Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT) del Bono de los 1000 Días en la reducción de la DCI, utilizando Propensity Score Matching (PSM) para controlar el sesgo de selección.
- Analizar la heterogeneidad del efecto causal estimado en (3) según la zona de residencia (rural vs. urbana), mediante la interacción del indicador de tratamiento con la variable de zona.

Hipótesis o preguntas de investigación

Hipótesis General

$H_{0:}$ No existe una diferencia estadísticamente significativa en la prevalencia de desnutrición crónica infantil entre los niños cuyos hogares reciben el Bono de los 1000 Días y aquellos niños no beneficiarios de características socioeconómicas similares, en el contexto ecuatoriano durante el periodo 2023-2024

$H_{1:}$ La recepción del Bono de los 1000 Días reduce estadísticamente la probabilidad de que un niño o niña menor de 5 años presente desnutrición crónica infantil (DCI) en Ecuador, en comparación con niños no beneficiarios de características socioeconómicas similares.

CAPÍTULO I

MARCO TEÓRICO

1.1.Antecedentes

A nivel internacional, Parnham et al. (2020) evaluaron en el Reino Unido el programa "Healthy Start" por parte de un beneficio dirigido a gestantes y hogares con niñas y niños pequeños para comprar alimentos específicos mediante tiques o vales. Con datos nacionales de la Living Costs and Food Survey entre los años 2010–2017, los autores revisaron la información de 4.869 hogares de mujeres en embarazo o niños de 0–3 años, en el cual reportaron que solo 54% de los hogares elegibles participaba, asimismo, no hallaron diferencias significativas en el gasto o cantidad de frutas y verduras entre participantes y elegibles no participantes; además, los hogares "casi elegibles" y no elegibles registraron mayor gasto semanal en frutas y verduras que los elegibles.

Por otro lado, Whaley et al. (2023) examinaron el aumento del Cash Value Benefit (CVB) del programa WIC en los Estados Unidos, el cual tiene como finalidad proporcionar el apoyo para la compra de alimentos, incluyendo frutas y verduras. Los autores reportaron efectos en seguridad alimentaria y consumo, con seguimiento hasta mayo de 2022, en donde los resultados demuestran que, tras el incremento del beneficio, la seguridad alimentaria del hogar aumentó 10% y, entre niñas y niños con menor consumo inicial se observó un aumento de 0.23 tazas/día. Se observa que el impacto de este programa en la población no es uniforme puesto que depende del punto de partida y del entorno de acceso a alimentos saludables; aun así, la conclusión de este estudio se basa es que incrementos bien focalizados pueden mejorar los indicadores ligados a nutrición y bienestar alimentario.

Finalmente, en el Ecuador, es el documento de trabajo de UNU-WIDER realizado por Delgado et al. (2025), se analiza el Bono 1.000 días con un enfoque causal (diseño de discontinuidad) usando registros administrativos y ENDI. El estudio reporta que el programa se asocia con una mejora significativa de aproximadamente 0.5sd en el puntaje talla-para-edad (HAZ) entre niñas y niños pobres cercanos al umbral de elegibilidad, siendo un claro indicio de que existe una mejora importante en el crecimiento lineal. Además, menciona que para 1 de febrero del año 2025 el seguimiento administrativo registraba 123.732 niñas y niños menores de dos años beneficiarios. El vacío de los aportes en la academia en torno a este programa es que no existe un desglose sistemático por zona urbano/rural y por condiciones territoriales, por ello, la conclusión práctica es que hace falta estimar el impacto con comparación explícita por zona, no solo un promedio nacional.

1.2 Fundamentación teórica

1.2.1. Teoría del Capital Humano y la Ventana de Oportunidad

Desde la teoría del capital humano, la salud y la nutrición no se entiende precisamente como un “gasto”, sino como inversión que permite incrementar cada una de las capacidades productivas futuras. Becker (1964) plantea que el Estado asigna recursos a educación, salud y formación porque estos elevan la productividad, así como los ingresos a lo largo del ciclo de vida en el núcleo familiar. Por su parte, Heckman (2006) sostiene que las inversiones tempranas generan retornos mucho más altos que las tardías, porque las habilidades se construyen de manera acumulativa, es decir, mejores condiciones biológicas y cognitivas en la infancia facilitan aprendizajes adecuados y, por tanto, mayores rendimientos educativos y laborales.

En tal sentido, el Bono de los 1.000 días puede ser visto como un instrumento que reduce las restricciones económicas del hogar y contribuye a favorecer cada una de las decisiones de inversión en la primera infancia, sobre todo en alimentación adecuada, controles de salud y prácticas preventivas. En los casos de pobreza, los hogares están expuestos a ingresos mínimos, sin acceso a créditos que pueden llevar a decisiones óptimas desde el punto de vista social, aun cuando existan beneficios futuros claros; por ello, una transferencia focalizada puede modificar la asignación dentro del hogar hacia bienes y servicios con alto retorno en el desarrollo infantil. Currie y Almond (2011) explican que los shocks y condiciones en la primera infancia tienen efectos duraderos, y que las políticas que protegen ese periodo pueden mejorar el acceso a los servicios de salud, aprendizaje y productividad.

1.2.2. Modelo de Producción de Salud (Grossman, 1972)

El modelo de Grossman (1972) concibe a la salud como un stock de capital que las personas "poseen" y administran a lo largo del ciclo de vida, esto se hereda en un nivel inicial y se deprecia con la edad, no obstante, esto puede aumentarse mediante inversión. La inversión no se limita a atención médica únicamente, sino incluye también insumos como alimentación, tiempo de cuidado y otras acciones preventivas las cuales se combinan dentro del hogar mediante una "función de producción" para generar salud. Por tanto, la salud produce "tiempo saludable" disponible para actividades productivas y de bienestar, por lo que el individuo decide cuánto invertir según costos, restricciones y beneficios esperados.

El Bono de los 1.000 días se constituye como una política la cual permite incrementar la capacidad real de un hogar ecuatoriano para invertir en los servicios de salud familiar sobre todo en los infantes, al aumentar el ingreso disponible y permitir destinar cada uno de estos recursos a insumos indispensables como la compra de alimentos adecuados, traslados, tiempo de cuidado y

atención preventiva. No obstante, en hogares con escasos recursos económicos, esa ampliación del margen de decisión de compra o inversión en salud y cuidados puede convertirse en producto de una salud temprana en el entorno familiar (Banco Mundial, 2025).

Además, la condicionalidad que se encuentra vinculada a controles y seguimiento funciona como un mecanismo para aumentar el uso de servicios preventivos y reducir fallas conductuales o de información las cuales podrían limitar la demanda de atención oportuna en el hogar. No obstante, la evidencia de programas de transferencias condicionadas como PROGRESA en México muestra mejoras en salud infantil derivadas del componente monetario y de la exigencia de controles, respaldando así la lógica del canal preventivo que aquí se busca analizar (Gertler, 2004).

1.2.3. Enfoque de las Capacidades (Sen, 1999) y la Pobreza Multidimensional

El enfoque de las capacidades plantea que el desarrollo a más de ser el crecimiento del ingreso familiar, se conoce como la expansión de las libertades reales de las personas para elegir y llevar la vida que valoran. Por tanto, considerando lo mencionado, lo principal en este enfoque es contar con las suficientes capacidades de manera efectiva para “hacer y ser”, por ejemplo, estar diferencias de forma clara entre estar sano, aprender, participar, decidir. Sen (1999) por su parte, sostiene que la pobreza no es más que la privación de las capacidades, ya que el ingreso es un medio y no precisamente un fin; por ello, dos hogares con el mismo ingreso pueden experimentar niveles distintos de bienestar si enfrentan barreras estructurales tales como los servicios, discriminación, territorio.

Asimismo, Alkire y Foster (2011) señalan a la pobreza multidimensional como privaciones simultáneas en dimensiones básicas del bienestar. Desde este marco, la DCI constituye una

privación fundamental porque restringe tempranamente la formación de capacidades, lo que consecuentemente limita el desarrollo físico y cognitivo del menor, y con ello condiciona posibles trayectorias educativas, así como oportunidades futuras siendo esto una clara desventaja intergeneracional.

De manera que, el Bono de los 1.000 días constituye un instrumento el cual está orientado a expandir cada una de las capacidades en un periodo determinado, ya que al aliviar las restricciones materiales puede facilitar prácticas de cuidado y alimentación, mientras que la condicionalidad vinculada a controles de salud busca fortalecer la agencia materna, promoviendo así una serie de decisiones y el uso oportuno de servicios preventivos. Así, la intervención apunta a transformar cada uno de estos recursos en funcionamientos valiosos en torno a cuidar, acceder, prevenir, sobre todo donde la pobreza multidimensional opera como barrera estructural (Sen, 1999; Alkire y Foster, 2011).

1.2.4. Teoría de la Focalización y la Elección Pública

La teoría de la focalización sostiene que un programa social suele ser mucho más eficiente y equitativo cuando asigna los recursos necesarios a la población objetivo con el menor "desperdicio" posible, esto implica reducir dos fallas clásicas: errores de inclusión, denominado beneficios que llegan a no pobres/no elegibles, y errores de exclusión conocidos como pobres/elegibles que quedan fuera. Coady et al. (2004), señala que ningún método focaliza de manera "perfecta" y que la elección del mecanismo tales como la prueba de medios, geográfico, comunitario, categórico; tiene trade-offs entre precisión, costos administrativos y aceptabilidad política. Por tanto, además, el diseño y la implementación pueden verse influidos por incentivos políticos y administrativos, siendo indispensable evaluar empíricamente si la focalización real coincide con la focalización declarada.

En el caso específico de la presente investigación, este enfoque permite identificar si hay señales de exclusión tales como hogares elegibles sin bono; o inclusión lo cual se distinguiría como hogares no elegibles con bono, y finalmente, si el patrón territorial responde a criterios técnicos o a dinámicas de implementación. A la vez, la teoría predice que el efecto adjunto final puede diferir rural/urbano porque el bono opera junto con "insumos complementarios" tales como controles, saneamiento, oferta de servicios; si la oferta es más débil o los costos de acceso son mayores en lo rural, el retorno marginal del bono puede ser distinto incluso con la misma transferencia (Ministerio de Salud Pública, 2021).

1.3. Fundamentación conceptual

1.3.1 Teoría de la Focalización y la Elección Pública

La desnutrición crónica infantil o DCI, también conocida como retraso en talla o stunting, hace referencia a una condición de crecimiento lineal insuficiente la cual refleja privaciones sostenidas como una alimentación inadecuada, infecciones repetidas en el menor y entornos adversos, todo esto durante un periodo prolongado sobre todo en la etapa de la primera infancia. La DCI se define cuando la longitud/talla para la edad se ubica por debajo de −2 desviaciones estándar respecto a la mediana de los Estándares de Crecimiento Infantil de la OMS, por lo tanto, el indicador se define como HAZ < −2 (ENDI, 2024).

Antropometría y estándar OMS

El Boletín Técnico Nro. 02-2024-ENDI (2024), señala que la DCI se estima a partir de mediciones antropométricas basadas en la longitud o talla del menor, y estas son tomadas bajo el uso de protocolos estandarizados y luego convertidas a puntajes Z (HAZ). En base a estas reglas se pueden comparar a cada niño o niña con un patrón específico de crecimiento en el que se

considera adecuado cuando existen condiciones saludables. Por otro lado, se conoce también que la misma OMS emplea estos estándares como referencia para el seguimiento de metas u objetivos alcanzados a nivel mundial sobre el estado de desnutrición, y en Ecuador, la ENDI es quien adopta esta definición al reportar la DCI para distintos grupos de edad.

¿Por qué es "crónica"?

Se denomina crónica porque no es capaz de capturar una pérdida de peso reciente, sino más bien lo reasigna como un rezago acumulado en el crecimiento de forma lineal. Esto la distingue de la emaciación la cual se asocia a una delgadez aguda por pérdida rápida de peso, y que suele elevar el riesgo inmediato de mortalidad. En la práctica, esta distinción es clave: la DCI requiere intervenciones en alimentación, salud preventiva y condiciones del entorno, no solo acciones de recuperación inmediata, la OMS monitorea el retraso en talla como un indicador central de las metas de nutrición, con documentos recientes de seguimiento hacia 2030 (OMS, 2025) .

En Ecuador, la ENDI 2023–2024 se estima que la DCI en menores de 2 años es 19.3%, con brecha territorial estimada en un 17.6% en el sector urbano y un 22.1% en el sector rural; además, el mismo estudio reporta que al menos un 17.5% se exponen en menores de 5 años. Complementariamente, reportes técnicos nacionales señalan que en ciertos territorios la DCI puede superar el 40%, lo que demuestra claramente una concentración territorial del problema (Fundación Ecuador Crece Contigo, 2024).

Determinantes o factores que la conducen

La DCI se entiende como resultado de múltiples niveles de determinación de las condiciones físicas del menor, siendo el índice evaluador de la calidad y formas de alimentación, enfermedades infecciosas y el cuidado que se puede tener. De la misma forma, el DCI, está sujeto

a factores como el acceso a servicios de salud, el agua apta para el consumo y las condiciones internas del hogar. En lo estructural, intervienen también dimensiones como la pobreza, la desigualdad y la exclusión territorial. En Ecuador, diferentes reportes del sistema “Ecuador Crece Sin Desnutrición Infantil” señalan explícitamente diferencias por área de residencia y la concentración territorial del problema, lo cual se encuentra alineada con este enfoque multicausal (Fundación Ecuador Crece Contigo, 2024).

Adair y Fall (2018) señalan que el retraso en talla se encuentra asociado con trayectorias que son menos favorables de capital humano, en la cual se incluye menor desempeño educativo así como menor productividad en la adultez, los autores consideran intrínsecos a ciertos efectos de largo plazo sobre educación e ingresos, así como los costos y consecuencias en términos de capital humano y productividad, en donde cada uno de estos podrían genera una alta asociación entre stunting y trayectorias del desarrollo cognitivo, sobre todo en casos de mecanismos biopsicosociales y oportunidades de estimulación (Sideropoulos et al., 2025). En el país, UNICEF ha difundido estimaciones sobre el costo macroeconómico de la malnutrición, señalando que los gastos asociados como la salud, educación y pérdida de productividad, en conjunto representan alrededor de 4.3% del PIB (UNICEF, 2024).

1.3.2 Primeros 1.000 días como ventana crítica

Concepto y alcance temporal

Los primeros 1.000 días se definen como el periodo que va desde la concepción o gestación hasta que el niño o la niña cumple 24 meses. Según el Documento Metodológico de la ENDI (2023) denominan “ventana de oportunidad” porque en ese lapso el acompañamiento en salud, alimentación y cuidado puede generar efectos positivos acumulativos en el desarrollo infantil y a

lo largo del ciclo de vida. Esta definición aparece explícitamente en el marco metodológico que Ecuador utiliza para medir y comprender la desnutrición crónica infantil, donde se considera que la ventana comprende la etapa prenatal hasta los 2 años de edad, así también la UNICEF considera este periodo como el más decisivo para una buena nutrición del menor (UNICEF, 2025).

Qué ocurre en estos 1.000 días

El Documento Metodológico de la ENDI (2023) señala cada uno de los procesos biológicos y sociales que pudieren condicionar el crecimiento lineal: (i) durante el embarazo se define parte del potencial de crecimiento y la salud neonatal; (ii) en los primeros meses la lactancia y el control de infecciones protegen el crecimiento; (iii) entre 6 y 24 meses la calidad de la alimentación complementaria y el entorno sanitario son decisivos. Por otro lado, la UNICEF señala que la prevención debe actuar precisamente desde el embarazo hasta los 2 años, porque cuando se detecta el retraso en crecimiento revertirlo es mucho más difícil su manejo a medida que pasa el tiempo.

Tabla 1

Componentes de la ventana de oportunidad

Periodo	Enfoque conceptual	Qué se busca asegurar
Gestación	Protección prenatal	Controles prenatales, prevención de riesgos maternos, preparación para parto
Nacimiento – 6 meses	Inicio de vida y protección	Lactancia, controles tempranos, prevención de infecciones
6 – 24 meses	Crecimiento acelerado y vulnerabilidad	Alimentación complementaria adecuada + continuidad de controles + entorno saludable

Nota. Elaboración propia

La estrategia nacional según el marco político

El Gobierno estructuró como respuesta a la DCI una política intersectorial la cual está liderada por la Secretaría Técnica Ecuador Crece Sin Desnutrición Infantil, con el apoyo directo de instituciones fijando metas claras a nivel nacional. El Plan Estratégico Intersectorial para la Prevención y Reducción de la DCI se presenta como un instrumento técnico y político para coordinar acciones y asegurar provisión eficiente de bienes y servicios, en la cual se incluye el seguimiento de un "paquete básico y priorizado" (Ministerio de Salud Pública, 2021).

El Bono 1.000 días dentro de esa arquitectura pública

El Bono 1.000 Días es una herramienta creada para incentivar y facilitar que la mayor cantidad de hogares en pobreza y extrema pobreza puedan acceder y usar de forma efectiva el paquete de bienes y servicios priorizados, combinando así una serie de herramientas de intervención. Este bono fue creado mediante Decreto Ejecutivo 435, suscrito el 1 de junio de 2022 e inició operativamente en julio de 2022 con los primeros desembolsos (Banco Mundial, 2025). Para la gestión de transferencias del sistema de protección social, el MIES emitió una normativa operativa la cual está relacionada con la regulación de pagos de transferencias monetarias (Acuerdo Ministerial N. MIES - 2022-037).

1.3.3 Indicadores antropométricos

Los indicadores antropométricos son medidas estandarizadas del cuerpo humano en la cual se basa principalmente en la longitud/talla, peso y, en algunos casos, circunferencia del brazo. Cada una de estas mediciones permiten evaluar el estado nutricional infantil para efectos comparativos entre poblaciones. De igual forma, su utilidad en salud pública radica en que

traducen mediciones físicas en indicadores estadísticos los cuales reflejan patrones de crecimiento y riesgos nutricionales. En encuestas nacionales como la ENDI, estos indicadores se construyen siguiendo estándares internacionales de la OMS para asegurar consistencia metodológica en el tiempo y entre países (ENDI, 2023).

Estándares de referencia y puntajes Z

La interpretación moderna de la antropometría infantil se basa en los puntajes Z, que expresan cuántas desviaciones estándar se encuentra una medición respecto a la mediana del patrón de referencia. En términos simples, el puntaje Z resume la distancia entre el crecimiento observado y el crecimiento esperado bajo condiciones saludables, de esta forma es que la medición se sustenta de las definiciones internacionales de retraso en talla (stunting), emaciación (wasting), bajo peso (underweight) y sobrepeso (overweight), reportadas por la OMS y por el sistema de estimaciones conjuntas UNICEF-OMS-Banco Mundial (OMS, 2024).

Indicadores principales en menores de 5 años

Tabla 2

Clasificación estándar de los indicadores antropométricos

Indicador (Z-score)	Descripción	Clasificación Estándar
HAZ (talla/edad)	Retraso en talla (crónico) Se usa para identificar desnutrición crónica infantil o retraso en talla. Refleja privaciones sostenidas y exposición prolongada a condiciones adversas.	• $\boldsymbol{Normal}$ (sin $DCI\ cuando\ HAZ \geq -2$) • $\boldsymbol{DCI\ moderada}$ ($-3 \leq HAZ < -2$) • $\boldsymbol{DCI\ severa}$ ($HAZ < -3$)

WHZ (peso/talla)	Se usa para identificar emaciación (wasting), asociada a pérdida de peso reciente o fracaso en el aumento de peso. Es un indicador ligado al riesgo inmediato, por eso se monitorea como meta global.	• ***Normal*** ($WHZ \geq -2$) • ***Emaciación moderada*** ($-3 \leq WHZ < -2$) • ***Emaciación severa*** ($WHZ < -3$)
WAZ (peso/edad)	Es un indicador "mixto" porque puede reflejar tanto problemas crónicos como agudos; por ello, se interpreta con cautela y suele acompañarse de HAZ y WHZ.	• ***Normal*** ($WAZ \geq -2$) • ***Bajo peso moderado*** ($-3 \leq WAZ < -2$) • ***Bajo peso severo*** ($HAZ < -3$)
WHZ alto (peso/talla)	Se estima usualmente con peso/talla (en menores pequeños) siguiendo puntos de corte OMS, y se integra al enfoque de "doble carga" de malnutrición (déficit y exceso).	• ***Normal*** ($WHZ \leq +2$) • ***Sobrepeso*** ($+2 < WHZ \leq +3$) • ***DCI severa*** ($WHZ > +3$)

Nota. Elaboración propia

Calidad de la medición y fuentes de error

En antropometría, la validez de los indicadores depende críticamente de cómo se mide, es decir, en el caso de errores pequeños en talla/longitud pueden ser capaces de mover el puntaje Z y cambiar la clasificación nutricional. Por eso, en estudios donde se basan con operaciones estadísticas especializadas (como la ENDI) incorporan protocolos de medición, capacitación, estandarización y revisión de consistencia, tomando como referencia recomendaciones internacionales para obtención, análisis y reporte de indicadores antropométricos. El INEC

documenta procedimientos de evaluación de calidad vinculados a este componente, precisamente para reducir sesgos por medición y asegurar comparabilidad (ENDI, 2024).

1.3.4 Acceso y uso de servicios de salud materno-infantil

El acceso a servicios de salud materno-infantil se entiende como la posibilidad real de que mujeres gestantes, así como recién nacidos y niñas/niños obtengan la atención médica oportuna y de calidad de vida cuando la requieran. En términos conceptuales, el acceso suele describirse por dimensiones complementarias:

- como la disponibilidad, siendo esto la existencia de servicios, personal e insumos
- accesibilidad geográfica, conocida como la distancia/tiempo
- asequibilidad, traducida en los costos directos e indirectos que se generan
- aceptabilidad, basada en la pertinencia cultural y trato
- y, la calidad, que es la capacidad de resolver necesidades con seguridad

La OPS señala que la salud materna y neonatal están estrechamente relacionadas y que la atención y tratamiento a tiempo, la cual está incluida en la atención por personal capacitado, suele ser totalmente decisiva para prevenir complicaciones (OPS, 2024).

El uso o utilización, hace alusión a la acción concreta de asistir, recibir y completar las prestaciones; por eso, esto es expresado mediante la cantidad de coberturas y cumplimiento de controles. No obstante, en el campo materno-infantil, el enfoque rector de atención, integra algunas etapas que son consecuentes entre sí, estas son, el embarazo, el parto, el posparto/posnatal y la etapa final de la primera infancia. Las guías internacionales como la OPS/CLAP estudian sobre la continuidad que se tiene que dar en torno a la atención de la mujer y el recién nacido en el cual

orientan la organización de cada uno de los servicios para asegurar precisamente la calidad a lo largo del ciclo perinatal (OPS, 2019).

En Ecuador, el marco normativo enmarca nuevamente la idea de continuidad y calidad en la atención materno-infantil, por ello, la normativa ESAMyN (Establecimientos de Salud Amigos de la Madre y del Niño) define pautas para asegurar "buen inicio a la vida" con calidad, calidez, continuidad, pertinencia e integralidad en la atención a la madre y al recién nacido, la misma que está alineada con el Modelo de Atención Integral en Salud. Asimismo, existen documentos técnicos que se encuentran vinculados a la atención prenatal, así como a la gestión del riesgo obstétrico dentro del Sistema Nacional de Salud, en donde se estandarizan una serie de procedimientos para el control prenatal, así como para la categorización del riesgo (Ministerio de Salud, 2024).

1.3.5 Variable de tratamiento y construcción de grupos

En evaluación cuantitativa de políticas, la variable de tratamiento representa la exposición de una unidad de análisis a una intervención (programa, subsidio, servicio, norma). Se define como una variable de tratamiento si:

$$D_i = \begin{cases} 1 & si\ la\ unidad\ i\ recibe\ el\ tratamiento \\ 0 & si\ la\ unidad\ i\ no\ recibe\ el\ tratamiento \end{cases}$$

Donde i puede ser un individuo, un hogar o, cuando corresponde, un niño/a vinculado al hogar. Conceptualmente, el tratamiento debe definirse de forma observacional con la fuente de datos y con un periodo temporal bien delimitado. Esto permite identificar de manera transparente quién integra el grupo tratado y quién integra el grupo no tratado (Imbens y Rubin, 2015).

La construcción de los equipos consiste en formar un grupo de tratamiento y un grupo de comparación a partir de los individuos D_i. El grupo tratado es $\{i: D_i = 1\}$ y el grupo no tratado es $\{i: D_i = 0\}$. En donde este segundo grupo puede diferir sistemáticamente del tratado, pero es el punto de partida para métodos de comparación en casos de parametrización ajustada. La lógica formal se expresa con el marco de resultados en donde cada unidad i tiene dos resultados posibles, $Y_i(1)$ si recibe el tratamiento y $Y_i(0)$ si no lo recibe:

$$Y_i = D_i Y_i(1) + (1 - D_i) Y_i(0)$$

El problema central es que $Y_i(1) y\ Y_i(0)$ no se observan al mismo tiempo y tampoco para la misma unidad, por lo que construir un grupo de comparación se trata en todo caso de aproximar el resultado no observado. Para que la variable de tratamiento sea consistente, debe especificarse (i) el nivel de asignación (individuo/hogar), (ii) la regla de vinculación cuando la unidad analítica es distinta y (iii) el horizonte temporal (Imbens y Rubin, 2015). Si el tratamiento se define a nivel hogar y la unidad de análisis es el niño/a, se usa una relación del tipo:

$$D_{ih} = 1 \Leftrightarrow el\ hogar\ h\ del\ niño\ (i)\ recibe\ el\ programa$$

de modo que el tratamiento del niño se deriva del tratamiento del hogar. En cualquier caso, conviene declarar que el grupo tratado contiene observaciones con $D = 1$ y el grupo control potencial contiene $D = 0$, aplicando criterios de consistencia (por ejemplo, información completa en Y, D y covariables clave) para evitar sesgos por datos faltantes.

Finalmente, en la construcción de grupos suelen declararse supuestos básicos de interpretación: no ambigüedad del tratamiento (toda unidad con $D = 1$ recibe el mismo tipo de intervención definida), consistencia (si $D_i = 1$, entonces el resultado observado corresponde a $Y_i(1)$), y una forma de no interferencia o independencia entre unidades (frecuente en la práctica

como parte de SUTVA), que implica que el tratamiento de una unidad no modifica el resultado de otra. Con estas definiciones, el análisis econométrico posterior se enfoca en aproximar el contrafactual y estimar diferencias de resultados entre grupos bajo supuestos explícitos y verificaciones empíricas.

1.3.6 Propensity Score Matching (PSM)

El Propensity Score Matching (PSM) es una estrategia de evaluación cuasi-experimental diseñada para reducir el sesgo de selección en estudios observacionales cuando no existe asignación aleatoria del tratamiento. Esto se trata de poder resumir todo en un solo valor, en donde se conciba la probabilidad de recibir el tratamiento dadas características, y ese valor se denomina puntaje de propensión o propensity score. Formalmente, para cada unidad i, el puntaje se define como:

$$e(X_i) = \Pr\left(D_i = 1 \mid X_i\right)$$

donde D_i indica tratamiento ($D_i = 1$) o no tratamiento ($D_i = 0$), y X_i es el vector de covariables observadas previas o aquellas que no fueron afectadas por el tratamiento. El resultado a considerar es la propiedad de balance: condicionado en $e(X_i)$, la distribución de $X_i$tiende a ser comparable entre tratados y no tratados, lo que da paso a que se pueda construir un grupo de comparación mucho más similar al grupo tratado (Rosenbaum y Rubin, 1983).

La implementación de PSM sigue una lógica secuencial en donde, en primera instancia, se estima $e(X_i)$ mediante un modelo los cuales son comúnmente el modelo Logit o Probit, usando covariables que tengan que ver con la estimación de la probabilidad de recibir el tratamiento como en el resultado potencial. Luego, se realiza el emparejamiento en donde a cada tratado se compara con uno o varios no tratados con puntajes de propensión similares. Entre los algoritmos más

frecuentes están el vecino más cercano, el emparejamiento con reposición y el uso de un caliper, esto, para evitar emparejar unidades demasiado distintas en $e(X)$. Tercero, se verifica el balance de covariables antes y después del emparejamiento usando diferencias estandarizadas y/o pruebas comparativas, en donde la finalidad es demostrar que el matching efectivamente redujo discrepancias en X (QinYu et al., 2021).

El PSM se basa en dos supuestos conceptuales, el primero es el de independencia condicional el cual también se conoce como "no confusores no observados" o en inglés unconfoundedness):

$$(Y_i(1), Y_i(0)) \perp D_i \mid X_i$$

Este indica que, dado X_i, la asignación al tratamiento es "como si" fuera aleatoria respecto a los resultados posibles. El segundo es el de solapamiento/positividad (overlap):

$$0 < \Pr(D_i = 1 \mid X_i) < 1,$$

que garantiza que existan unidades comparables en ambos grupos para valores relevantes de X(zona de soporte común). Cuando estos supuestos son razonables y el balance es adecuado, el PSM permite estimar efectos promedio comparando resultados en la muestra emparejada; por ejemplo, el efecto promedio sobre tratados puede expresarse como:

$$ATT = E[Y(1) - Y(0) \mid D = 1],$$

aproximando $Y(0)$ del tratado con el resultado del control emparejado (Rosenbaum y Rubin, 1983).

1.3.7 Algoritmos de emparejamiento

En el marco del Propensity Score Matching (PSM), los algoritmos de emparejamiento son reglas formales para asignar a cada unidad tratada ($D_i = 1$) una o varias unidades de comparación ($D_j = 0$) que sean "similares" según una medida de distancia, usualmente basada en el puntaje de propensión. La distancia típica es la diferencia absoluta del puntaje:

$$d(i,j) = | e(X_i) - e(X_j) |,$$

y el emparejamiento busca minimizar $d(i,j)$sujeto a restricciones operativas (por ejemplo, número de controles por tratado, reposición, tolerancia). En la práctica, el algoritmo elegido condiciona el "compromiso" entre sesgo (calidad del emparejamiento) y varianza (cantidad de observaciones efectivamente usadas), por lo que su definición conceptual debe quedar explícita en la metodología (QinYu et al., 2021).

Vecino más cercano (Nearest Neighbor Matching)

Empareja cada tratado con el control cuya distancia $d(i,j)$sea mínima:

$$j^*(i) = \arg \min_{j:D_j=0} | e(X_i) - e(X_j) |.$$

Puede ser 1 a 1 (un control por tratado) o k-vecinos (varios controles por tratado), promediando los resultados de los controles asignados. Se puede aplicar con reposición (un mismo control puede servir para varios tratados) o sin reposición (cada control se usa una sola vez) (QinYu et al., 2021).

1.3.8 Balance de covariables y diagnóstico del matching

El balance de covariables se refiere a que, después del emparejamiento, las variables observables Xtengan distribuciones similares entre el grupo tratado ($D = 1$)y el grupo control

emparejado ($D = 0$). El objetivo del diagnóstico no es "predecir" el tratamiento, sino comprobar que el matching redujo las diferencias sistemáticas en X, de modo que la comparación del resultado Ysea más creíble bajo selección en observables. La literatura metodológica recomienda evaluar balance con métricas independientes del tamaño muestral, especialmente la diferencia de medias estandarizada (SMD), y complementarlo con diagnósticos gráficos (Austin et al., 2021).

Diferencia de medias estandarizada (SMD)

Para una covariable continua X_k, la SMD se define como:

$$SMD_k = \frac{\bar{X}_{k,1} - \bar{X}_{k,0}}{s_{k,p}}, s_{k,p} = \sqrt{\frac{s_{k,1}^2 + s_{k,0}^2}{2}}$$

donde $\bar{X}_{k,1}$y $\bar{X}_{k,0}$son las medias en tratados y controles, y $s_{k,1}^2$, $s_{k,0}^2$sus varianzas.

Para una covariable dicotómica $X_k \in \{0,1\}$(proporción p), una forma usual es:

$$SMD_k = \frac{p_{k,1} - p_{k,0}}{\sqrt{\frac{p_{k,1}(1-p_{k,1}) + p_{k,0}(1-p_{k,0})}{2}}}.$$

Criterio operativo común: considerar buen balance cuando $| SMD_k | < 0.10$(equivalente a 10%), reportándolo antes y después del matching para cada covariable (Zhang et al., 2019).

Diagnósticos adicionales recomendables

Además de $| SMD |$, se suelen reportar:

a) Razón de varianzas (para continuas):

$$VR_k = \frac{s_{k,1}^2}{s_{k,0}^2}.$$

Se interpreta como control de diferencias de dispersión (Austin et al., 2021).

b) Soporte común / solapamiento del propensity score:

Verificar que tratados y controles emparejados compartan rangos comparables de $\hat{e}(X)$. Una práctica estándar es inspeccionar densidades/histogramas del puntaje por grupo (antes y después), y documentar si hubo descarte de observaciones fuera de soporte (QinYu et al., 2021).

c) Gráficos de balance (Love plot):

Se grafican los $|SMD_k|$de todas las covariables antes y después del matching, lo que facilita ver si el conjunto Xquedó balanceado (Zhang et al., 2019).

Regla de reporte

Un reporte mínimo, claro y replicable incluye: (i) tabla de balance con $|SMD_k|$pre-match y post-match para cada covariable, (ii) número de observaciones emparejadas y descartadas, (iii) diagnóstico de soporte común (gráfico de $\hat{e}(X)$), y (iv) criterio explícito de aceptación del balance (por ejemplo, $|SMD_k| < 0.10$). Esta práctica está alineada con guías metodológicas recientes que señalan que, sin balance, el resultado del matching no es interpretable como comparación válida (Zhang et al., 2019).

1.3.9 Efecto del tratamiento y heterogeneidad de efectos entre subgrupos

En inferencia causal, el efecto del tratamiento se define comparando, para una misma unidad i, dos resultados potenciales: el que ocurriría si recibe el tratamiento $Y_i(1)$y el que ocurriría si no recibe el tratamiento $Y_i(0)$. El efecto individual es $Y_i(1) - Y_i(0)$, pero como no pueden observarse simultáneamente, el análisis se centra en parámetros promedio (estimandos). Los más

usados son el efecto promedio del tratamiento ATE, el efecto promedio sobre los tratados ATT y el efecto promedio sobre los no tratados ATC:

$$ATE = \mathbb{E}[Y(1) - Y(0)]$$

$$ATT = \mathbb{E}[\, Y(1) - Y(0) \mid D = 1\,]$$

$$ATC = \mathbb{E}[Y(1) - Y(0) \mid D = 0]$$

Estos estimandos formalizan "qué efecto" se quiere medir y en "qué población" se interpreta, lo cual es clave en evaluación de políticas con datos observacionales (Imbens G. , 2021). La heterogeneidad de efectos (HTE) se refiere a que el impacto del tratamiento no es constante y que este puede variar según las características como subgrupos que son definidos por territorio, nivel socioeconómico, edad, etnia, etc. En lugar de un solo promedio, la HTE considera el efecto promedio condicional o también llamado CATE (*Conditional Average Treatment Effect*):

$$CATE(z) = \mathbb{E}[Y(1) - Y(0) \mid Z = z].$$

Esta estimación permite contrastar cada una de las diferencias del efecto entre las subpoblaciones, evitando de esta forma asumir una posible homogeneidad entre los valores (Segal et al., 2023). La heterogeneidad se expresa como un modelo paramétrico mediante un término de interacción entre el mismo tratamiento y el indicador de subgrupo G_i.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 G_i + \beta_3 (D_i \times G_i) + u_i.$$

En donde β_1 es el efecto del tratamiento en el grupo de referencia ($G_i = 0$) y β_3 como la diferencia de efectos entre subgrupos, por tanto, el efecto en $G_i = 1$ es en realidad $\beta_1 + \beta_3$. Este enfoque conecta bajo la noción teórica de heterogeneidad con una parametrización transparente la cual es muy usada en la práctica actual (Lipkovich et al., 2024).

1.4. Revisión sistemática de la Literatura

Tabla 3

Revisión sistemática de la literatura

Autor(es), Año	País/ Programa	Diseño Metodológico (Fortaleza)	Principales Hallazgos sobre Nutrición	Brecha/Lección para Ecuador
Gertler & Fernald (2004)	México / Progresa (Oportunidades)	Ensayo Aleatorizado por Conglomerados (ECA) - Gold Standard	Efecto positivo en torno a la talla/edad, sobre todo con un mayor efecto en aquellos niños que estuvieron expuestos al programa desde el embarazo.	El método de referencia se basa en la muestra de la importancia de la exposición temprana a estos programas. El efecto es totalmente gradual.
Maluccio et al. (2009)	Nicaragua / RPS	Ensayo Aleatorizado	Reducción importante de la DCI (5 pp) en áreas de tratamiento.	Demuestra que en ciertos casos de alta prevalencia, así como de pobreza extrema, el efecto puede ser mayor.
Fizsbein & Schady (2009)	Revisión Global	Metaanálisis	Las TMC tienen efectos positivos pero ciertas condiciones variables en indicadores	No todos los programas logran el mismo efecto bajo las mismas condiciones.

			nutricionales. Se expone que la magnitud se asocia al diseño y entorno del mismo.	
Perova & Vakis (2012)	Perú / Juntos	Regresión Discontinua (RD)	En este caso, se encontró una relación positiva en torno a la reducción de la DCI, sobre todo en ciertas zonas rurales, sin embargo, hubo menor acceso a servicios básicos o esenciales.	El estudio mantiene cierto grado de heterogeneidad. En cuanto a su metodología, esta es aplicable si el bono usa un índice de pobreza en el que se maneje un punto de corte en específico para el caso.
Araujo et al. (2017)	Ecuador / BDH	Variables Instrumentales (VI)	Se encontró efectos positivos del BDH en torno a la salud infantil.	El estudio muestra la viabilidad de métodos cuasi-experimentales
Levy et al. (2020)	Revisión América Latina	Revisión Sistemática	Se concluye que las TMC por sí solas son insuficientes para erradicar la DCI.	Se apoya la hipótesis de que el efecto del bono puede ser moderado por condiciones específicas.

Nota. Elaboración propia.

CAPÍTULO II

MATERIALES Y MÉTODOS

2.1. Enfoque metodológico y diseño de investigación

La presente investigación se desarrolla bajo un enfoque cuantitativo, puesto que se busca estimar el efecto causal de la recepción del Bono de los 1.000 Días sobre la probabilidad de desnutrición crónica infantil en el Ecuador, así como determinar si dicho efecto difiere entre zonas rurales y urbanas. Por tanto, el estudio se enmarca en un sistema de evaluación de impacto basado en el enfoque contrafactual (Bisquerra, 2022). Es así que el interés principal de este estudio es comparar el resultado observado en los hogares beneficiarios y compararlos sobre aquellos hogares en ausencia del bono. En cuanto al diseño, se trabaja mediante un investigación de tipo no experimental y observacional, ya que la asignación del bono no se encuentra controlada por el investigador, sino que más bien, ésta responde a criterios de focalización y elegibilidad del programa (Arias y Covinos, 2021).

Además, el análisis utiliza información de corte transversal, el mismo que corresponde al periodo de levantamiento de la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI) 2023–2024, siendo así, que los resultados serían interpretados como relaciones causales identificadas a partir de controles estadísticos y no como cambios en el tiempo para los mismos individuos. Precisamente por esta razón, para enfrentar el problema del sesgo de selección, se adopta un diseño cuasi-experimental mediante Propensity Score Matching (PSM), la cual es una técnica que permite construir un grupo de control en covariables observables y estimar el Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT).

2.2. Fuente de datos, periodo y unidad de análisis

La investigación utiliza como fuente de información principal los datos proporcionados por la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI) 2023–2024, la cual es elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). Esta encuesta se selecciona por ser el instrumento estadístico más reciente y especializado para el estudio de la situación nutricional en la primera infancia, ya que incorpora mediciones antropométricas, así como diferente tipo de información del hogar, características maternas y variables socioeconómicas las cuales son necesarias para modelar tanto la probabilidad de recepción del bono como los determinantes de la DCI. Asimismo, la ENDI permite trabajar con desagregación por zona de residencia (urbana/rural) y por región, lo cual es fundamental para el análisis de heterogeneidad planteado en los objetivos.

El periodo de referencia del estudio corresponde a la Ronda 2 de la ENDI, la misma que fue levantada entre julio de 2023 y agosto de 2024, con cobertura nacional. Luego, para construir la base analítica, se integrarán los módulos correspondientes a hogares y niños/as, de modo que sea posible vincular la condición nutricional del menor con la información sobre recepción del Bono de los 1.000 Días reportada a nivel del hogar. La unidad de análisis del estudio es el niño o niña menor de 5 años (0–59 meses) residente en Ecuador durante el periodo de la encuesta, dado que la DCI se mide a nivel individual y constituye el resultado central del análisis.

2.3. Población de estudio, muestra y criterios de selección

La población de estudio está conformada por todas las niñas y niños menores de 60 meses que residen en el Ecuador durante el periodo de levantamiento de la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil. Esta población es la base central del indicador de interés, es decir, la desnutrición crónica infantil, por ello, se evalúa a partir de las diferentes mediciones antropométricas aplicadas a la niñez en primera infancia y porque el programa analizado se orienta

precisamente a la etapa crítica del desarrollo infantil lo cual estaría asociada a la gestación y los primeros dos años de vida del menor.

La unidad de análisis es el niño o niña menor de 5 años, debido a que la condición nutricional se mide a nivel individual; sin embargo, el tratamiento se reporta a nivel del hogar, por lo que la base analítica requiere vincular la información del hogar con la del menor. Por otro lado, la muestra corresponde a la submuestra de la ENDI que cumple con la disponibilidad completa de información para el análisis causal en donde se conformará una muestra efectiva de tamaño N, integrada por dos grupos: el grupo de tratamiento, correspondiente a niños/as que viven en hogares que reportan recibir el Bono de los 1.000 Días, y el grupo de control potencial, compuesto por niños/as de hogares que no reciben el bono, pero que pueden ser comparables en características observables.

Para garantizar consistencia y validez de la estimación, se establecen criterios de selección, en donde los criterios de inclusión, se considerarán los siguientes:

(i) niños/as dentro del rango 0–59 meses

(ii) registros con medición válida del indicador antropométrico asociado a talla/edad

(iii) hogares con información disponible sobre recepción del Bono de los 1.000 Días

(iv) observaciones con información completa para el modelo de selección y el control del sesgo tales como edad y sexo del niño, características maternas, índice de riqueza u otra medida socioeconómica, y variables territoriales como zona y región.

Como criterios de exclusión, se eliminarán todas aquellas observaciones con valores faltantes o inconsistentes en cualquiera de las variables centrales del análisis, así como registros con mediciones antropométricas inválidas o no comparables según los estándares de la encuesta.

2.4. Definición y operacionalización de variables

Tabla 4

Matriz de operacionalización de variables

Función en el modelo	Variable	Tipo	Definición operativa / codificación	Nivel (niño madre hogar)	Fuente ENDI
Dependiente (Y)	Desnutrición Crónica Infantil (DCI)	Binaria	1 = presenta DCI si Talla/Edad (HAZ) < -2 DE 0 = no presenta DCI si HAZ ≥ -2 DE	Niño/a	Antropometría / Nutrición
Resultado alterno (para descriptivos)	HAZ (talla/edad z-score)	Continua	Puntaje z estandarizado de talla/edad	Niño/a	Antropometría / Nutrición
Tratamiento (T)	Recepción Bono 1000 Días	Binaria	1 = el hogar reporta recibir Bono 1000 Días 0 = no recibe	Hogar	Transferencias / Programas sociales (hogar)
Moderadora / heterogeneidad	Zona de residencia	Binaria (o categórica)	1 = rural 0 = urbana	Hogar/territorio	Identificación geográfica
Control (X)	Edad del niño/a (meses)	Continua	Edad en meses	Niño/a	Niñez / Identificación del niño
Control (X)	Sexo del niño/a	Binaria	1 = niño 0 = niña	Niño/a	Niñez / Identificación del niño
Control (X)	Etnia / autoidentificación	Categórica	Indígena, afrodescendiente, montubio, mestizo, blanco, otros	Madre Hogar	Identificación étnica
Control (X)	Región natural	Categórica	Costa / Sierra / Amazonía / Galápagos	Territorio	Identificación geográfica

Nota. Elaboración propia

Las covariables X se seleccionan porque son predeterminadas y están asociadas tanto a la probabilidad de recibir el bono como al estado nutricional. Por ello, se incluyen en el modelo de propensión para fortalecer el Supuesto de Independencia Condicional (CIA) y reducir el sesgo de selección por observables.

2.5. Estrategia de identificación causal y justificación del PSM

El objetivo central de esta investigación es estimar el efecto causal de la recepción del Bono de los 1.000 Días sobre la probabilidad de desnutrición crónica infantil, sin embargo, dado que el bono no se asigna aleatoriamente, una comparación directa entre hogares beneficiarios y no

beneficiarios generaría estimaciones sesgadas. Esto ocurre porque el programa está focalizado y, por diseño, tiende a concentrarse en hogares con mayor vulnerabilidad socioeconómica; es decir, los beneficiarios podrían presentar características iniciales distintas como nivel de pobreza, condiciones de vivienda, menor acceso a servicios, etc., los cuales también afectan el resultado nutricional. De manera que el principal reto es el sesgo de selección puesto que los hogares tratados difieren del grupo no tratado en variables observables que influyen tanto en la probabilidad de recibir el bono y en la DCI.

Para resolver este problema, se implementa una estrategia cuasi-experimental basada en Propensity Score Matching (PSM), en donde el PSM permite emparejar a cada niño/a beneficiario con uno o más niños/as no beneficiarios, que tengan una probabilidad similar de recibir el bono, la misma que es calculada a partir de un conjunto amplio de covariables. Con ello, el análisis busca aproximar una condición de comparabilidad "como si" aleatoria condicional a X, reduciendo el sesgo asociado a las diferencias observables entre ambos grupos. Bajo esta lógica, el parámetro de interés será el Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT), es decir, cuánto difiere en promedio la DCI entre los beneficiarios y sus controles emparejados.

La validez del PSM descansa en dos condiciones:

(i) el Supuesto de Independencia Condicional (CIA), que plantea que, una vez controlado el conjunto de covariables X, la asignación al bono es independiente de los resultados.

(ii) el soporte común, que exige que existan observaciones entre tratados y no tratados para valores similares del propensity score.

Por tanto, esta estrategia sería la más adecuada puesto que la ENDI contiene información rica en determinantes socioeconómicos y territoriales vinculados al bono y a la nutrición infantil, y permite construir un grupo de control para estimar un efecto causal.

2.6. Estimación del propensity score y especificación del modelo de selección

La implementación del PSM comienza con la estimación del propensity score, el mismo que está definido como la probabilidad condicional de recibir el tratamiento dado un conjunto de características:

$$p(X_i) = P(T_i = 1 \mid X_i)$$

donde T_i es un indicador binario que toma el valor 1 si el hogar del niño/a i recibe el Bono de los 1.000 Días y 0 en caso contrario, y X_i es el vector de covariables predeterminadas que influyen tanto en la participación en el programa como en el estado nutricional del menor. En esta investigación, el propensity score se estimará mediante un modelo de elección discreta tipo Logit, apropiado, cuando la variable dependiente es binaria y el interés es obtener probabilidades predichas en el intervalo [0,1]. De forma general, el modelo de selección se expresa como:

$$P(T_i = 1 \mid X_i) = \Lambda(\alpha + X'_i\beta)$$

donde $\Lambda(\cdot)$ representa la función logística (Logit) o la función normal acumulada (Probit), α es el intercepto y β el vector de parámetros. La especificación del modelo se construye bajo el criterio de incluir únicamente variables predeterminadas para fortalecer el Supuesto de Independencia Condicional, es decir, factores que inciden simultáneamente en la probabilidad de recibir el bono y en la desnutrición crónica infantil.

En consecuencia, el vector X_i incorporará covariables agrupadas en cuatro bloques:

(i) características del niño/a (edad en meses y sexo)

(ii) condiciones socioeconómicas del hogar (índice o quintil de riqueza, características de vivienda y acceso a servicios básicos como agua y saneamiento)

(iii) variables territoriales (zona rural/urbana y región).

Una vez estimado el propensity score, se aplicará el emparejamiento entre tratados y controles utilizando un algoritmo de Nearest Neighbor (1 a 1) con reposición, imponiendo adicionalmente un caliper para restringir emparejamientos de baja calidad. Posteriormente, se verificará el cumplimiento del soporte común y se evaluará el balance de covariables antes y después del matching mediante diferencias estandarizadas, considerando como criterio de aceptabilidad que dichas diferencias sean inferiores al 10%. Solo si el balance es satisfactorio se procederá a estimar el Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT) en la muestra emparejada.

2.7. Procedimiento de emparejamiento y diagnóstico de calidad

Una vez estimado el propensity score para cada observación, se procederá a ejecutar el emparejamiento (matching) con el objetivo de construir un grupo de comparación que sea estadísticamente similar al grupo beneficiario en términos de covariables observables. En esta investigación se utilizará el algoritmo de Nearest Neighbor Matching (vecino más cercano) 1 a 1 con reposición, de manera que cada niño/a perteneciente al grupo tratado (hogar beneficiario del Bono de los 1.000 Días) sea emparejado con el niño/a del grupo no tratado que presente el propensity score más próximo. La reposición permite que una misma observación del grupo control pueda servir como contrafactual para más de un tratado, lo cual mejora la calidad del emparejamiento cuando el número de controles comparables es limitado.

Con el fin de evitar emparejamientos de baja calidad, es decir, emparejar tratados con controles demasiado distintos, se impondrá un caliper, entendido como un umbral máximo de distancia permitida entre propensity scores. En términos operativos, el caliper restringe el emparejamiento a pares cuya diferencia en el puntaje de propensión sea suficientemente pequeña, elevando la comparabilidad del grupo control. De forma complementaria, se aplicará el criterio de soporte común, que consiste en excluir observaciones tratadas o controles cuyo propensity score se encuentre fuera del rango donde existe solapamiento entre ambos grupos.

El siguiente componente corresponde al diagnóstico de calidad del matching, cuyo propósito es comprobar que, después del emparejamiento, el grupo tratado y el grupo control emparejado presenten un balance adecuado en las covariables X. Para ello, se reportará un balance el mismo que se manejará con estancias antes y después del matching en el que se muestren las diferencias estandarizadas de medias para cada covariable, ya que este indicador no depende del tamaño muestral y permite evaluar comparabilidad de manera consistente. Se adoptará como regla de decisión el criterio usual de que el balance es satisfactorio cuando las diferencias estandarizadas se reducen a valores inferiores al 10% para la mayoría de covariables, acompañado de una reducción visible del sesgo promedio total.

2.8. Estimación del efecto causal (ATT) en la muestra emparejada

Con la muestra emparejada, el efecto causal del Bono de los 1.000 Días se estimará a través del Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT). Este parámetro cuantifica, en promedio, la diferencia en el resultado nutricional entre los niños/as beneficiarios y los niños/as no beneficiarios que fueron seleccionados como sus contrafactuales comparables mediante el matching. En otras palabras, el ATT responde a la siguiente pregunta: ¿En qué medida la probabilidad de presentar DCI en los niños/as que sí recibieron el bono, en comparación con lo

que habría ocurrido si esos mismos niños/as no lo hubieran recibido? Dado que esta medida no es del todo observable, se debe buscar una aproximación mediante los controles emparejados, expresándose el ATT de la siguiente forma:

$$ATT = E[Y(1) - Y(0) \mid T = 1]$$

donde $Y(1)$ representa el posible resultado (DCI) si el niño/a está en un hogar beneficiario, $Y(0)$ en el caso de que no reciba el bono, y $T = 1$, es el que identifica al grupo tratado. Luego que se haya emparejado cada una de las observaciones, el ATT se calcula como la diferencia promedio en la variable dependiente entre el grupo tratado y el grupo control emparejado. Asimismo, cuando la DCI se operacionalice como variable binaria, el ATT se interpretará como un cambio promedio en la probabilidad de presentar desnutrición crónica infantil atribuible al bono el cual será medido o estimado en puntos porcentuales.

Cabe mencionar que el ATT también podrá estimarse de dos formas incluyentes dentro de la muestra emparejada: (i) mediante la diferencia de medias emparejada, y (ii) mediante una regresión simple del resultado sobre el tratamiento en la muestra emparejada en el que se incorporen cada uno de los pesos del matching si estos corresponden. Esta segunda alternativa es útil para obtener errores estándar consistentes y reportar estimaciones con intervalos de confianza. En ambos casos, la interpretación se mantiene: el coeficiente asociado a la variable de tratamiento representa el efecto promedio del bono sobre los niños/as tratados, bajo el supuesto de independencia condicional y soporte común verificados en el apartado anterior.

2.9. Heterogeneidad del efecto por zona (rural vs urbana)

Dado que las condiciones estructurales de acceso a servicios de salud, disponibilidad de alimentos, infraestructura básica y costos de desplazamiento difieren entre el área rural y urbana,

es razonable esperar que el impacto del Bono de los 1.000 Días sobre la desnutrición crónica infantil (DCI) no sea homogéneo en todo el territorio. Por ello, además de estimar un efecto promedio nacional (ATT), esta investigación evalúa explícitamente la heterogeneidad del efecto según la zona de residencia.

Para identificar si el efecto del bono difiere entre áreas rurales y urbanas se aplicarán dos estrategias complementarias. Primero, se estimará el ATT por submuestras, es decir, se ejecutará el procedimiento de PSM y la estimación del efecto de forma separada para:

(i) niños/as residentes en zona rural

(ii) niños/as residentes en zona urbana, lo que permite comparar magnitudes del efecto bajo condiciones territoriales distintas.

En segundo lugar, se estimará un modelo en la muestra emparejada en el cual se incorpora una interacción entre el tratamiento y la zona, para con ello evaluar si las diferencias observadas son significativas. Es así que el DCI puede estimarse como:

$$DCI_i = \beta_0 + \beta_1 Bono_i + \beta_2 Rural_i + \beta_3 (Bono_i \cdot Rural_i) + \epsilon_i$$

donde $Bono_i$ expresa la recepción del bono y $Rural_i$ determina la zona del individuo. Bajo esta primera especificación, β_1 se concibe como el efecto estimado del bono en el área urbana, mientras que β_3 sería la diferencia adicional del efecto en el área rural respecto al urbano. Por tanto, el efecto del bono en el área rural se interpreta como $\beta_1 + \beta_3$. Esta estrategia permite responder directamente la pregunta específica de investigación sobre si el Bono de los 1.000 Días presenta un impacto diferenciado por zona y, por ende, si contribuye a reducir o mantener brechas territoriales en la DCI.

2.10. Robustez, validez y consideraciones éticas

La credibilidad de los resultados en evaluaciones cuasi-experimentales depende de la consistencia del diseño, así como del cumplimiento de supuestos y de la estabilidad de los resultados frente a variaciones razonables del procedimiento empírico. Por ello, este estudio incorpora procedimientos de robustez, así como un análisis explícito en cuanto a la validez interna/externa y consideraciones éticas que están asociadas al uso de datos secundarios.

2.10.1. Robustez

Se verificará la estabilidad del emparejamiento y del ATT replicando la estimación del propensity score con una especificación alternativa esperando que el emparejamiento y el efecto estimado no cambien sustantivamente. Luego, se contrastarán resultados bajo variaciones del procedimiento de matching, tales como: cambios en el caliper, emparejamiento sin reposición, o algoritmos alternativos siempre manteniendo como condición necesaria el logro de balance adecuado. Finalmente, se aplicará un análisis de sensibilidad tipo Rosenbaum bounds, el mismo que permite evaluar cuán fuerte tendría que ser un sesgo no observado para alterar la conclusión sobre el efecto estimado.

2.10.2. Validez

La validez interna depende en gran parte del cumplimiento del Supuesto de Independencia Condicional así como del soporte común y del balance logrado en covariables observables. Por ello, el estudio documentará los diagnósticos de balance antes y después del emparejamiento y delimitará la interpretación causal al conjunto de observaciones para las cuales existe comparabilidad efectiva. No obstante, una limitación importante en torno PSM es que este enfoque no elimina los posibles sesgos que fueran derivados de factores no observados, para dar solución

a aquello, se incorpora el análisis de sensibilidad. En cuanto a la validez externa, los resultados pueden ser replicables y reproducibles en la población representada por la ENDI 2023–2024 considerando en todo momento cada una de las limitaciones propias de un diseño transversal y de la medición de la recepción del bono en la encuesta.

2.10.3. Consideraciones éticas

Esta investigación utiliza datos secundarios anonimizados, provenientes de una fuente estadística oficial (INEC), por lo que no implica contacto directo con población ni recolección primaria de información sensible, y no requiere consentimiento informado adicional. El manejo de datos se realizará con criterios de confidencialidad y uso responsable, evitando cualquier intento de identificación individual. Asimismo, la presentación de resultados se orientará a un análisis técnico para la mejora de políticas públicas, evitando la estigmatización de territorios o grupos poblacionales y destacando las implicaciones de los resultados en términos de equidad territorial y focalización.

CAPÍTULO III

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

3.1. Discusión

3.1.1. Descripción de la muestra analítica y criterios finales de inclusión

La unidad de análisis del estudio es el niño o niña menor de cinco años (0–59 meses) que residen en el Ecuador según la ENDI Ronda 2 desde julio 2023 hasta agosto 2024. A partir de la base de personas, se construyó una submuestra inicial de menores de cinco años utilizando la variable de edad en días, y posteriormente se integró el tratamiento a nivel de hogar (recepción del Bono de los 1.000 Días) mediante la vinculación por identificadores del hogar (id_upm, id_viv, id_hogar). Dado que la transferencia es un beneficio del hogar, el indicador de tratamiento se definió como "**hogar tratado**" cuando al menos un integrante del hogar reportó recibir el bono, y este valor se asignó a cada niño/a del hogar.

Tabla 5

Resumen de frecuencias desnutrición crónica infantil

Desnutrición crónica infantil (1 = Si)	Freq.	Percent	Cum.
0	18198	82.10	82.10
1	3969	17.90	100.00
Total	**22167**	**100**	**----**

Nota. Elaboración propia

Tabla 6

Resumen de frecuencias quintiles por ingresos

Quintiles por ingresos	Freq.	Percent	Cum.
Quintil 1	4308	19.43	19.43
Quintil 2	3993	18.01	37.45
Quintil 3	3990	18.00	55.45
Quintil 4	4373	19.73	75.17

Quintil 5	5503	24.83	100.00
Total	**22167**	**100**	**----**

Nota. Elaboración propia

Para la conformación de la muestra final se aplicaron ciertos criterios de inclusión para garantizar consistencia y comparabilidad durante la estimación del efecto causal con Propensity Score Matching. Por tanto, se retuvieron únicamente aquellas observaciones con información completa en los siguientes casos:

(i) el resultado de interés, desnutrición crónica infantil (DCI), operacionalizado como variable binaria

(ii) el indicador de tratamiento bono1000 (1=hogar recibe el Bono 1000 Días; 0=no recibe)

(iii) el conjunto mínimo de covariables predeterminadas utilizadas en el modelo de propensión (edad del niño/a en meses, sexo, quintil de ingresos del hogar, área de residencia urbano/rural, región y etnia).

Finalmente se obtuvo una muestra analítica de 22.167 niños y niñas, de los cuales 17.90% presentan DCI es decir, 3.969 casos y 82.10% no presentan DCI (18.198 casos). La distribución por quintiles demuestra que en efecto existe presencia similar en cuanto a cantidad de observaciones en todos los estratos socioeconómicos dentro de la muestra final.

3.1.2. Estadísticas descriptivas

A continuación, se observan las estadísticas descriptivas de la muestra analítica en donde se considera el resultado (DCI), así como la variable del tratamiento (recepción del Bono 1000 Días) y las principales características demográficas y territoriales de los niños y niñas incluidos en el presente análisis.

Tabla 7

Estadísticas descriptivas de la muestra analítica

Variable	Categoría	Frecuencia	Porcentaje(%)
Desnutrición crónica infantil (DCI)	No (0)	18.198	82.10
	Sí (1)	3.969	17.90
Recepción Bono 1000 Días (hogar)	No (0)	20.746	93.59
	Sí (1)	1.421	6.41
Área de residencia	Urbano	13.458	60.71
	Rural	8.709	39.29
Región natural	Sierra	11.120	50.16
	Costa	6.549	29.54
	Amazonía	4.498	20.29
Etnia	Indígena	2.709	12.22
	Afroecuatoriana/o	884	3.99
	Montubia/o	666	3.00
	Mestiza/o	17.626	79.51
	Blanca/o u otra/o	282	1.27
Sexo	Hombre	11.366	51.27
	Mujer	10.801	48.73
Edad (meses)	Media (DE)	—	30.92 (17.03)
	Mín–Máx	—	0–59

Nota. Elaboración propia

La desnutrición crónica infantil alcanza un 17.90% en la muestra analítica, mientras que un 82.10% de niños y niñas no presentan esta condición. Respecto al tratamiento, se tiene un 6.41% de la muestra que corresponde a niños/as que viven en hogares que reportan recibir el Bono de los 1.000 Días, demostrando que existe una focalización del programa sobre una fracción específica de la población. Por otro lado, la muestra se concentra mayoritariamente en el área urbana con un 60.71%, aunque mantiene una proporción importante en el área rural. Asimismo, se observa mayor participación de la Sierra con un 50.16%, seguida de la Costa con un 29.54% y la Amazonía con un 20.29%. En cuanto a la autoidentificación étnica, predomina la categoría mestiza/o en un 79.51%, finalmente, la distribución por sexo es equilibrada con un 51.27% para hombres y un 48.73% para mujeres y la edad promedio es 30.92 meses, abarcando el rango completo de 0 a 59 meses.

3.1.3. Distribución territorial

Para describir el patrón territorial del resultado (DCI) así como la focalización del programa del Bono 1000 Días, se presentan las siguientes distribuciones por área de residencia (urbano/rural) y por región natural (Sierra, Costa y Amazonía) sobre la muestra total.

Distribución por área (urbano/rural)

Tabla 8

Distribución de la DCI por área de residencia

DCI	Urbano		Rural		Total	
	n	%	n	%	n	%
No (0)	11.509	63.24	6.689	36.76	18.198	100
Sí (1)	1.949	49.11	2.020	50.89	3.969	100

Nota. Elaboración propia

Tabla 9

Distribución del Bono 1000 Días por área de residencia

DCI	Urbano		Rural		Total	
	n	%	n	%	n	%
No (0)	12.778	61.59	7.968	38.41	20.746	100
Sí (1)	680	47.85	741	52.15	1.421	100

Nota. Elaboración propia

En la distribución por área se observa un patrón consistente con cada una de las desigualdades territoriales: entre los casos con DCI, la proporción rural es ligeramente mayor con un 50.89%, mientras que entre quienes no presentan DCI predomina el área urbana con un 63.24%. Demostrando que la DCI está relativamente más concentrada en el ámbito rural dentro de la muestra analítica. En cuanto al programa, la recepción del Bono presenta una focalización territorial marcada: dentro del grupo que sí recibe el bono, el 52.15% reside en el área rural y el 47.85% en el área urbana. En cambio, entre quienes no reciben el bono predomina el área urbana

con un 61.59%, de manera que este patrón está sujeto a una asignación del programa que está mucho más orientada hacia territorios con mayor vulnerabilidad.

Distribución por región natural (Sierra, Costa y Amazonía)

Tabla 10

Distribución de la DCI por región natural

DCI	Sierra		Costa		Amazonía		Total	
	n	%	n	%	n	%	n	%
No (0)	8.734	47.99	5.668	31.15	3.796	20.86	18.198	100
Sí (1)	2.386	60.12	881	22.20	702	17.69	3.969	100

Nota. Elaboración propia

Tabla 11

Distribución del Bono 1000 Días por región natural

DCI	Sierra		Costa		Amazonía		Total	
	n	%	n	%	n	%	n	%
No (0)	10.558	50.89	6.067	29.24	4.121	19.86	20.746	100
Sí (1)	562	39.55	482	33.92	377	26.53	1.421	100

Nota. Elaboración propia

Por región, los casos con DCI se concentran mayoritariamente en la región Sierra con un 60.12%, seguida por la Costa y la Amazonía, no obstante, entre quienes no presentan DCI la Sierra representa 47.99%, indicando una mayor participación de esta región dentro del grupo con DCI. Respecto al Bono, la distribución de beneficiarios se orienta en menor proporción hacia la Sierra con un 39.55% y en mayor proporción hacia la Amazonía y la Costa al compararlo con la distribución de no beneficiarios, siendo claro indicio de una focalización territorial diferenciada a nivel regional.

3.1.4. Diagnóstico de sesgo de selección

Dado que la recepción del Bono de los 1.000 Días no se asigna de manera aleatoria, es claro que existan diferencias entre niños/as que viven en hogares beneficiarios y no beneficiarios. Por tanto, para verificar la presencia de sesgo de selección en la muestra se evaluó el balance de covariables observables entre ambos grupos antes del emparejamiento mediante diferencias estandarizadas, de manera que si los grupos son muy distintos en características asociadas simultáneamente a la probabilidad de recibir el bono y al riesgo de DCI, las comparaciones directas producirían estimaciones sesgadas.

Los resultados muestran desequilibrios sustanciales expresados antes del matching (Raw), lo cual confirmaría que el grupo tratado difiere en efecto del grupo control en cada una de variables, es decir, la edad del niño en meses presenta una diferencia muy alta de −0.9297, lo que indica una composición etaria distinta entre tratados y no tratados. Asimismo, se observan diferencias en la distribución por quintiles de ingresos y en sus variables territoriales como área rural en un 0.2786. Esto demostraría en primera instancia que el programa está focalizado y que, por lo tanto, los beneficiarios no son directamente comparables con los no beneficiarios en el estado “crudo” de la muestra.

Tabla 12

Diagnóstico de sesgo de selección y mejora del balance (diferencias estandarizadas)

Covariable (categoría)	Dif. estandarizada Raw	Dif. estandarizada Matched
Edad (meses)	−0,9297	−0,0161
Sexo (Mujer)	−0,0171	0,0352
Quintil 2	0,1686	0,0082
Quintil 3	0,1601	0,0249
Quintil 4	−0,0863	0,0133
Quintil 5	−0,5675	0,0211
Área (Rural)	0,2786	0,0042
Región (Costa)	0,1007	−0,0207

Región (Amazonía)	0,1584	−0,0080
Etnia (Mestiza/o)	−0,1635	−0,0794
Etnia (Blanca/o u otra/o)	−0,0975	0,0376

Nota. Diferencias estandarizadas cercanas a 0 indican mayor balance entre tratados y controles; el emparejamiento reduce los desequilibrios iniciales.

3.1.5. Estimación del Propensity Score y soporte común

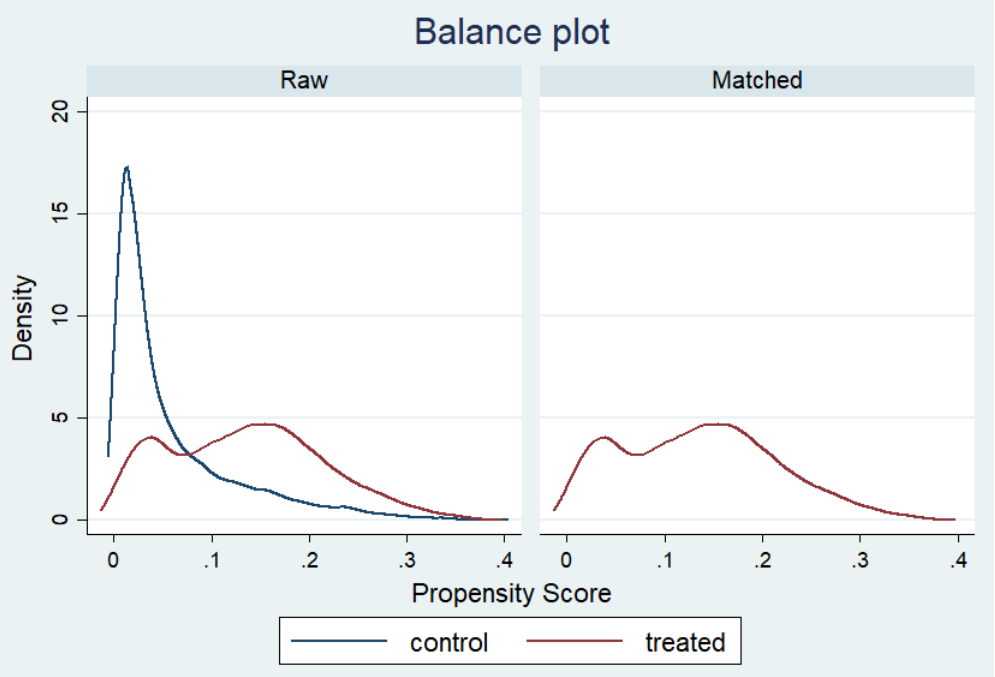
Se estimó el propensity score como la probabilidad condicional de que un niño/a pertenezca a un hogar beneficiario del Bono de los 1.000 Días, dado un conjunto de características predeterminadas. El propensity score se obtuvo mediante un modelo logit de selección, donde la variable dependiente fue bono1000 con parámetros igual a (1 = hogar recibe el bono; 0 = no recibe) y las covariables incluidas fueron: edad del niño en meses, sexo, quintil de ingresos, área de residencia, región natural y etnia. La elección de dichas variables tiende a bien dada la focalización del programa y a su relación con determinantes socioeconómicos y territoriales.

Un requisito indispensable para que el emparejamiento sea válido es la existencia de soporte común (*common support*), entendido como la región del propensity score en la que existe superposición entre tratados y controles. Esto implica que para cada hogar tratado deben existir hogares no tratados con puntajes de propensión suficientemente cercanos, de modo que puedan actuar como contrafactuales plausibles.

Se observa en la Figura 1 muestra que antes del emparejamiento, las distribuciones del propensity score difieren entre los tratados así como de los controles, lo que indicaría una focalización del programa, confirmando en efecto la presencia de una selección no aleatoria. Es así, que tras aplicar el emparejamiento por puntaje de propensión, la distribución en la muestra Matched expone una superposición sustancial entre ambos grupos, es decir, las densidades de tratados y controles se aproximan y se mantienen dentro de una región común del puntaje.

Figura 1

Distribución del propensity score y soporte común antes y después del emparejamiento



Nota. Elaboración propia

3.1.6. Calidad del emparejamiento

La calidad del emparejamiento es un componente importante en cuanto a la credibilidad del enfoque de Propensity Score Matching, ya que permite verificar si, luego de construir el grupo de control, las covariables observables quedan balanceadas entre tratados y controles. En este estudio, la calidad del matching se evaluó mediante el diagnóstico de balance posterior al emparejamiento, utilizando:

(i) diferencias estandarizadas de medias/proporciones

(ii) razones de varianza (*variance ratio*) para cada covariable incluida en el modelo de selección.

El criterio comúnmente aceptado es que, después del matching, las diferencias estandarizadas se reduzcan sustancialmente y se mantengan en magnitud pequeña (en torno a valores cercanos a cero), lo cual indica comparabilidad entre grupos.

En la estimación general, el emparejamiento 1 a 1 permitió construir una muestra emparejada de 2.842 observaciones, compuesta por un total de 1.421 tratados y 1.421 controles, restringida a la región de soporte común. Por tanto, los resultados de balance demuestran una mejora sustancial respecto al estado inicial: las cuales son variables que presentaban desequilibrios importantes en la muestra original que se aproximan a cero luego del emparejamiento. Por ejemplo, la edad del niño en meses pasó de una diferencia estandarizada elevada de −0.9297 a un valor prácticamente nulo en la muestra emparejada de −0.0161 dada una corrección efectiva de una de las fuentes principales de sesgo de selección. Asimismo, la variable territorial área rural se reduce desde 0.2786 a 0.0042 indicando que el matching logró que tratados y controles sean altamente comparables en términos de residencia urbano–rural dentro de la muestra emparejada.

Por otro lado, los desequilibrios asociados a la condición socioeconómica también disminuyen de manera notoria. Las diferencias estandarizadas por quintiles, que inicialmente reflejaban disparidades importantes (por ejemplo, Quintil 5: −0.5675 en Raw), se reducen a valores cercanos a cero en la muestra emparejada (0.0211). En el mismo sentido, tanto las variables regionales y étnicas muestran una reducción importante en cuanto a las diferencias estandarizadas después del matching, demostrando así que el grupo control construido reproduce de forma adecuada la estructura observable del grupo tratado.

3.1.7. Efecto causal promedio (ATT/ATET) del Bono sobre la DCI

Una vez verificado el sesgo de selección en la muestra original y asegurada la existencia de soporte común mediante el propensity score, se estimó el Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT/ATET) del Bono de los 1.000 Días sobre la probabilidad de desnutrición crónica infantil (DCI). La estimación se realizó bajo el modelo Propensity Score Matching, utilizando emparejamiento 1 a 1, e imponiendo una restricción de cercanía para con ello poder asegurar que existe una comparabilidad limpia entre los tratados y los controles. De manera que bajo este enfoque, el ATT representa la diferencia promedio en la probabilidad de DCI entre los niños/as de hogares beneficiarios y el contrafactual construido a partir de hogares no beneficiarios.

En la estimación general, es decir, la muestra a nivel nacional, el emparejamiento produjo una muestra emparejada de 2.842 observaciones, la misma que estuvo compuesta por 1.421 tratados y 1.421 controles, lo cual estimó el efecto en un subconjunto de la muestra donde se redujo el sesgo dado por los observables. Por tanto, el resultado del modelo indica que el efecto promedio del bono sobre la DCI es ATET = −0,00099 y un valor p de 0.943. Este efecto se considera no significativo en torno a las condiciones estadísticas; asimismo, su intervalo de confianza al 95% incluye el cero [−0.0281; 0.0261], por lo que no se identifica una evidencia clara de que la recepción del Bono de los 1.000 Días reduzca la probabilidad de DCI en la muestra emparejada.

En otras palabras, la magnitud estimada que es cercana a cero, indicaría que bajo las covariables observables que se incluyen en el modelo estimado así como el supuesto de independencia condicional, el programa no mostraría un efecto promedio detectable sobre el indicador de desnutrición crónica infantil en el período de referencia de la ENDI 2023–2024. Este resultado no implica que el bono sea “ineficaz” en términos absolutos, sino que, con datos

transversales y controlando únicamente por variables observables, no se logra identificar un efecto promedio estadísticamente distinto de cero en la población tratada.

Tabla 13

Efecto causal promedio del Bono 1000 Días sobre DCI

Estimación	ATET (ATT)	EE robusto	p-valor	IC 95%
PSM 1:1 (caliper 0,05)	−0.00099	0.01383	0.943	[−0.0281; 0.0261]
N total analítica	22.167			
N emparejada	2.842			(1.421 tratados / 1.421 controles)

Nota. Elaboración propia.

3.1.8. Heterogeneidad del efecto por zona

Con el fin de responder a la pregunta específica del estudio, si el efecto del Bono de los 1.000 Días difiere entre zonas urbanas y rurales, se estimó el ATT/ATET mediante Propensity Score Matching por separado en cada submuestra. Esta estrategia identifica si bajo condiciones territoriales distintas como el acceso a servicios, mercados, infraestructura y patrones de vulnerabilidad, el efecto promedio sobre la DCI se comporta de manera diferenciada. Para cada área se estimó nuevamente el propensity score con las covariables como es la edad del niño/a en meses, sexo, quintil de ingresos, región natural y etnia; y se aplicó emparejamiento 1 a 1. Debido a la menor superposición del propensity score al interior de las submuestras, se utilizó un caliper de 0.20 para garantizar la existencia de emparejamientos factibles dentro del soporte común en cada zona.

En el área urbana, el emparejamiento generó una muestra emparejada de 1.360 observaciones compuesta por 680 tratados y 680 controles. El efecto estimado del bono sobre la DCI fue ATET = 0.01645, con un valor p de 0.366, por lo que no se identifica un impacto estadísticamente significativo. Si bien el signo positivo sugeriría un aumento marginal en la

probabilidad de DCI, el intervalo de confianza al 95% incluye el cero en aprox. [−0.0192; 0.0521], indicando que el efecto no es distinguible de ausencia de impacto en términos estadísticos dentro de la muestra emparejada urbana.

En el área rural, se produjo asimismo una muestra emparejada de un total de 1.482 observaciones compuesta por 741 tratados y 741 controles, en donde el efecto estimado fue prácticamente nulo bajo parámetros estimados de ATET = −0.00046 con valor p de 0.982, y un intervalo de confianza al 95% en el cual se incluye el cero en aprox. [−0.03995; 0.03903]. Por tanto, en este caso tampoco existiría evidencia sólida de un efecto e significativo del bono sobre la probabilidad de DCI en el sector rural para el período analizado.

Estos resultados indicarían que bajo el enfoque PSM y bajo el control por covariables, no se logra identificar un efecto claro en torno al promedio significativo del Bono de los 1.000 Días sobre la DCI, esto sería asumido tanto en el área urbana como en el área rural. Si bien los signos del efecto difieren entre dichas zonas, las estimaciones exponen una incertidumbre estadística puesto que los intervalos de confianza se superponen ampliamente dando como resultados que no se puede determinar la existencia de una diferencia significativa entre dichos territorios. Por tanto, en el marco empírico de la ENDI 2023–2024, el análisis no demuestra una heterogeneidad territorial del efecto del bono sobre la DCI en términos promedio.

3.2. Discusión

Pérez et al. (2024) evalúan el programa Cuna Más del Perú en el periodo 2014-2019, combinando balance entrópico + Propensity Score Matching (PSM) + Diferencias-en-Diferencias, en el cual encontraron impactos positivos en varios indicadores: reportan que el programa reduce la anemia en 36.4% y aumenta la hemoglobina en 24.96%, además de mejoras en resultados

antropométricos como talla/edad (75.85% en tratados vs 59.72% en controles) y IMC (43.05% vs 21.33%). Por otro lado, en el caso de la presente investigación, la ENDI 2023–2024, el efecto promedio del Bono 1000 Días estimado con PSM 1:1 sobre la DCI es prácticamente nulo y no significativo con un valor de ATET = −0.0010; p = 0.943; y tampoco se observa heterogeneidad significativa por zona (urbano 0.016; p = 0.366; rural −0.0005; p = 0.982). Esta diferencia se debe a que el estudio de Cuna Más incorpora un componente temporal (DiD), mientras que el presente análisis es transversal y el "tratamiento" captura recepción del bono, por tanto, la ausencia de efecto promedio en ENDI no contradice la evidencia internacional, sino que abre un vacío: medir exposición al programa y explorar mecanismos intermedios como controles, anemia, dieta, podría ser indispensables para identificar impactos que no se reflejan inmediatamente en DCI.

Por otro lado, Cueva et al. (2021) en su investigación encontraron que Ecuador presenta una prevalencia de desnutrición crónica de un 23.2%, y que el problema se agrava en territorios vulnerables: en algunas comunidades se reportan valores de hasta 57.8% y en comunidades indígenas se mencionan estimaciones por encima del 50%. En comparación con el presente análisis con ENDI 2023–2024, la muestra analítica depurada en niños/as <60 meses presenta una DCI de 17.9%, y aunque también observamos una composición territorial importante de 39.3% rural y una proporción indígena 12.2%, el ATET del Bono 1000 Días sobre DCI resulta casi nulo y no significativo dados los valores de −0.001; p=0.943. Mientras la revisión sistemática de los autores considera que la DCI en Ecuador puede alcanzar niveles extremos en ciertos contextos, el resultado promedio "nacional" puede estar suavizando heterogeneidad demostrando que una extensión natural del estudio sería profundizar en subgrupos de alta vulnerabilidad.

De la misma forma Albuja (2022) el autor identifica los determinantes socioeconómicos de la DCI estimando un modelo logístico con datos de ENSANUT 2018. El modelo reporta 14.574

observaciones, un Wald $\chi^2(17)=371,44$ ($p=0.000$) y un R^2 de McKelvey y Zavoina = 0.915, encontrándose con un ajuste alto para explicar la probabilidad de DCI desde covariables del niño, madre, hogar y vivienda. Fueron significativas las variables edad del niño (y edad²), sexo, etnia indígena; en la madre, estatura e IMC (y escolaridad con menor fuerza); en el hogar, presencia de menores de 5 años e ingreso per cápita; y en vivienda/entorno, altitud, agua y saneamiento y eliminación de basura. Por otro lado, en el presente estudio, la evaluación de impacto por PSM (donde el ATET/ATT del Bono 1000 Días sobre DCI fue cercano a cero y no significativo en la muestra total, y tampoco mostró significancia al separar urbano/rural), los resultados de Albuja señalan que la DCI está fuertemente asociada a condiciones estructurales y de servicios y capital biológico materno, por lo que una transferencia monetaria por sí sola (si no viene acompañada de mejoras en servicios y condiciones del entorno) puede terminar mostrando efectos promedio pequeños o estadísticamente nulos en un corte transversal.

Rasella et al. (2023) en su estudio de tipo cohorte longitudinal realizado en Brasil, Ecuador y México, evaluaron la cobertura de programas de transferencias monetarias condicionadas (CCT) entre 2000–2019 en 4.882 municipios con calidad adecuada de registros vitales, estimando asociaciones mediante modelos binomiales negativos con efectos fijos y complementando con proyecciones a 2030. En particular, reportan una reducción significativa de la mortalidad en menores de 5 años (RR=0.76; IC95%: 0.75–0.76), y que el efecto fue más fuerte en causas asociadas a pobreza, por ejemplo malnutrición. En el caso de la presente investigación en donde se usó PSM para el Bono 1000 días, se encontró un ATET cercano a cero y no significativo ($p\approx0.943$), lo que difiere de los tamaños de efecto grandes del estudio multicountry, en otras palabras: la nulidad del DCI no contradice automáticamente la evidencia en mortalidad.

.

CAPÍTULO IV

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

4.1. Conclusiones

El estudio cumplió con el objetivo de estimar el efecto causal promedio del Bono de los 1.000 Días sobre la desnutrición crónica infantil basado en el Propensity Score Matching. De manera que al comparar hogares beneficiarios con hogares no beneficiarios que fueran estadísticamente similares en sus características, los resultados no muestran un efecto promedio detectable del bono sobre la probabilidad de DCI en el período analizado. En consecuencia, para la finalidad planteada, el atribuir cambios en DCI al bono bajo un contrafactual comparable, la evidencia obtenida demostraría que el programa, tal como se observa en ENDI 2023–2024, no se traduce en una reducción promedio de la DCI necesariamente.

Por otro lado, la presente investigación permitió caracterizar la muestra analítica y el comportamiento de la DCI así como del tratamiento en el marco de la ENDI 2023–2024. Se demostró que la DCI persiste como un problema importante en la población infantil y que la recepción del bono está vinculada a las diferentes condiciones socioeconómicas y territoriales. Esta caracterización señala que el bono se inserta en un contexto de desigualdad estructural y que, por tanto, la sola comparación cruda entre beneficiarios y no beneficiarios habría conducido a conclusiones sesgadas.

En relación con el objetivo de analizar heterogeneidad territorial, la estimación realizada por zona urbana y rural no identifica diferencias concluyentes en el efecto del bono sobre la DCI. Aunque el estudio partía de la hipótesis de un posible efecto diferenciado por condiciones de acceso y vulnerabilidad, los resultados no permiten afirmar que el bono tenga un efecto distinto

entre ambos espacios en términos promedio. Esto demostraría que, para la finalidad comparativa del trabajo, el contraste rural-urbano por sí solo podría ser insuficiente para capturar mecanismos territoriales más estrechos como barreras de acceso a servicios, dispersión geográfica o calidad de atención, que podrían condicionar la conversión del apoyo monetario en mejoras nutricionales.

Finalmente, los resultados expuestos en la presente investigación convergen hacia la discusión de política pública así como para la agenda de investigación. De manera que la ausencia de un efecto promedio en este estudio invita a profundizar en el diseño, la implementación y los canales de transmisión del bono hacia resultados en el marco de la nutrición infantil. Los resultados exponen la necesidad de explorar corresponsabilidades y mecanismos intermedios relacionados con servicios de salud y prácticas de cuidado, además de considerar que la DCI es un indicador de cambio lento el cual puede requerir horizontes temporales distintos para evidenciar mejoras.

4.2. Recomendaciones

En futuras etapas del tema de estudio, se podría incorporar una medición considerando otros puntos de vista en donde se diferencie no solo si “recibe/no recibe”, sino también por ejemplo, la duración de la recepción, el cumplimiento de corresponsabilidades y la etapa del ciclo de los 1.000 días en la que se encuentra el niño o la madre. Esto podría permitir acercarse a un mejor análisis a la lógica del programa y reducir el riesgo de que el “tratamiento” quede submedido. Asimismo, complementar el PSM con especificaciones alternativas como, por ejemplo, regresión ajustada en muestra emparejada.

Dado que la DCI es un resultado de cambio lento, se recomienda evaluar también indicadores intermedios directamente vinculados a la finalidad del bono: como controles prenatales, controles del niño sano, esquema de vacunación, suplementación y variables de

alimentación/cuidado infantil que estuvieren disponibles en ENDI. Esto permitiría identificar si el bono está mejorando en efecto cada uno de los comportamientos en base al acceso a servicios, aunque la realidad misma en cuanto a la talla/edad aún no sea observable en el corte analizado.

Por otro lado, para captar correctamente la heterogeneidad territorial, se recomienda desagregar el análisis a través de la incorporación de aproximaciones mucho más específicas de vulnerabilidad y acceso; esto puede ser mediante la interacción con región, etnia, quintiles y variables de servicios básicos. Asimismo, si la información lo permite, también se puede explorar subgrupos que se consideren prioritarios como por ejemplo: indígena-rural o quintiles con valores bajos. Esto permitiría identificar si el efecto promedio nulo esconde dichos efectos en grupos específicos o si la política implementada requiere ajustes focalizados según las condiciones expuestas.

En cuanto a la implicación práctica, se recomienda interpretar cada uno de estos resultados como una base para fortalecer la estructuración del bono con la oferta real de los servicios de la muestra como tal, sobre todo en territorios que han presentado mayores barreras de accesibilidad históricamente. Más que incrementar únicamente la demanda mediante transferencia, se recomendaría reforzar la capacidad de atención primaria, seguimiento materno-infantil y acceso efectivo tales como transporte, disponibilidad de controles, calidad de atención, de modo que el incentivo económico se traduzca en mejoras nutricionales mucho más sostenibles.

Referencias Bibliográficas

Acuerdo Ministerial N. MIES - 2022-037. (2022). *Ministerio de Inclusión Económica y Social.* Obtenido de https://www.desarrollohumano.gob.ec/wp-content/uploads/2022/06/037_-acuerdo_REGULAR-EL-PAGO-DE-TRANSFERENCIAS-MONETARIAS-DEL-SISTEMA-DE-PROTECCION-SOCIAL-INTEGRAL-signed-1.pdf

Adair, L., & Fall, C. (2018). Maternal and child undernutrition: consequences for adult health and human capital. *Maternal and child undernutrition, 371*(9609), 340-357. Obtenido de https://www.thelancet.com/article/S0140-6736%2807%2961692-4/fulltext

Albuja, E. W. (2022). Determinantes socioeconómicos de la desnutrición crónica en menores de cinco años: evidencia desde Ecuador. *Inter disciplina. ISSN: 2448-5705, 10*(28), 591-611. Obtenido de https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S2448-57052022000300591&script=sci_arttext

Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics, 95*, 476-487. Obtenido de https://scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2970373

Arias, G., & Covinos, G. (2021). Diseño y metodología de la investigación. *Enfoques Consulting EIRL, 1*(1), 66-78. Obtenido de https://gc.scalahed.com/recursos/files/r161r/w26022w/Arias_S2.pdf

Austin, P., Xin, A., Vyas, & Kapral, M. (2021). Applying Propensity Score Methods in Clinical Research in Neurology. *Neurology, 97*(18), 856-863. Obtenido de https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC8610625/

Banco Mundial. (2025). *Bono 1000 Días: Evaluación de Impacto y Recomendaciones Estratégicas.* Obtenido de https://documents1.worldbank.org/curated/en/099806112112558064/pdf/IDU-f67a5c4f-29d7-4ac4-8503-2d2c10cb1385.pdf

Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education.* The University of Chicago Press.

Bisquerra, A. R. (2022). *Metodología de la Investigación Educativa.* España: Editorial La Muralla, S.A. Obtenido de https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=5826

Coady, D., Grosh, M., & Hoddinott, J. (2004). *Targeting of transfers in developing countries: Review of lessons and experience.* The World Bank. Obtenido de https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/ea5f3918-167a-5810-99a6-032b95c66686

Collaguazo, P. M., & López, S. M. (2025). Evaluación de impacto del bono 1000 días sobre las condiciones de vida de los beneficiarios de la ciudad de Loja, Ecuador. *[Tesis de Maestría] Universidad Nacional de Loja. Facultad Jurídica Social y Administrativa. Maestría en Políticas Públicas*, 1-61. Obtenido de https://dspace.unl.edu.ec/server/api/core/bitstreams/01ab9e87-0054-4a1a-bc21-7f8882da9479/content

Cueva, M. M., Pérez, P. C., Ramos, A. M., & Guerrero, C. R. (2021). La desnutrición infantil en Ecuador. Una revisión de literatura. *Boletín de Malariología y Salud Ambiental. ISSN: 1690-4648,* *61*(4), 556-564. Obtenido de https://docs.bvsalud.org/biblioref/2022/09/1392385/364-1305-1-pb.pdf

Cuevas, N. L., García, G. A., González, C. L., & Morales, R. M. (2021). Magnitud y tendencia de la desnutrición y factores asociados con baja talla en niños menores de cinco años en México, Ensanut 2018-19. *Salud Pública de México, 63*(3), 339-349. Obtenido de https://www.scielo.org.mx/pdf/spm/v63n3/0036-3634-spm-63-03-339.pdf

Currie, J., & Almond, D. (2011). Human capital development before age five. *Handbook of Labor Economics, 4*, 1315-1486. Obtenido de https://www.sciencedirect.com/science/chapter/handbook/abs/pii/S0169721811024130?via%3Dihub

Decreto Ejecutivo N. 435. (1 de 6 de 2022). *Ministerio de Inclusión Económica y Social.* Obtenido de Bono 1000 Días: https://esacc.corteconstitucional.gob.ec/storage/api/v1/10_DWL_FL/e2NhcnBldGE6J2VzY3JpdG8nLCB1dWlkOidlODIxYmUzNC02MWY2LTQ4MGEtODEyMy1mYmFjNzIwODk4MjMucGRmJ30%3D

Delgado, G. M., Paz, J. V., & Guzmán, E. W. (2025). How to save lives during the first 1000 days of life? Impact analysis of cash transfers on stunting. Evidence from Ecuador. *United Nations University. ISSN: 1798-7237*, 1-20. Obtenido de https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/Publications/Working-paper/PDF/wp2025-82-how-save-lives-during-first-1000-days-life-impact-analysis-cash-transfers-stunting.pdf

ENDI. (9 de 2023). *Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil 2022-2023.* Obtenido de Documento Metodológico: https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/ENDI/Documento_metodologico_ENDI.pdf

ENDI. (2024). *Encuesta Nacional sobre Desnutrición Infantil*. Obtenido de Boletín Técnico Nro. 02-2024-ENDI: https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/ENDI/R2/Boletin_tecnico_%20ENDI_R2.pdf

Fundación Ecuador Crece Contigo. (2024). *Centro de análisis y seguimiento a los primeros mil días y sus determinantes*. Obtenido de REPORTE TÉCNICO 001: https://ecuadorcrececontigo.org/wp-content/uploads/2024/09/REPORTE-TECNICO-001-.pdf

Gertler, P. (2004). Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment. *American Economic Review, 94*(2), 336-341. Obtenido de https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257%2F0002828041302109

Grossman, M. (1972). *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation.* ISBN: 0-87014-248-8. Obtenido de http://www.nber.org/chapters/c3485

Heckman, J. (2006). Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children. *Science, 312*(5782), 1900-1902. doi:10.1126/science.1128898

Hernández, S. R., Fernández, C. C., & Baptista, L. P. (2014). *Metodología de la Investigación* (6 ed.). España: McGraw Hill España. Obtenido de https://apiperiodico.jalisco.gob.mx/api/sites/periodicooficial.jalisco.gob.mx/files/metodologia_de_la_investigacion_-_roberto_hernandez_sampieri.pdf

Imbens, G. (2021). Causality in Econometrics: Choice vs. Chance. En G. Imbens, *Causality in Econometrics: Choice vs. Chance* (págs. 257-291). CA, USA. Obtenido de https://www.nobelprize.org/uploads/2024/11/imbens-lecture.pdf

Imbens, G., & Rubin, D. (2015). *Causal inference for statistics, social, and biomedical sciences: An introduction.* Cambridge University Press. Obtenido de https://www.cambridge.org/core/books/causal-inference-for-statistics-social-and-biomedical-sciences/71126BE90C58F1A431FE9B2DD07938AB

INEC. (13 de 9 de 2023). *Instituto Nacional de Estadística y Censos*. Obtenido de Ecuador creció en 2.5 millones de personas entre 2010 y 2022: https://www.ecuadorencifras.gob.ec/institucional/ecuador-crecio-en-2-5-millones-de-personas-entre-2010-y-2022/

INEC. (2025). *Instituto Nacional de Estadísticas y Censos*. Obtenido de Boletín Técnico N. 17-2025 ENEMDU Pobreza y Desigualdad: https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/POBREZA/2025/Diciembre/202512_Boletin_pobreza_ENEMDU.pdf

Lipkovich, I., Svensson, D., & Rattich, B. (2024). Modern approaches for evaluating treatment effect heterogeneity from clinical trials and observational data. *Statistics in Medicine*, *43*(22), 4388-4436. Obtenido de https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/sim.10167

Medina, M., Rojas, R., & Bustamente, W. (2023). *Metodología de la investigación : Técnicas e instrumentos de investigación.* Mexico: Instituto Universitario de Innovación Ciencia y Tecnología Inudi Perú. Obtenido de http://coralito.umar.mx:8383/jspui/handle/123456789/1539

Ministerio de Desarrollo Humano. (15 de 1 de 2024). *Plataforma Gubernamental de Desarrollo Social*. Obtenido de Registra tu cuenta para recibir de manera segura el Bono de los 1000

días: https://www.desarrollohumano.gob.ec/registra-tu-cuenta-para-recibir-de-manera-segura-el-bono-infancia-futuro/

Ministerio de Salud. (2024). *Establecimientos de Salud Amigos de la Madre y del niño.* Obtenido de Normativa ESAMyN: https://www.salud.gob.ec/establecimientos-de-salud-amigos-de-la-madre-y-del-nino-esamyn/

Ministerio de Salud Pública. (9 de 2021). *Secretaría Técnica Ecuador Crece Sin Desnutrición Infantil.* Obtenido de https://www.salud.gob.ec/wp-content/uploads/2024/06/Plan_Estrategico_Intersectorial_para_la_Prevencion_y_Reduccion_de_la_DCI.pdf

Ñaupas, H., & Valdivia, M. (2020). *Metodología de la Investigación* (5 ed., Vol. 367). Bogotá, Colombia: Ediciones de la U. Obtenido de https://d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net/73469093/METODOLOGIA_DE_LA_INVESTIGACION_5TA_EDICION-libre.pdf?1635003871=&response-content-disposition=inline%3B+filename%3DMETODOLOGIA_DE_LA_INVESTIGACION_5TA_EDIC.pdf&Expires=1734024151&Signature=Pz0D9D8Y8eOCzug~2A

OMS. (2024). *Organización Mundial de la Salud*. Obtenido de Joint Child malnutrition estimates: https://www.who.int/data/gho/data/themes/topics/joint-child-malnutrition-estimates-unicef-who-wb

OMS. (2025). *Organización Mundial de la Salud*. Obtenido de Child malnutrition: Severe wasting among children under 5 years of age : https://www.who.int/data/gho/indicator-metadata-registry/imr-details/3410

OPS. (29 de 12 de 2019). *Organización Mundial de la Salud.* Obtenido de Guías para el continuo de la atención de la mujer y el recién nacido. Cuarta edición: https://www.paho.org/es/documentos/guias-para-continuo-atencion-mujer-recien-nacido-cuarta-edicion

OPS. (2024). *Organización Panamericana de la Salud.* Obtenido de Salud Materna: https://www.paho.org/es/temas/salud-materna

Parnham, J., Millett, C., Chang, K., & Hinke, S. (2020). The Healthy Start scheme and its association with food expenditure in low-income families in the UK. *European Journal of Public Health. ISSN: 1464-360X, 30*(5), 166-193. Obtenido de https://academic.oup.com/eurpub/article/30/Supplement_5/ckaa166.193/5914162?login=false

Pérez, T. J., Arroyo, Y. M., Bullón, V., & Pérez, T. M. (2024). Evaluación de impacto del programa Cuna Más en la reducción de la desnutrición crónica infantil en Perú, 2014-2019. *Prospectiva Universitaria en Ciencias Administrativas Contables y Económicas, 5*(2), 1-11. Obtenido de https://revistas.uncp.edu.pe/index.php/pucace/article/view/2416

QinYu, Z., Jing, L., & Ying, S. (2021). Propensity score matching with R: conventional methods and new features. *Annals of Translational Med, 9*(9), 812. Obtenido de https://atm.amegroups.org/article/view/61857/html

Rasella, D., Cavalcanti, D., Ordoñez, J., & Aransiola, T. (2023). The impact of two decades of conditional cash transfers on child health in Latin America: An integrated evaluation and forecasting analysis to mitigate effects of the economic crisis. *Population Medicine, 5*, 507.

Obtenido de https://puceinvestiga.puce.edu.ec/es/publications/the-impact-of-two-decades-of-conditional-cash-transfers-on-child-/

Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika, 70*(1), 41-45. doi:10.1093/biomet/70.1.41

Segal, J., Varadhan, Groenwold, R., & Henderson, N. (2023). Assessing Heterogeneity of Treatment Effect in Real-World Data. *Ann Intern Med, 176*(4), 536-544. Obtenido de https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC10273137/

Sen, A. (1999). *Development as Freedom.* New York: Alfred Knopf. Obtenido de http://www.amazon.com/Development-as-Freedom-Amartya-Sen/dp/0385720270/ref=sr_1_1?s=books&ie=UTF8&qid=1310743622&sr=1-1

Sideropoulos, V., Draper, A., Muñoz, C. B., & Ang, L. (2025). Childhood stunting and cognitive development: a meta-analysis. *Journal of Global Health, 15*. doi:10.7189/jogh.15.04257

UNICEF. (2024). *Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia*. Obtenido de Desnutrición Crónica Infantil. Uno de los mayores problemas de salud pública en Ecuador: https://www.unicef.org/ecuador/desnutrici%C3%B3n-cr%C3%B3nica-infantil

UNICEF. (2025). *Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia.* Obtenido de La nutrición en la primera infancia: https://www.unicef.org/es/nutricion-primera-infancia

Whaley, S., Anderson, C., Tsai, M., & Yepez, C. (2023). Increased WIC Benefits for Fruits and Vegetables Increases Food Security and Satisfaction Among California Households with Young Children. *Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics, 123*(10), 1440-1448. Obtenido de https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2212267223002782

Zhang, Z., Jung, H., Lonjon, G., & Zhu, Y. (2019). Balance diagnostics after propensity score matching. *Ann Transl Med, 7*(1), 16. Obtenido de https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC6351359/