

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL
ECUADOR**

**FACULTAD DE ECONOMÍA Y GESTIÓN
EMPRESARIAL
CARRERA ECONOMÍA**

**Trabajo de Integración Curricular previo
a la obtención del título de Magister en Economía con
mención en políticas públicas**

Artículo Académico

***“Análisis del Bono Mil días y su incidencia en las
condicionalidades de controles prenatales y de niño sano”***

**Autor: Oscar Manuel Romero Cevallos
Correo: romero_cevallos@yahoo.es**

**Directora: José Luis Fuentes
jfuentes442@puce.edu.ec**

Quito, 12 de enero de 2026

**Análisis del Bono Mil días y su incidencia en las
condicionalidades de controles prenatales y de niño sano**

**Analysis of the Bono Mil Días Program and Its Impact on
Prenatal Care and Well-Child Visit Conditionalities**

Resumen:

Este artículo analiza el impacto del programa Bono 1000 Días en el cumplimiento de las condicionalidades de salud relacionadas con los controles prenatales y de niño sano en Ecuador. El estudio plantea si la transferencia monetaria se asocia causalmente con un mayor número de controles y con un inicio más oportuno de la atención materno-infantil. Se utiliza un enfoque cuantitativo no experimental, basado en un diseño de Diferencias en Diferencias aplicado a datos de corte transversal repetidos de la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI) 2022–2023 y 2023–2024, complementado con modelos lineales de probabilidad, Logit, Poisson y estimaciones robustas con ponderación por puntaje de propensión (ATT). Los resultados descriptivos muestran una mayor frecuencia de controles prenatales y de niño sano entre los beneficiarios; sin embargo, los modelos econométricos no encuentran evidencia causal sólida de que el bono incremente el número ni adelante de forma concluyente el inicio de los controles prenatales. En contraste, se identifica un efecto positivo y estadísticamente significativo del programa sobre el cumplimiento del calendario de controles de niño sano en la estimación principal, efecto que se reduce y pierde significancia en la especificación robusta. Además, la multiparidad, la pertenencia a pueblos indígenas y ciertas condiciones del hogar continúan siendo barreras para el acceso oportuno a la salud materno-infantil.

Palabras clave: Bono 1000 Días, transferencias monetarias condicionadas, controles prenatales, controles de niño sano, desnutrición crónica infantil.

Abstract:

This article analyzes the impact of the Bono 1000 Días program on compliance with health conditionalities related to prenatal care and well-child checkups in Ecuador. A non-experimental quantitative approach is employed, based on a Difference-in-Differences design applied to repeated cross-sectional data from the National Child Malnutrition Survey (ENDI) 2022–2023 and 2023–2024, complemented with linear probability models, Logit, Poisson, and robust estimations weighted by propensity scores (ATT). Descriptive results show a higher frequency of prenatal and well-child checkups among beneficiaries; however, the econometric models do not find strong causal evidence that the program increases the number of checkups nor that it conclusively advances the initiation of prenatal care. In contrast, a positive and statistically significant effect of the program is identified for compliance with the well-child visit schedule in the main estimation, although this effect diminishes and loses significance in the robust specification. Moreover, multiparity, belonging to Indigenous peoples, and certain household characteristics continue to act as barriers to timely access to maternal and child health services.

Keywords: Bono 1000 Días, conditional cash transfers, prenatal checkups, well-child checkups, chronic child malnutrition.

Introducción

La desnutrición crónica infantil se manifiesta principalmente como un retraso en el crecimiento durante los primeros años de vida, una etapa crítica para el desarrollo físico y cognitivo del ser humano (UNICEF, 2021). Esta condición tiene efectos multisectoriales que se expresan en tres dimensiones clave: salud, educación y productividad (Fernández, Martínez, Carrasco & Palma, 2017). De hecho, representa una carga significativa para los países, al afectar directamente su desarrollo económico y social. En el caso de Ecuador, los costos asociados a la malnutrición —incluyendo los gastos en salud, educación y las pérdidas por menor productividad laboral— alcanzan el 4,3% del producto interno bruto (PIB) (Fernández et al., 2017).

Con la finalidad de afrontar esta problemática surgen las transferencias monetarias, como políticas públicas de protección social en respuesta a los fracasos de los enfoques asistenciales tradicionales reconociendo el papel que juega el ingreso en el bienestar de los hogares más necesitados, tal es el caso de programas como Bolsa Escolar en Brasil o Progresa en México programas que combinaban transferencias monetarias mensuales con condicionalidades en salud y educación. Instituciones como OCDE, el Banco Mundial, la CEPAL y UNICEF consideran a este tipo de transferencias como instrumentos más eficaces, evaluados y escalables de protección social.

En Ecuador, mediante Decreto Ejecutivo Nro. 435 del 1 de junio de 2022, se creó el Bono 1000 Días. Este programa está dirigido a mujeres en estado de gestación y a niños y niñas nacidos vivos, con el propósito de garantizar un piso mínimo de consumo, incentivar el uso de servicios de salud y desarrollo infantil, y promover la sensibilización sobre nutrición materno-

infantil y buenas prácticas de salud. Lo anterior se articula con los servicios de desarrollo infantil integral.

El Estado asigna una transferencia mensual de \$50, y adicionalmente \$10 acumulativos por el cumplimiento de determinados hitos, los cuales son:

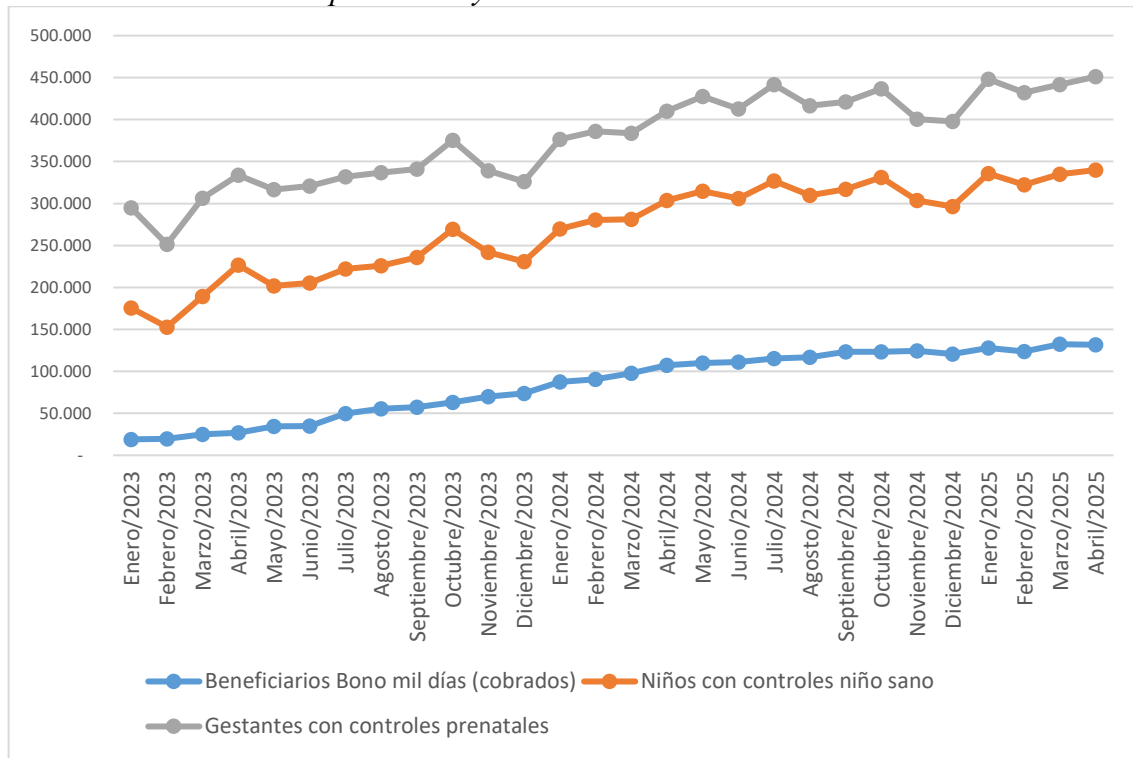
- **Hito 1:** La gestante debe haber asistido al menos a un control prenatal trimestral durante los nueve meses de embarazo, y haber inscrito el nacimiento del niño o niña en el Registro Civil antes de los 45 días de edad.
- **Hito 2:** Registrar al menos seis (6) controles de crecimiento durante el primer año de vida del niño o niña.
- **Hito 3:** Registrar al menos cuatro (4) controles de crecimiento durante el segundo año de vida del niño o niña.

En este sentido considerando que parte de las condicionalidades del programa buscan aumentar los controles prenatales y los controles de crecimiento hasta los dos años de vida, la presente investigación busca contestar las siguientes preguntas a través de un análisis de fuentes oficiales:

- ¿El número de controles prenatales ha incrementado como resultado del programa?
- ¿El número de número de controles de niño sano y crecimiento han incrementado como resultado del programa?

La información que pone a disposición la Secretaría de Desnutrición permite evidenciar lo siguiente:

Gráfica Nro. 1: Elegibles al Bono 1000 días que cobraron el último mes / Gestantes con controles prenatales y niños con croles de niño sano



Fuente: Stecsdi / Sussen
 Elaborado: Autor

La gráfica anterior permite observar la tendencia que ha tenido la cobertura del Bono 1000 Días, así como su relación con las dos principales variables que se analizarán en esta investigación. Es importante resaltar que se ha registrado un incremento considerable en los tres indicadores. Sin embargo, un análisis descriptivo de tendencias no es suficiente para determinar si el comportamiento observado en los controles prenatales y de niño sano es atribuible al programa Bono 1000 Días. En este sentido, es necesario aplicar un diseño metodológico más

robusto, utilizando la información disponible en la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI).

Pese a la importancia de este programa, actualmente existe escasa evidencia empírica pública sobre su efectividad, lo que limita la capacidad de ajuste y mejora de su implementación. Esta falta de evaluación rigurosa representa una brecha crítica en la gestión de políticas públicas orientadas a la prevención de la desnutrición crónica infantil. En este contexto, la presente investigación tiene como objetivo identificar, a través de un análisis econométrico, el impacto del programa en la frecuencia de controles prenatales y de niño sano. Para ello, se utilizará información proveniente de los distintos cortes disponibles y publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), entidad que hasta el año 2024 ha difundido dos encuestas especializadas en la medición de la desnutrición infantil.

Estas encuestas contienen información integral sobre los hogares, incluyendo características sociodemográficas, nivel educativo, condiciones laborales e ingresos, estado de salud, peso y talla de niños menores de cinco años, condiciones de la vivienda, seguridad alimentaria, pruebas de E. Coli y cloro en agua, así como datos sobre mujeres en edad fértil, nacimientos, lactancia materna, alimentación complementaria y cuidados prenatales y postnatales. El análisis econométrico propuesto no solo permitirá cuantificar el efecto del programa, sino también identificar posibles desigualdades en su impacto por zona geográfica, nivel socioeconómico u otras características clave, contribuyendo así a un diseño más equitativo y focalizado de la intervención.

El objeto de esta investigación es analizar el cumplimiento de las condicionalidades de salud asociadas al programa Bono 1000 Días en Ecuador, con el propósito de generar evidencia cuantitativa sobre su efectividad en incrementar la frecuencia de controles prenatales y de

crecimiento infantil, ambos considerados determinantes clave en la prevención de la desnutrición crónica infantil (DCI). Este estudio se inserta en el marco de la evaluación de programas de transferencias monetarias condicionadas (TMC), aportando un caso contextualizado al país, con el fin de orientar decisiones de política pública basadas en evidencia y contribuir al diseño de intervenciones más eficaces en salud materno-infantil y protección social.

Marco teórico

La Teoría del Capital Humano sostiene que la educación y la salud son inversiones esenciales que incrementan la productividad y el bienestar a lo largo del ciclo de vida (Becker, 1993). No obstante, los hogares en situación de pobreza suelen enfrentar restricciones de liquidez y altos costos de oportunidad, lo que limita su capacidad para invertir en el capital humano de sus hijos, particularmente en el acceso a servicios preventivos como los controles de salud prenatal e infantil.

Ampliando esta perspectiva, el Enfoque de las Capacidades, desarrollado por Amartya Sen, plantea que la pobreza no debe entenderse únicamente como la falta de ingresos, sino como la privación de libertades y oportunidades reales para alcanzar el bienestar (Sen, 1999). Desde este punto de vista, una transferencia monetaria como el Bono 1000 Días busca expandir la capacidad de las madres para cuidar la salud de sus hijos, otorgándoles recursos económicos que les permitan superar las barreras materiales y sociales que restringen su acceso a la atención oportuna.

Por otra parte, la economía del comportamiento aporta una comprensión más profunda sobre cómo los individuos toman decisiones bajo limitaciones cognitivas y temporales. Según esta corriente, las personas tienden a presentar un “sesgo del presente”, otorgando mayor valor a las recompensas inmediatas que a los beneficios futuros (Thaler & Sunstein, 2008). En este sentido, la realización de controles preventivos representa un beneficio abstracto a largo plazo, mientras que los costos de transporte, tiempo y espera son inmediatos. Las Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC) actúan entonces como un “nudge” o empujón conductual,

alinear los incentivos de corto plazo (la recepción del bono) con los objetivos de largo plazo (la prevención de enfermedades y el desarrollo infantil saludable).

La teoría específica de las TMC integra estos enfoques al identificar tres mecanismos principales de acción. En primer lugar, el efecto ingreso, que alivia las restricciones presupuestarias del hogar y facilita el acceso a servicios básicos. En segundo lugar, el efecto precio o sustitución, mediante el cual la condicionalidad incrementa el costo de oportunidad de no cumplir con la corresponsabilidad en salud. Y en tercer lugar, el efecto de empoderamiento y señalización, que refuerza la importancia de los servicios de salud y otorga mayor poder de decisión a las mujeres dentro del hogar, al ser ellas las receptoras directas de la transferencia (Fiszbein & Schady, 2009).

Según UNICEF (2021), La salud y nutrición materna durante el embarazo son determinantes clave del desarrollo fetal y del riesgo de desnutrición crónica en la infancia. Garantizar una atención oportuna desde la gestación, especialmente mediante controles prenatales, favorece el desarrollo integral del niño y genera beneficios a largo plazo. Sin embargo, en contextos rurales y de difícil acceso, como en algunas regiones de Laos, las mujeres enfrentan barreras significativas para acceder a servicios de salud, lo que limita el cumplimiento de los controles prenatales recomendados. Esta situación es aún más crítica en los sectores más pobres, donde menos de la mitad de las embarazadas recibe la atención mínima necesaria, lo cual evidencia una brecha estructural en el acceso a servicios esenciales.

La evidencia internacional muestra que la desnutrición crónica infantil, o stunting, tiene su origen en factores asociados a la nutrición materna y a la atención en la primera infancia. Según estimaciones conjuntas de UNICEF, OMS, Banco Mundial (2023), el retraso en el

crecimiento refleja deficiencias acumuladas desde la etapa prenatal, lo que resalta la importancia de fortalecer las atenciones prenatales como medida preventiva.

Del mismo modo, los controles periódicos durante la infancia permiten identificar oportunamente problemas nutricionales agudos, como la emaciación, cuya detección y tratamiento temprano son esenciales para evitar consecuencias graves. Aunque el informe no detalla coberturas específicas, insiste en que el acceso a servicios esenciales desde etapas tempranas es clave para reducir todas las formas de malnutrición infantil. Por tanto, los controles prenatales y de niño sano se consolidan como componentes fundamentales en las estrategias para prevenir y mitigar la desnutrición.

Diversas investigaciones han identificado que las condiciones durante el embarazo y los cuidados maternos tempranos son factores clave en la prevención de la desnutrición crónica infantil. Un estudio realizado en Etiopía, utilizando datos de la Encuesta Demográfica y de Salud 2019, evidenció que la probabilidad de que un niño presente retraso en el crecimiento disminuye significativamente cuando la madre ha asistido a cuatro o más controles prenatales Baraki, y otros (2023). Este hallazgo refuerza la importancia de la atención prenatal como una intervención efectiva no solo en la salud materna, sino también en el estado nutricional del niño.

Aunque el estudio no evalúa directamente la cobertura de controles de niño sano, sí incorpora variables relacionadas con la atención infantil, como la vacunación y la suplementación con vitamina A, que permiten inferir la importancia del acceso a servicios preventivos en los primeros años de vida. Estos elementos contribuyen al fortalecimiento del desarrollo físico y a la reducción de riesgos asociados a la malnutrición. Por tanto, los resultados respaldan la incorporación de estrategias de atención continua desde el embarazo y durante la infancia como componentes fundamentales en la prevención del retraso en el crecimiento infantil.

Una evaluación independiente del Grupo del Banco Mundial (2021) destacó que muchas de las operaciones financiadas para reducir la desnutrición infantil incluyeron la mejora de los servicios de salud materno-infantil como componente central. En particular, se documenta que la expansión del acceso a los controles prenatales fue una intervención común en varios países, asociada a la prevención del bajo peso al nacer y al mejor desarrollo infantil. Además, se impulsaron programas que promovían visitas periódicas para niños, seguimiento del crecimiento y orientación nutricional, en el marco de un enfoque integrado de salud primaria. Estas intervenciones han sido consideradas efectivas en tanto fortalecen la prevención, la detección temprana y la promoción del desarrollo saludable desde etapas muy tempranas de la vida.

Un informe de UNICEF (2023) sobre la crisis nutricional en mujeres y adolescentes pone en evidencia que las deficiencias en la nutrición materna no solo afectan a la salud de las mujeres, sino que tienen consecuencias directas en el desarrollo y bienestar de los hijos. Se indica que menos del 35 % de las mujeres embarazadas en el mundo reciben los ocho controles prenatales recomendados por la OMS, lo que limita las oportunidades para identificar y tratar riesgos nutricionales de manera oportuna. Además, el documento llama a fortalecer los sistemas de salud para que brinden atención continua durante el embarazo, el posparto y la infancia temprana, bajo un enfoque de ciclo de vida. Esto refuerza la necesidad de integrar los controles prenatales y los servicios de salud infantil como componentes fundamentales de las estrategias para prevenir la desnutrición crónica infantil desde su origen.

El análisis de datos de encuestas demográficas y de salud en 32 países de ingresos bajos y medios reveló que la atención prenatal constituye un factor protector frente a distintas formas de malnutrición que pueden presentarse simultáneamente en la madre y su hijo. El estudio de Melesse, Zgambo, Dube, Chitekwe, & Mutisya (2020) encontró que un mayor número de

controles prenatales se asocia con una menor probabilidad de experimentar la triple carga de malnutrición, que incluye desnutrición, sobrepeso y carencias de micronutrientes. Si bien el análisis no contempla directamente los controles de niño sano, se consideran variables relacionadas con el estado de salud infantil que sugieren la relevancia de intervenciones en la primera infancia. Estos hallazgos respaldan la inclusión de estrategias de salud materno-infantil continuas y bien estructuradas como herramienta para prevenir múltiples formas de malnutrición.

Un estudio realizado en Indonesia a madres e hijos menores de dos años resalta la importancia de asegurar una atención continua a lo largo del ciclo materno-infantil. Lukman M, Andi, Veni , & Syafar,(2020) identificaron que las mujeres con baja talla que no completaron el esquema de atención recomendado que incluye controles prenatales, parto atendido por personal calificado y controles posnatales y neonatales presentaron una mayor probabilidad de tener hijos con retraso en el crecimiento. Asimismo, el bajo peso o talla al nacer se asoció significativamente con este riesgo. Estos hallazgos confirman que la atención integral desde el embarazo hasta los primeros meses de vida representa una estrategia eficaz para prevenir la transmisión intergeneracional de la desnutrición.

En el contexto latinoamericano, la desnutrición crónica infantil persiste como un desafío relevante, especialmente en poblaciones vulnerables. Según Montenegro y otros (2022), las intervenciones dirigidas a las mujeres durante el embarazo y el seguimiento sistemático del crecimiento infantil son fundamentales para reducir esta condición. La atención prenatal permite identificar factores de riesgo asociados al bajo peso o talla al nacer, mientras que el monitoreo durante los primeros años de vida posibilita una detección temprana de desviaciones del crecimiento. Ambos enfoques —preventivo y de seguimiento— resultan indispensables para

interrumpir el ciclo de pobreza y desnutrición que se perpetúa en muchas comunidades de América Latina.

En el caso ecuatoriano, la desnutrición crónica infantil está estrechamente relacionada con barreras en el acceso a servicios de salud esenciales, entre ellos los controles prenatales y los controles periódicos de crecimiento en la infancia. De acuerdo con un estudio de la Fundación CRISFE, la asistencia a cuatro o más controles prenatales reduce significativamente el riesgo de retraso en el crecimiento en los niños. Del mismo modo, los controles de niño sano permiten la detección temprana de signos de malnutrición y el seguimiento del desarrollo infantil, especialmente durante los primeros dos años de vida. La limitada cobertura de estos servicios en contextos rurales e indígenas evidencia la necesidad de reforzar los sistemas de atención primaria como estrategia preventiva frente a la DCI (Fundación CRISFE, 2021).

Un estudio pionero de Oosterbeek, Ponce, & Schady (2010), utilizando un diseño de regresión discontinua, demostró que el Bono de Desarrollo Humano (BDH) tuvo un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la talla para la edad de los niños, reduciendo la prevalencia de desnutrición crónica en aproximadamente 4,5 puntos porcentuales. Sin embargo, el mismo análisis no encontró evidencia de impacto en la asistencia a servicios de salud preventiva, como los controles de crecimiento o la vacunación. Estos resultados sugieren que las transferencias monetarias condicionadas en Ecuador podrían mejorar los resultados nutricionales principalmente a través del efecto ingreso, al permitir un mejor consumo de alimentos, más que mediante un aumento en el uso de servicios preventivos condicionados.

En una investigación complementaria, Gaarder (2012) analizó los efectos del BDH sobre múltiples indicadores de salud utilizando un panel de datos. Los resultados mostraron que la transferencia incrementó la probabilidad de que los niños recibieran atención médica ante

enfermedades agudas, pero no tuvo un impacto significativo sobre la asistencia a controles de salud preventiva. Este hallazgo refuerza la hipótesis de que las transferencias condicionadas pueden ser más efectivas para aliviar restricciones económicas inmediatas cuando existe una necesidad de salud presente que para modificar comportamientos preventivos de largo plazo, como los controles periódicos o el seguimiento del crecimiento infantil.

De manera complementaria, el estudio de Ponce & Martínez (2013), basado en la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), concluyó que la educación materna es el predictor más fuerte del cumplimiento de los controles prenatales recomendados. Las mujeres con educación secundaria o superior presentaron una probabilidad significativamente mayor de completar los controles, mientras que residir en zonas rurales o autoidentificarse como indígena se asoció con una menor probabilidad de acceso oportuno, incluso después de controlar por el nivel de ingreso.

En una línea similar, López, Melo, & Moreno, (2024) analizaron los efectos de la pandemia de COVID-19 sobre la utilización de servicios de salud infantil en Ecuador. El estudio demostró que los choques externos pueden afectar de forma significativa la asistencia a los controles de crecimiento y vacunación, destacando la importancia de mantener incentivos y estrategias que aseguren la continuidad de los servicios preventivos, especialmente en contextos de crisis.

Al explorar los efectos a largo plazo de las transferencias condicionadas, Ponce & Antón (2023) no encontraron un impacto general del BDH sobre los resultados laborales en la adultez. Aunque el estudio no analiza directamente indicadores de salud infantil, sus resultados confirman la complejidad de lograr impactos sostenidos únicamente a través de transferencias monetarias, subrayando la necesidad de complementar estos programas con servicios sociales y de salud de calidad que consoliden los beneficios obtenidos en la infancia.

Aunque los estudios del impacto del Bono Mil días son limitados en el contexto ecuatoriano, debido al tiempo que lleva implementado el programa, si existe evidencia de evaluaciones realizadas a otros programas que permiten estimar de manera indirecta que las este efecto sobre las transferencias condicionadas y no condicionada.

Meller & Litschig (2014) evaluaron el impacto de un programa de suplementación alimentaria condicionada sobre la supervivencia infantil, encontrando reducciones significativas en la mortalidad infantil, especialmente en los primeros meses de vida. Los autores muestran que el efecto positivo del programa se explica tanto por el mejoramiento del estado nutricional como por un mayor contacto de las familias con los servicios de salud, inducido por las condicionalidades. Estos resultados refuerzan la hipótesis de que las transferencias y apoyos alimentarios condicionados pueden generar impactos sustantivos en la salud infantil cuando se implementan durante etapas críticas del ciclo de vida, como los primeros mil días.

(Vaca) 2018 analiza los desafíos estructurales que han limitado la efectividad de las políticas públicas orientadas a reducir la desnutrición crónica infantil en Ecuador. El autor sostiene que, a pesar de la existencia de múltiples programas sociales, los resultados han sido modestos debido a problemas de fragmentación institucional, debilidades en la focalización, limitada articulación intersectorial y una insuficiente vinculación entre transferencias sociales y servicios de salud y nutrición. Asimismo, el estudio destaca que la falta de seguimiento efectivo y de mecanismos claros de corresponsabilidad ha reducido el impacto de estas intervenciones en los hogares más vulnerables. Estos hallazgos sugieren que la efectividad de las políticas contra la desnutrición no depende únicamente de la disponibilidad de recursos, sino del diseño integral de los programas, aspecto que resulta central para evaluar iniciativas más recientes como el Bono 1000 Días.

El estudio del World Bank (2007), titulado *Nutritional Failure in Ecuador* analiza de manera integral las causas, consecuencias y posibles soluciones de la desnutrición crónica infantil en Ecuador. El informe identifica que la elevada prevalencia del retraso en el crecimiento responde a una combinación de factores estructurales, entre ellos la pobreza persistente, las brechas en el acceso a servicios de salud y saneamiento, la baja calidad de la atención prenatal y las prácticas inadecuadas de alimentación infantil, debido a que las intervenciones estaban mal focalizadas y se centraban erróneamente en la entrega de alimentos en lugar de abordar las causas estructurales. Asimismo, el estudio enfatiza que las intervenciones aisladas tienen efectos limitados y que la reducción sostenida de la desnutrición requiere políticas integrales, con énfasis en la atención durante el embarazo y los primeros años de vida. Estas conclusiones anticipan la necesidad de programas como el Bono 1000 Días, orientados a intervenir de forma temprana y coordinada sobre los determinantes de la desnutrición.

En conjunto, la evidencia teórica y empírica revisada demuestra que las transferencias monetarias condicionadas constituyen una herramienta eficaz para mejorar los resultados nutricionales y de salud infantil, siempre que estén acompañadas de una oferta suficiente de servicios y de estrategias de corresponsabilidad familiar. En este sentido, el Bono 1000 Días se posiciona como una innovación dentro de la política social ecuatoriana, al incorporar los aprendizajes del BDH y orientarse hacia un enfoque preventivo centrado en el desarrollo integral durante los primeros mil días de vida. No obstante, al tratarse de un instrumento relativamente reciente, aún no existe evidencia científica robusta que evalúe de manera profunda su efectividad e impactos.

Torres et (2024) analizan el proceso de institucionalización de la influencia corporativa en la formulación de la política nacional de nutrición en Ecuador. El estudio evidencia que la

participación sistemática de actores corporativos en los espacios de decisión ha condicionado el diseño y la implementación de intervenciones públicas, priorizando enfoques centrados en la responsabilidad individual por sobre estrategias estructurales de prevención. Según los autores, estas dinámicas han limitado la efectividad de las políticas nutricionales para reducir la desnutrición crónica infantil, al debilitar la regulación, la coherencia intersectorial y el enfoque de derechos. Estos hallazgos sugieren que el impacto de los programas sociales depende no solo de su diseño técnico, sino también del entorno institucional y político en el que se implementan, aspecto relevante para evaluar iniciativas recientes como el Bono 1000 Días.

Andrade & Gil, (2023) analizan la relación entre el empleo materno y la desnutrición infantil, encontrando que la participación laboral de las madres tiene efectos heterogéneos sobre el estado nutricional de los niños. Los autores muestran que, si bien el empleo materno puede mejorar el ingreso del hogar y reducir restricciones económicas, también puede generar limitaciones en el tiempo disponible para el cuidado infantil, especialmente en contextos de informalidad laboral y escaso acceso a servicios de cuidado. El estudio concluye que los efectos del empleo materno sobre la nutrición infantil dependen del tipo de ocupación, la estabilidad laboral y la disponibilidad de redes de apoyo, lo que refuerza la importancia de considerar estas dimensiones al evaluar programas sociales orientados a la primera infancia, como el Bono 1000 Días.

Ponce y Ramos-Martin (2017) evaluaron el impacto de dos intervenciones de política pública sobre la diversidad dietética de los hogares, identificando efectos positivos y estadísticamente significativos en la calidad de la alimentación. Los autores muestran que las políticas orientadas a mejorar el ingreso y el acceso a alimentos contribuyen a una mayor variedad en la dieta, especialmente en los hogares más vulnerables. Dado que la diversidad

dietética constituye un determinante fundamental del estado nutricional infantil, estos resultados sugieren que las intervenciones públicas pueden influir en la nutrición de los niños no solo a través del acceso a servicios de salud, sino también mediante mejoras en los patrones de consumo alimentario, mecanismo relevante para el análisis del Bono 1000 Días, pues demuestra que las transferencias condicionadas en Ecuador han sido históricamente efectivas para modificar ciertos patrones de consumo (como la compra de alimentos). Sin embargo, la presente investigación busca determinar si este 'efecto ingreso' es igualmente capaz de modificar comportamientos más complejos y menos inmediatos, como la adherencia a un calendario estricto de controles de salud preventiva, donde intervienen barreras de oferta y tiempo que no afectan de la misma manera a la compra de alimentos.

Morocho Quinchuela et al (2023) aplicaron el método multicriterio VIKOR para analizar la desnutrición en la provincia de Tungurahua, demostrando la utilidad de herramientas de decisión técnica para jerarquizar áreas de intervención prioritaria. Su investigación subraya que el impacto de la desnutrición en el desarrollo infantil varía significativamente según condiciones locales específicas, lo que implica que las políticas nacionales como el Bono 1000 Días enfrentan desafíos de implementación heterogéneos. Este hallazgo es relevante para el presente estudio, pues sugiere que la efectividad de los incentivos monetarios para el cumplimiento de controles de salud puede estar condicionada por la capacidad local de respuesta y las barreras específicas de cada territorio, reforzando la importancia de analizar el impacto del programa no solo en promedio, sino considerando las brechas geográficas y étnicas.

Metodología

La presente investigación emplea un enfoque cuantitativo, no experimental de tipo observacional y explicativo para estimar el impacto causal del Bono 1000 Días en el uso de servicios de salud relacionados con los controles prenatales y de niño sano, al respecto el método empleado corresponde a “Diferencias en Diferencias con datos de corte transversal repetidos”, este modelo según (Bernal & Peña, 2012) se justifica dato que es poco común contar con datos de panel de individuos, por lo cual es necesario utilizar series de datos de cortes transversal en el tiempo, esto es emplear bases de datos de corte transversal recopiladas en periodos diferentes. La ecuación del método es:

$$Y_i = B_0 + B_1D_i + B_2I[t = 2] + B_3(D_i \times I[t = 2]) + u_{it}$$

Dónde:

- Y_i : variable de resultado (por ejemplo, número de controles prenatales o de niño sano).
- B_0 : intercepto (media del grupo de control en el período base).
- D_i : variable binaria (dummy) que vale 1 si la observación pertenece al grupo tratado, y 0 si es grupo de control.
- $I[t = 2]$: dummy que vale 1 si la observación es del período posterior a la intervención, y 0 si es antes.
- $D_i \times I[t = 2]$: interacción entre grupo tratado y período post. Su coeficiente β_3 es el que captura el efecto del tratamiento (impacto causal estimado).

u_{it} : término de error.

Definición del grupo de tratamiento y grupo de comparación

La identificación de la población de análisis se realizó a partir de la Encuesta Nacional de Desarrollo Infantil (ENDI), la cual incluye un módulo específico que recopila información sobre

la recepción de transferencias monetarias. En particular, la ENDI incorpora una pregunta destinada a identificar la recepción del Bono 1000 Días (Pregunta 25: “¿Recibe el Bono de los 1000 Días?”). Esta variable permite clasificar a la muestra en dos grupos: aquellos hogares que reportan recibir el beneficio (grupo de tratamiento) y aquellos que no lo reciben.

Con el fin de asegurar la comparabilidad entre ambos grupos, el análisis principal restringe el grupo de comparación exclusivamente a hogares que se encuentran en situación de pobreza o extrema pobreza. Para ello, se utiliza la variable de identificación de pobreza disponible en la ENDI, construida a partir del ingreso per cápita reportado por el informante. Esta restricción permite conformar un grupo de comparación compuesto por hogares que, dadas sus condiciones socioeconómicas, son potencialmente elegibles para el programa, pero que no reciben la transferencia. De esta manera, la comparación se realiza dentro de una población homogénea en términos de vulnerabilidad económica.

Adicionalmente, como ejercicio de robustez, y considerando que la encuesta permite identificar beneficiarios del programa que no se encuentran en situación de pobreza por ingresos, se refina la selección del grupo de comparación mediante técnicas de emparejamiento por puntaje de propensión (Propensity Score Weighting), lo que permite equilibrar las características observables entre beneficiarios y no beneficiarios.

Es importante señalar que el criterio oficial de asignación del programa se basa en el Índice del Registro Social, el cual constituye una medida de pobreza estructural aproximada por consumo. No obstante, dado que este índice es de carácter reservado, la mejor aproximación disponible en la ENDI corresponde a la condición de pobreza por ingresos, ampliamente utilizada en la literatura para identificar poblaciones vulnerables.

Dado que la asignación al programa no es aleatoria, esta estrategia cuasi-experimental se complementa con el control de variables observables relacionadas con características del niño o niña, de la madre y del hogar, que podrían influir tanto en la probabilidad de recibir el bono como en los desenlaces analizados.

Fuente de Datos

El análisis se basa en los datos de las dos primeras rondas de la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI), levantadas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) en los periodos 2022-2023 (Ronda 1) y 2023-2024 (Ronda 2). La ENDI es una encuesta especializada que recopila información detallada sobre hogares con niños menores de 5 años, incluyendo:

- Información de madres con hijos/as menores de 5 años
- Identificación de beneficiarios del Bono 1000 Días.
- Datos sobre número de controles prenatales y controles de crecimiento.
- Variables sociodemográficas del hogar.
- Condiciones de salud y nutrición de niños y niñas menores de 5 años.
- Información materna (edad, educación, ocupación, antecedentes de atención prenatal).

las principales variables empleadas en la presente investigación son las siguientes:

Control prenatal:

- ¿Tuvo algún control prenatal cuando estaba embarazada de (...)?
- En total, ¿cuántos controles tuvo antes del parto de (...)?

Control de niño sano:

- ¿Usted tuvo algún control después del parto de (...)?
- ¿Cuánto tiempo después del parto de (...) tuvo su primer control post parto?

- ¿Después de que nació (...), le llevó para control médico?
- ¿Qué tiempo después de nacido (...), le llevó al control médico por primera vez? Días
- ¿Después de su nacimiento a cuántos controles del niño sano llevó a (...): De 0 a 7 meses?
- ¿Después de su nacimiento a cuántos controles del niño sano llevó a (...): ¿De 8 a 11 meses?
- ¿Después de su nacimiento a cuántos controles del niño sano llevó a (...): ¿De 12 a 23 meses?

Identificación de población beneficiaria del bono mil días

- ¿Recibe el BONO de los 1000 DÍAS?
- ¿Cuánto recibió en el mes de por el BONO DE los 1000 DÍAS?

Como parte de los criterios para acceder al programa se establece que la población objetivo se establece que las mujeres en estado de gestación así como los niños y niñas menores de dos años deberán pertenecer a un “núcleo familiar en situación de pobreza o extrema pobreza según información del Registro Social vigente”. En este sentido, si bien en la ENDI no se establece directamente el cálculo de pobreza según el índice del registro social, si es posible identificar a los beneficiarios y también a la población en situación de pobreza que no recibe este beneficio y ningún otro programa del MIES, esto permitirá realizar un análisis de incidencia en dos grupos de población, aquellos que reciben el beneficio (grupo de tratamiento) y aquellos que no lo reciben y son potenciales beneficiarios (grupo de control).

Variables empleadas en el modelamiento

Se definieron las siguientes variables clave para el análisis:

- **Variables Dependientes:** Se construyeron indicadores específicos para medir el cumplimiento de las condicionalidades de salud, incluyendo el número de controles

prenatales, la oportunidad del primer control prenatal, el cumplimiento del calendario de controles de niño sano y la oportunidad del primer control de niño sano.

- **Variable de Tratamiento (d_i):** Se creó una variable binaria que toma el valor 1 si el hogar reportó recibir el Bono 1000 Días, y 0 en caso contrario, utilizando la pregunta "¿Recibe el BONO de los 1000 DÍAS?".
- **Variable de Tiempo (t):** Se definió una variable binaria que toma el valor 0 para las observaciones de la Ronda 1 y 1 para las de la Ronda 2.
- **Variabes de Control (X_{it}):** Se incluyó un conjunto de covariables a nivel de la madre y del hogar para controlar por diferencias observables entre grupos.

Estas se detallan en la siguiente tabla:

Tabla Nro.1: Variables empleadas en el modelamiento

Tipo de variable	Nombre en base	Descripción	Codificación / Escala
Dependiente	Cumple_Ctl	Variable binaria que identifica si la gestante en el período está al día con sus controles prenatales	1 = cumple controles prenatales; 0 = caso contrario
	f2_s4b_406	Número total de controles prenatales recibidos antes del parto	Numérica (0-N)
	f2_s4b_405	Semanas de embarazo al momento del primer control prenatal	Numérica
	early12	Indicador: primer control realizado dentro de las primeras 12 semanas de gestación	1 = Sí; 0 = No
	cumple_msp	Indicador: Control de niño sano al día según el calendario del MSP con base en la edad del niño	0 = No cumple; 1 = Cumple
	early15	Indicador: primer control de niño sano al día realizado dentro de los primeros 15 días de vida.	1 = Sí; 0 = No
Tratamiento	d _i	Madre/niño pertenece a un hogar que recibe el Bono 1000 Días	1 = Recibe bono; 0 = No recibe
Tiempo	t	Ronda de levantamiento de la encuesta	0 = Pre; 1 = Post
Interacción	did	Producto entre tratamiento y tiempo (efecto causal de diferencias en diferencias)	d _i * t
Controles individuales	edad, edad2	Edad de la madre (en años) y su cuadrado	Numérica
	escol	Años de escolaridad de la madre	Numérica (0-N)
	trabajo_total	Número de personas ocupadas en el hogar	Numérica

aporta_seguro_total	Número de personas en el hogar que aportan a la seguridad social	Numérica
tot_personas_h	Tamaño total del hogar	Numérica
tot_hijos_vivos	Número de hijos vivos en el hogar	Numérica
trabajo_ges	Madre trabaja	1 = Sí; 0 = No
aporta_seguro_ges	Madre aporta a la seguridad social	1 = Sí; 0 = No
area	Área de residencia	1 = Urbano; 2 = Rural
etnia	Autoidentificación étnica	1 = Indígena; 2 = Afro; 3 = Montubio; 4 = Mestizo; 5 = Otro

En la tabla anterior se puede evidenciar que los resultados de los modelos se presentan para cada una de las variables dependientes y se ajustan según el tipo de modelo (principal y robusto).

Especificaciones del Modelo y Estimación

Se estimaron dos especificaciones para cada variable de resultado (variable dependiente), con el objetivo de evaluar la robustez de los hallazgos ante diferentes definiciones muestrales y estrategias de control de sesgos:

Modelo Principal

- **Muestra:** Este modelo se estima restringiendo la muestra únicamente a hogares en situación de pobreza (pobre == 1), tanto beneficiarios como no beneficiarios. El objetivo es crear un grupo de control contextualmente relevante dentro de la población teóricamente elegible para el programa.
- **Propósito:** Sirve como línea de base para obtener una primera estimación del impacto.

Modelo Robusto (con Ponderación por Puntaje de Propensión)

- **Muestra:** Este modelo utiliza una muestra ampliada, esta incluye a todos los beneficiarios reportados (pobres y no pobres) y a un grupo de control compuesto únicamente por no beneficiarios en situación de pobreza. La inclusión de beneficiarios no pobres permite capturar la heterogeneidad real en la implementación del programa.

- **Corrección de Sesgo:** Para abordar el sesgo de selección, se aplica la Ponderación por Puntaje de Propensión (Propensity Score Weighting - PSW) con enfoque en el Efecto Promedio del Tratamiento sobre los Tratados (ATT). Específicamente:
 1. Se estima un modelo Logit de la probabilidad de recibir el bono (d_i) en el periodo pre-tratamiento ($t=0$), usando las covariables observables (X_{it}) como predictores, dentro de la muestra definida para este modelo.
 2. Se calcula el puntaje de propensión (pscore) para todas las observaciones en esta muestra.
 3. Se generan ponderadores ATT (w_{att}) que reponderan al grupo de control (no beneficiarios pobres) para que sus características observables promedio coincidan con las del grupo de tratamiento (todos los beneficiarios). Se aplica soporte común para asegurar la comparabilidad.
- **Propósito:** Esta especificación busca ofrecer una estimación causal más robusta al corregir por diferencias observables preexistentes, aunque se reconoce la limitación de que los beneficiarios no pobres son comparados con un grupo de control exclusivamente pobre. El foco principal sigue siendo la validez interna.

Estimadores y Software

Para las variables dependientes binarias, se estimaron tanto modelos de Probabilidad Lineal (LPM) mediante OLS (feols del paquete fixest en R) como modelos Logit (feglm). Para las variables dependientes continuas o de conteo, como el número total de controles prenatales o las semanas al primer control, se utilizan modelos OLS (feols) y, como prueba de robustez para variables no negativas, modelos de Poisson (PPML) (fepois).

Todos los modelos incluyen errores estándar agrupados a nivel de la madre (cluster = ~id_mef). No se utilizan factores de expansión (fexp), por lo que los resultados son representativos de las muestras analizadas.

Limitaciones metodológicas

A pesar del rigor en la construcción y estimación de los modelos, el presente estudio enfrenta algunas limitaciones metodológicas que deben considerarse al interpretar los resultados.

- La investigación utiliza datos de corte transversal repetidos provenientes de la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI), lo que impide dar seguimiento a los mismos individuos en el tiempo. Por tanto, la identificación del efecto del programa se basa en comparaciones agregadas entre cohortes equivalentes antes y después de la intervención, bajo el supuesto de que las diferencias observadas reflejan cambios promedio atribuibles al programa.
- Aunque el método de Diferencias en Diferencias (DiD) combinado con Propensity Score Matching (PSM) reduce los sesgos de selección asociados a características observables, no elimina la posibilidad de que existan factores no observados (como motivaciones personales, calidad del servicio de salud o apoyo familiar) que también influyan en el cumplimiento de los controles. Esto podría generar una sub- o sobreestimación del efecto real del *Bono 1000 Días*.
- La calidad de los datos depende en gran medida del auto-reporte de las madres en la ENDI, lo cual puede estar sujeto a errores de recuerdo o sesgo de deseabilidad social, especialmente en preguntas sobre comportamientos de salud.
- Respecto al supuesto de tendencias paralelas, la naturaleza transversal de la información impide probarlo de forma directa. En consecuencia, los resultados deben

interpretarse bajo la plausibilidad empírica de dicho supuesto más que como una comprobación estricta. Al respecto Angrist & Pischke, (2009); Bernal & Peña, (2012) establecen que la validez causal del modelo de diferencias en diferencias se sustenta en el supuesto de tendencias paralelas, el cual plantea que, en ausencia del programa, la evolución temporal del resultado habría sido similar entre el grupo beneficiario del Bono 1000 Días y el grupo de comparación. Es decir, cualquier cambio diferencial posterior a la intervención puede atribuirse razonablemente a los efectos del programa y no a diferencias previas en la tendencia del indicador.

- Sobre el impacto del programa no pueden generalizarse con certeza estadística a toda la población ecuatoriana, limitando la validez externa de los hallazgos.

Resultados y discusión

Resultados descriptivos

Controles prenatales

Considerando que la investigación busca identificar el comportamiento en dos variables específicas, controles de niño sano y controles prenatales, para la presente investigación la unidad de análisis corresponde a las madres con hijos menores de dos años, así como las madres gestantes:

Tabla Nro.2: Descriptivos generales madres con hijos menores de dos años

Periodo	Total madres	Edad mínima	Edad Promedio	Edad mediana	Edad máxima
Endi (2022 -2023)	7.869	12	28	28	48
Endi (2023-2024)	8.207	13	28	28	49
Recibe el bono 1000 días (2022-2023)	199	16	25	23	40
Recibe el bono 1000 días (2023-2024)	1.048	14	25	24	47

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

La Tabla Nro. 2 presenta un resumen descriptivo de las características de las madres con hijos menores de dos años, según los datos de las dos rondas de la Encuesta Nacional de Desnutrición Infantil (ENDI). En el periodo 2022–2023, se identifican 7.869 madres con estas características, mientras que en la ronda más reciente (2023–2024) se registra un ligero incremento, alcanzando las 8.207 mujeres.

Respecto a la edad, no se observan variaciones sustanciales en la población general entre ambas rondas: la edad mínima se mantiene en torno a los 12–13 años, la edad promedio y mediana en 28 años, y la edad máxima en 48–49 años. Esto sugiere estabilidad en el perfil etario de las madres captadas por la encuesta. En contraste, cuando se analiza exclusivamente a las madres beneficiarias del Bono 1000 Días, se evidencia un perfil diferente. En ambas rondas, las

madres beneficiarias presentan una edad promedio menor (25 años) y medianas de 23 y 24 años respectivamente, lo cual podría reflejar un patrón de mayor maternidad temprana dentro de la población objetivo del programa, esto en esencia corresponde a que por reglas de ingreso el programa está dirigido a población en condición de pobreza y extrema pobreza. Además, se observa un incremento sustancial en la cobertura del bono entre rondas, pasando de 199 madres registradas como beneficiarias en 2022–2023 a 1.048 en 2023–2024; esto corresponde en esencia a que el programa registros sus primeros beneficiarios en el año 2022.

Al realizar la misma caracterización a nivel de gestantes en la siguiente tabla se evidencia que en el periodo 2022–2023 se identifican 597 gestantes, cifra que disminuye ligeramente a 535 en el periodo 2023–2024. La edad promedio se mantiene estable entre los dos periodos, incrementando levemente de 27 a 28 años, mientras que la mediana sube de 26 a 27 años, lo que sugiere una ligera concentración hacia edades más avanzadas dentro del ciclo reproductivo. La edad mínima registrada en ambas rondas es de 16 años, evidenciando la presencia de embarazos en adolescentes, y la edad máxima se sitúa entre los 42 y 44 años:

Tabla Nro 3: Descriptivos generales gestantes

Periodo	Total madres	Edad mínima	Edad Promedio	Edad mediana	Edad máxima
Endi (2022 -2023)	597	16	27	26	44
Endi (2023-2024)	535	16	28	27	42
Recibe el bono 1000 días (2022-2023)	20	18	25	24	38
Recibe el bono 1000 días (2023-2024)	52	18	24	23	37

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Las gestantes beneficiarias del bono tienden a ser más jóvenes. La edad promedio para este grupo es de 25 años en 2022–2023 y disminuye a 24 años en 2023–2024, con medianas de 24 y 23 años respectivamente. Además, la edad máxima dentro de este subgrupo se reduce a 38 y

37 años. Estas diferencias podrían estar relacionadas con el perfil socioeconómico más vulnerable de las beneficiarias o con criterios operativos del Registro Social.

Respecto a los controles prenatales y considerando que tenemos dos poblaciones de análisis (madres con hijos menores de dos años y gestantes). Para el caso de las gestantes de acuerdo con el Calendario de controles prenatales oficializado por el Ministerio de Salud Pública, las gestantes deben cumplir al menos 5 controles prenatales según lo definido en la siguiente tabla:

Tabla Nro.4: Tabla de controles prenatales

Edad gestacional	Rango de edad gestacional	Número de controles	Número de controles acumulados
Menos de 12 semanas	[0 días – 12 semanas [1	1
De 12 a 17 semanas y 6 días	[12 semanas – 18 semanas [1	2
De 18 a 23 semanas y 6 días	[18 semanas – 24 semanas [1	3
De 24 a 29 semanas y 6 días	[24 semanas – 30 semanas [1	4
De 30 a 42 semanas	[30 semanas – 42 semanas]	1	5

Fuente: Según la Guía de Práctica Clínica de Control Prenatal del MSP

La Tabla Nro. 5 resume el promedio de semanas de gestación y el número promedio de controles prenatales de mujeres gestantes, diferenciando por condición de beneficiarias del Bono 1000 Días, para las rondas 2022–2023 y 2023–2024 de la ENDI. La interpretación se realiza a la luz del calendario del MSP, que fija metas mínimas acumuladas de 3 controles hasta la semana 24, 4 hasta la semana 30 y 5 hasta la semana 42.

En 2022–2023, las no beneficiarias registran en promedio 22,01 semanas de gestación y 3,40 controles, cumpliendo el hito de ≥ 3 controles para ese momento del embarazo. Las beneficiarias promedian 26,53 semanas y 4,08 controles, alineadas con la meta de ≥ 4 controles antes de la semana 30. La brecha simple es de +0,68 controles y +4,52 semanas a favor de las

beneficiarias; al normalizar por la edad gestacional (controles por 10 semanas), la intensidad es muy similar ($\approx 1,54$ en ambos grupos).

En la ronda 2023–2024 se observa un patrón más favorable para las beneficiarias: las no beneficiarias promedian 21,94 semanas y 3,65 controles (por encima del umbral de 3 hasta la semana 24), mientras que las beneficiarias alcanzan 24,88 semanas y 4,55 controles, superando holgadamente el hito de ≥ 4 controles antes de la semana 30. Aquí la brecha es de +0,90 controles con +2,94 semanas de gestación; en términos de intensidad, las beneficiarias muestran 1,83 controles por 10 semanas frente a 1,66 en no beneficiarias.

Comparando rondas, el promedio de controles aumenta en ambos grupos (+0,25 en no beneficiarias y +0,47 en beneficiarias), aun cuando la edad gestacional promedio medida desciende levemente ($-0,07$ y $-1,65$ semanas, respectivamente). En conjunto, los resultados ponderados sugieren que las beneficiarias mantienen una frecuencia de controles más alta y más cercana al calendario del MSP, especialmente en la ronda 2023–2024. Es importante señalar que las beneficiarias presentan también una mayor edad gestacional promedio, lo que podría explicar en parte la diferencia observada.

Tabla Nro.5: Promedio de semanas de gestación y promedio de controles prenatales

Fuente ENDI	Beneficiario Bono 1000 días	Promedio semanas de gestación	Promedio controles prenatales
(2022 -2023)	No	22,01	3,40
	Si	26,53	4,08
(2023-2024)	No	21,94	3,65
	Si	24,88	4,55

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

Complementariamente, al analizar el número promedio de controles prenatales según el rango de edad gestacional, La Tabla Nro. 6 presenta el promedio de controles prenatales por

rango de edad gestacional y condición de beneficiaria del Bono 1000 Días. La lectura se contrasta con el calendario del MSP (≥ 3 controles hasta 24 semanas, ≥ 4 hasta 30, ≥ 5 hasta 42) y permite reducir el sesgo por diferencias en semanas de gestación.

En los tramos tempranos del embarazo solo hay estimaciones para beneficiarias en 2023–2024: 2,38 controles antes de 12 semanas y 3,78 entre 12–18 semanas, frente a 1,63 y 2,12 en no beneficiarias; brechas de +0,75 y +1,66 controles, respectivamente. Esto sugiere mayor iniciación y adherencia temprana al calendario entre beneficiarias.

Entre 18–24 semanas, en 2022–2023 las beneficiarias registran 2,93 frente a 3,18 en no beneficiarias ($-0,25$); pero en 2023–2024 alcanzan 4,88 versus 3,24 ($+1,64$), superando holgadamente la meta de ≥ 3 controles para ese punto del embarazo.

De 24–30 semanas, ambos grupos cumplen la meta de ≥ 4 controles. En 2022–2023, las beneficiarias promedian 4,60 vs 4,13 en no beneficiarias ($+0,47$); en 2023–2024 se observa 4,23 vs 5,11 ($-0,88$), lo que sugiere convergencia o “catch-up” de las no beneficiarias en etapas medias.

En 30–42 semanas, todos superan el umbral de ≥ 5 controles: en 2022–2023 las beneficiarias exhiben 6,01 frente a 5,25 ($+0,76$), mientras que en 2023–2024 marcan 5,00 frente a 5,79 ($-0,79$). Esta inversión al final de la gestación es consistente con un efecto techo: muchas gestantes alcanzan los cinco controles mínimos independientemente de la intervención, reduciendo la brecha.

Tabla Nro.6: Promedio controles prenatales según la edad gestacional

Rango edad gestacional	Sin bono 1000 días		Con bono 1000 días	
	Endi (2022 - 2023)	Endi (2023-2024)	Endi (2022 - 2023)	Endi (2023-2024)
Menos 12 semanas	1,57	1,63	-	2,38
Entre 12 y 18 semanas	2,20	2,12	-	3,78
Entre 18 y 24 semanas	3,18	3,24	2,93	4,88
Entre 24 y 30 semanas	4,13	5,11	4,60	4,23
Entre 30 y 42 semanas	5,25	5,79	6,01	5,00

Fuente: INEC / ENDI

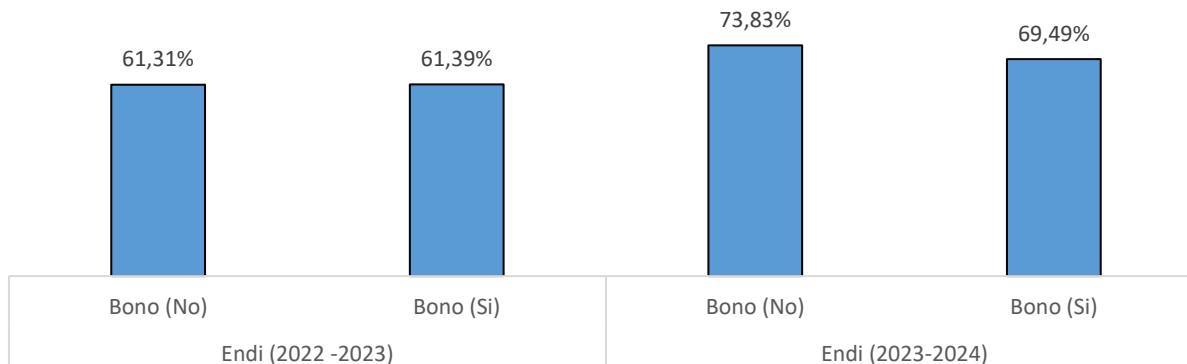
Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

En este sentido, al analizar el indicador referente al “Porcentaje de gestantes con controles al día para su edad gestacional” entre las dos rondas de la ENDI, en la Gráfica Nro. 2 se observa una mejora generalizada en el cumplimiento del calendario de controles prenatales. Las beneficiarias del Bono 1000 Días pasaron de un 61.39% de cumplimiento en 2022–2023 a un 69.49% en 2023–2024, lo que representa un incremento de 8.1 puntos porcentuales. Por su parte, las no beneficiarias lo hicieron de 61.31% a 73.83%, un aumento de 12.5 puntos porcentuales.

Este resultado sugiere que, si bien el programa puede estar contribuyendo al cumplimiento oportuno, existen otros factores (posiblemente mejoras generales en el sistema de salud o mayor concienciación) que explican una mejora aún mayor entre la población no beneficiaria durante el periodo analizado.

Gráfica Nro. 2: Porcentaje de gestantes con controles al día para su edad gestacional



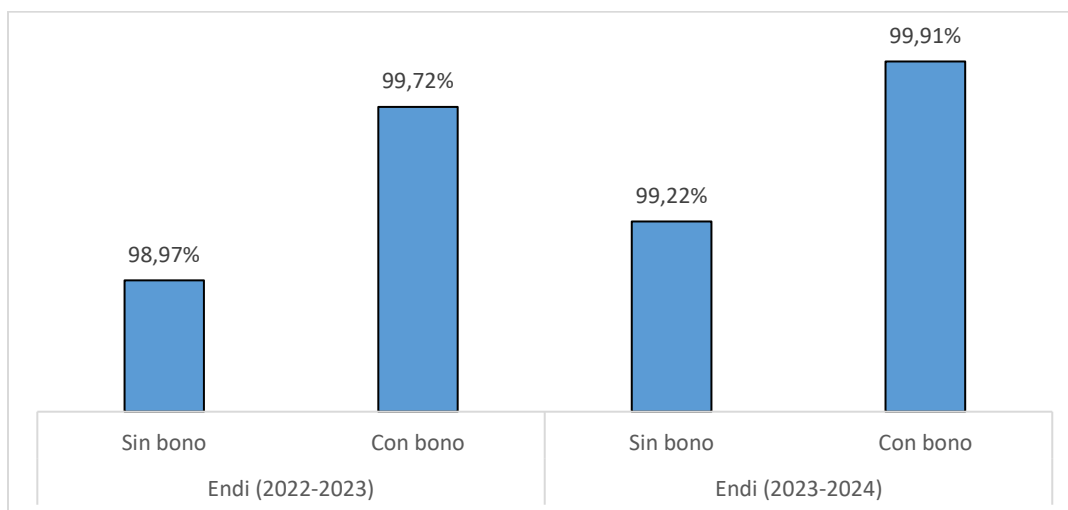
Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

Por otro lado, la encuesta al realizó la entrevista a madres con hijos menores de dos años la siguiente gráfica permite evidenciar que, en el periodo 2022–2023, el 98,97 % de las madres no beneficiarias del bono reporta haber recibido al menos un control prenatal, frente al 99,72 % entre las beneficiarias. Para 2023–2024, los niveles aumentan levemente a 99,22 % y 99,91 %, respectivamente. En términos de acceso inicial, el Bono 1000 Días no genera diferencias sustantivas, ya que tanto beneficiarias como no beneficiarias reportan porcentajes elevados.

Grafica Nro 3: Porcentaje de madres con hijos menores de 2 años que recibieron algún control prenatal cuando estaba embarazada



Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

Si bien la gráfica Nro.1 muestra evidencia de que la gran mayoría de madres accede al menos a un control prenatal durante el embarazo, lo cual representa un logro importante en términos de cobertura nacional. El reto persiste en garantizar que esta atención se inicie en las etapas más tempranas del embarazo y se mantenga de forma continua, en concordancia con el calendario de atención definido por el Ministerio de Salud Pública.

En este contexto, la siguiente tabla presenta una variable clave para evaluar la calidad y oportunidad de la atención durante el embarazo: el momento gestacional en el que se realizó el primer control prenatal. Tanto la Organización Mundial de la Salud (OMS) como el Ministerio de Salud Pública del Ecuador coinciden en la importancia de un inicio temprano del control prenatal. La OMS, World Health Organization, (2016) recomienda que el primer contacto con los servicios de salud se produzca antes de la semana 12 de gestación, mientras que la Norma Técnica para el Control Prenatal del Ministerio de Salud Pública del Ecuador (2019) en el país establece como ideal que el primer control se realice durante el primer trimestre del embarazo (semanas 1 a 12). Esta práctica permite detectar oportunamente factores de riesgo y condiciones que puedan comprometer la salud materna e infantil, por lo que constituye un indicador fundamental en la evaluación de programas orientados a mejorar la salud prenatal.

Tabla Nro.7: Porcentaje de madres con hijos menores de 2 años según el Trimestre gestacional al momento del primer control prenatal

Endi (2022 - 2023)						Endi (2023 - 2024)					
Sin bono			Con bono			Sin bono			Con bono		
Primer trimestre	Segundo trimestre	Tercer trimestre	Primer trimestre	Segundo trimestre	Tercer trimestre	Primer trimestre	Segundo trimestre	Tercer trimestre	Primer trimestre	Segundo trimestre	Tercer trimestre
79,44 %	18,78 %	1,78%	74,19 %	24,48 %	1,32%	79,63 %	18,51 %	1,86%	77,78 %	21,26 %	0,95%

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

La tabla anterior permite evidenciar que, en el periodo 2022–2023, el 79,44 % de las madres no beneficiarias iniciaron su control en el primer trimestre, frente a 74,19 % de las beneficiarias, lo cual representa una brecha de más de 5 puntos porcentuales en contra del grupo con bono. En ese mismo corte, un 24,48 % de las beneficiarias reporta haber iniciado su atención en el segundo trimestre, cifra superior al 18,78 % de las no beneficiarias. Esto sugiere que, pese a

contar con mayor cobertura de controles en general, las beneficiarias podrían estar incorporándose tardíamente al sistema de salud o al programa, lo que retrasa el acceso a servicios preventivos críticos.

En la ronda 2023–2024, los resultados son similares: el 79,63 % de las no beneficiarias accede al primer control en el primer trimestre, mientras que en las beneficiarias esta proporción es del 77,78 %. Aunque la diferencia se reduce respecto a la ronda anterior (1,85 puntos), persiste la tendencia de una incorporación ligeramente más tardía entre quienes acceden al bono. Esta situación se refleja también en el mayor porcentaje de controles iniciados en el segundo trimestre por parte de las beneficiarias (21,26 % frente a 18,51 % en no beneficiarias).

Estos hallazgos refuerzan una hipótesis ya anticipada en los análisis anteriores: la oportunidad de ingreso al programa influye directamente en la capacidad de las gestantes para cumplir con los estándares del Ministerio de Salud Pública, particularmente en lo referente a la atención temprana. A pesar de que el Bono 1000 Días parece estar asociado a un mayor número total de controles prenatales, su efecto sobre el inicio temprano de estos controles es limitado.

La atención prenatal oportuna y frecuente es una de las estrategias más efectivas para mejorar los resultados de salud materna e infantil. Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), toda gestante debería asistir a al menos ocho contactos prenatales durante el embarazo, siendo el primer contacto recomendado antes de las 12 semanas de gestación (World Health Organization, 2016). Esta recomendación actualiza el estándar anterior de cuatro visitas, reconociendo que un mayor número de controles mejora la identificación de riesgos, la prevención de complicaciones y la calidad del acompañamiento durante el embarazo. En la misma línea, UNICEF destaca que el acceso oportuno y continuo a controles prenatales constituye una intervención esencial para reducir la desnutrición crónica infantil, especialmente

cuando estos controles están integrados con orientación nutricional, evaluación del crecimiento fetal y servicios de salud preventiva (UNICEF, 2023). En el contexto ecuatoriano, si bien la normativa nacional establece como estándar cinco controles prenatales distribuidos por trimestre, los estándares internacionales ofrecen una meta más ambiciosa que permite orientar las políticas hacia una cobertura más integral y de mayor calidad.

La siguiente tabla muestra el cumplimiento de controles prenatales bajo dos umbrales: el mínimo establecido por el Ministerio de Salud Pública del Ecuador (≥ 5 controles) y el recomendado por la Organización Mundial de la Salud (≥ 8 contactos).

Tabla Nro.8: Porcentaje de madres con hijos menores de 2 años con todos los controles mínimos

	Endi (2022 - 2023)				Endi (2023 - 2024)			
	Sin bono		Con bono		Sin bono		Con bono	
	No	Si	No	Si	No	Si	No	Si
Cumple controles MSP (≥ 5)	12,18%	87,82%	11,07%	88,93%	10,55%	89,45%	6,64%	93,36%
Cumple controles OMS (≥ 8)	56,12%	43,88%	63,78%	36,22%	52,90%	47,10%	51,21%	48,79%

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

En cuanto al cumplimiento del estándar nacional, en la tabla anterior, se observa que en ambas rondas de la ENDI la gran mayoría de madres tanto beneficiarias como no beneficiarias cumplen con al menos cinco controles prenatales. En 2022–2023, el 87,82 % de las no beneficiarias y el 88,93 % de las beneficiarias alcanzan el umbral mínimo. Para 2023–2024, el cumplimiento mejora levemente, llegando al 89,45 % en no beneficiarias y al 93,36 % en beneficiarias. Estos resultados reflejan una alta cobertura básica del control prenatal, con una mejora sostenida a lo largo del tiempo y una ventaja consistente para quienes reciben el bono.

Sin embargo, al aplicar el estándar internacional de la OMS que recomienda al menos ocho controles se evidencia un escenario más restringido. En la ronda 2022–2023, solo el 43,88 % de las no beneficiarias y el 36,22 % de las beneficiarias cumplen con este criterio. Aunque las cifras mejoran en 2023–2024 (47,10 % y 48,79 %, respectivamente), más de la mitad de las madres no alcanzan la frecuencia recomendada internacionalmente, lo que pone en evidencia una brecha estructural en la calidad e intensidad de la atención prenatal.

se identifica que el mayor incremento en el cumplimiento se registra en el grupo de madres beneficiarias del Bono 1000 Días bajo el estándar de la Organización Mundial de la Salud (≥ 8 controles). En este caso, el porcentaje de cumplimiento pasó de 36,22 % en 2022–2023 a 48,79 % en 2023–2024, lo que representa un aumento de 12,57 puntos porcentuales. Este incremento es considerablemente superior al observado en los demás grupos, lo que sugiere una mejora progresiva en la frecuencia y continuidad de la atención prenatal entre las beneficiarias del programa.

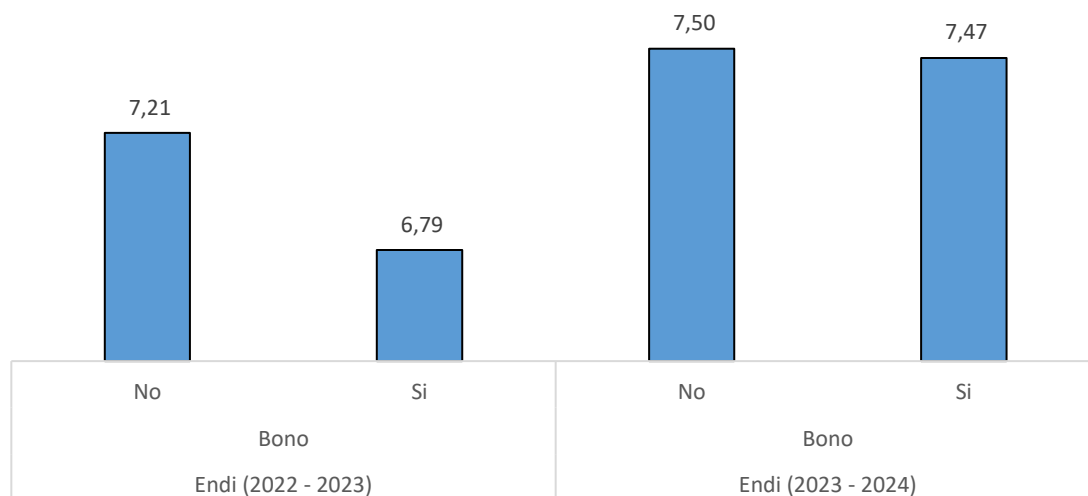
En contraste, bajo el estándar nacional del Ministerio de Salud Pública (≥ 5 controles), el incremento más alto también se observa entre las beneficiarias, aunque en menor magnitud: de 88,93 % a 93,36 %, es decir, 4,43 puntos porcentuales. En el grupo de no beneficiarias, los aumentos en ambos estándares son más modestos (1,63 pp para MSP y 3,22 pp para OMS), lo que refuerza la hipótesis de que el Bono 1000 Días podría estar teniendo una incidencia positiva sobre la atención prenatal, especialmente en términos de acercarse al cumplimiento del estándar internacional.

Estos hallazgos permiten sostener que, si bien las tasas de cumplimiento del estándar nacional ya eran altas en todos los grupos, la mejora más significativa entre periodos se concentra en el cumplimiento del estándar OMS entre las beneficiarias del bono, lo que representa un

avance importante hacia una atención prenatal más completa y continua. Este resultado refuerza la necesidad de seguir fortaleciendo el programa, particularmente en su capacidad de promover más de cinco visitas prenatales, con el objetivo de alcanzar niveles óptimos de calidad y cobertura según las recomendaciones internacionales.

En conjunto, estos resultados confirman que el Bono 1000 Días está asociado a un mayor cumplimiento del estándar nacional, pero aún no logra garantizar la frecuencia recomendada por la OMS. Para ello, se requiere fortalecer los mecanismos de identificación temprana y acompañamiento continuo, que permitan no solo iniciar la atención en el primer trimestre, sino también asegurar visitas regulares durante todo el embarazo.

Gráfica Nro.4: Promedio de controles prenatales realizados antes del parto por las madres con hijos menores de 2 años



Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

Controles de niño sano

Los controles de niño sano, según lo planteado por el Ministerio de Salud Pública del Ecuador y la Organización Mundial de la Salud, son atenciones periódicas planificadas por personal de salud para acompañar y vigilar el crecimiento y desarrollo de los niños, garantizando

su bienestar integral. Durante estas visitas se evalúa el estado nutricional y del desarrollo, se aplican vacunas, se entregan suplementos, se realizan exámenes para la detección temprana de enfermedades y se orienta a madres, padres o cuidadores sobre lactancia materna, alimentación complementaria y prácticas de cuidado. Asimismo, se constituyen en un espacio para brindar apoyo y consejería a las familias, fortaleciendo las capacidades de cuidado y crianza durante los primeros años de vida (Ministerio de Salud Pública del Ecuador, 2020; Organización Mundial de la Salud, 2023).

La información disponible para el presente análisis recopila la siguiente información sobre la población que se empleará en el presente apartado, al respecto, la Tabla Nro. 8 presenta la distribución de la muestra de niños y niñas menores de dos años según grupo de edad y condición de beneficiario del Bono 1000 Días, para las rondas 2022–2023 y 2023–2024 de la ENDI. En el periodo 2022–2023, se identifican 8.034 niños, de los cuales el 2,6 % (208) son beneficiarios y el 97,4 % (7.826) no reciben el bono. La mayor proporción se concentra en el grupo de 12–23 meses (54,4 %), seguido de 6–11 meses (26,1 %) y 0–5 meses (19,5 %).

En la ronda 2023–2024, la muestra total asciende a 8.351 niños, con un 12,8 % (1.066) de beneficiarios y un 87,2 % (7.285) de no beneficiarios. Al igual que en la ronda anterior, predomina el grupo de 12–23 meses (53,2 %), seguido de 6–11 meses (26,8 %) y 0–5 meses (20,0 %).

Esta distribución muestra que, en ambas rondas, más de la mitad de la población objetivo se encuentra en el segundo año de vida.

Tabla Nro.9: Niños menores de dos años, distribución por meses de edad

Edad meses	Endi (2022 - 2023)		Endi (2023 - 2024)	
	Con bono	Sin bono	Con bono	Sin bono
0-5 meses	116	1.443	237	1.433
12-23 meses	25	4.352	444	3.998
6-11 meses	67	2.031	385	1.854
Total general	208	7.826	1.066	7.285

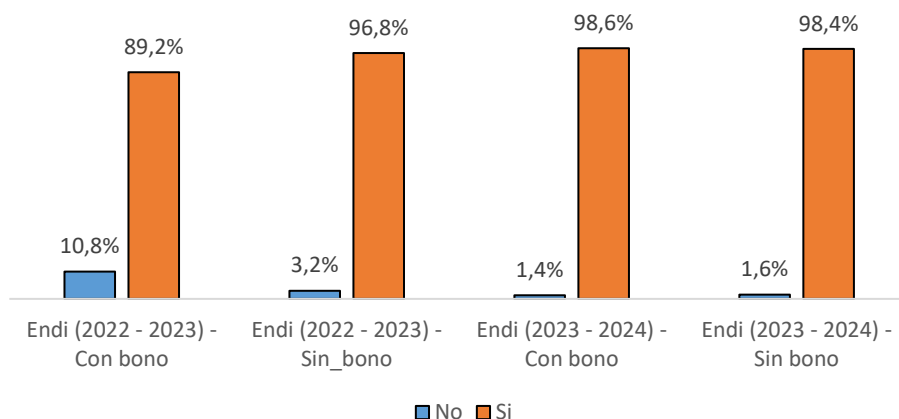
Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Los datos corresponden a la captación de la muestra

Con esta información al analizar los controles médicos posterior al nacimiento la Gráfica Nro. 5 presenta el porcentaje de niños y niñas menores de dos años que recibieron al menos un control médico después del nacimiento, diferenciando por condición de beneficiario del Bono 1000 Días y por ronda de la ENDI. En el periodo 2022–2023, se observa que el 89,2 % de los beneficiarios tuvo al menos un control, frente al 96,8 % de los no beneficiarios. Esta diferencia de casi 8 puntos porcentuales en contra del grupo con bono podría estar relacionada con el hecho de que muchas familias beneficiarias por su condición socioeconómica enfrentan mayores barreras de acceso a los servicios de salud, lo que limita la atención temprana.

Gráfica Nro.5: Porcentaje de niños menores de dos años con al menos un control médico después del nacimiento



Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Cifras ponderadas por el factor muestral de la ENDI.

La gráfica anterior permite evidenciar que, en la ronda 2023–2024, la cobertura de controles alcanza el 98,6 % en beneficiarios y el 98,4 % en no beneficiarios, prácticamente universal en ambos casos. Al analizar la evolución entre periodos, se evidencia que el incremento fue mucho más marcado en el grupo con bono, pasando de 89,2 % a 98,6 %, lo que representa un aumento de 9,4 puntos porcentuales, mientras que entre los no beneficiarios el crecimiento fue de apenas 1,6 puntos porcentuales (de 96,8 % a 98,4 %).

Este resultado muestra que, si bien la cobertura de controles médicos después del nacimiento es alta en términos generales, en el Bono 1000 Días ha sido mayor en los grupos inicialmente más rezagados, contribuyendo así a cerrar brechas en el acceso a la atención infantil temprana. De este modo, el programa parece estar cumpliendo un rol relevante no solo en expandir la cobertura, sino también en reducir desigualdades entre beneficiarios y no beneficiarios.

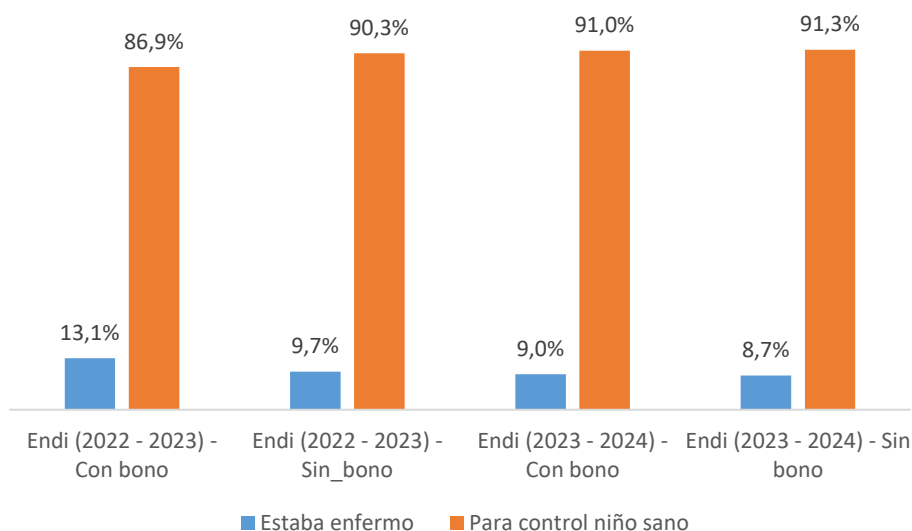
Es importante señalar que los controles presentados previamente no necesariamente corresponden a controles de niño sano. Por ello, al delimitar el análisis únicamente a los casos en que los niños recibieron al menos un control médico posterior al nacimiento, se puede identificar con mayor precisión el motivo de la atención, distinguiendo entre consultas por enfermedad y controles preventivos de niño sano. La Gráfica Nro. 6 muestra el motivo declarado por las madres para el primer control médico de los niños menores de dos años que accedieron a atención después del nacimiento.

En el periodo 2022–2023, se observa que entre los beneficiarios del Bono 1000 Días el 86,9 % de los controles correspondieron a controles de niño sano, mientras que en los no beneficiarios la cifra asciende a 90,3 %. Esto evidencia una ligera diferencia inicial en contra de

los beneficiarios, quienes presentaron con mayor frecuencia controles motivados por enfermedad (13,1 % frente a 9,7 %).

Sin embargo, en el periodo 2023–2024 los resultados muestran una mejora en ambos grupos: el 91,0 % de los beneficiarios y el 91,3 % de los no beneficiarios reportan haber acudido al control específicamente como parte del esquema de niño sano, reduciendo la brecha observada en la primera ronda. En términos de variación, el incremento fue más notable en el grupo con bono (+4,1 puntos porcentuales) que en el grupo sin bono (+1,0 punto porcentual), lo que confirma que el Bono 1000 Días ha contribuido a un mayor alineamiento con la lógica preventiva del sistema de salud.

Gráfica Nro.6: Porcentaje de niños menores de dos años según el motivo de control médico después del nacimiento



Fuente: INEC / ENDI
Elaborado: Autor
Nota: Datos ponderados

Estos hallazgos de la gráfica anterior sugieren que, además del incremento en la cobertura mínima, el Bono 1000 Días podría estar contribuyendo a un cambio cualitativo en la atención

recibida, ya que cada vez más beneficiarios acceden a controles de niño sano en lugar de consultas motivadas por enfermedad. Este cambio es fundamental, puesto que la atención preventiva temprana permite detectar y abordar de forma oportuna riesgos de salud y nutrición, en concordancia con las recomendaciones del MSP y organismos internacionales como la OMS y UNICEF. Sin embargo, es importante señalar que, estos resultados son descriptivos y no prueban causalidad; la mejora podría asociarse a mayor captación para controles sanos, fortalecimiento de la oferta o cambios de composición por edad/riesgo.

Con base en la metodología para la calendarización de los controles del niño sano se propuso sobre el Informe del Ministerio de Salud Pública Nro. MSPGIFDPI- 2023- 0020, donde se planteó un total de 12 controles de salud, esto se evidenciar en la siguiente tabla:

Tabla Nro.10: Calendario de controles del niño sano

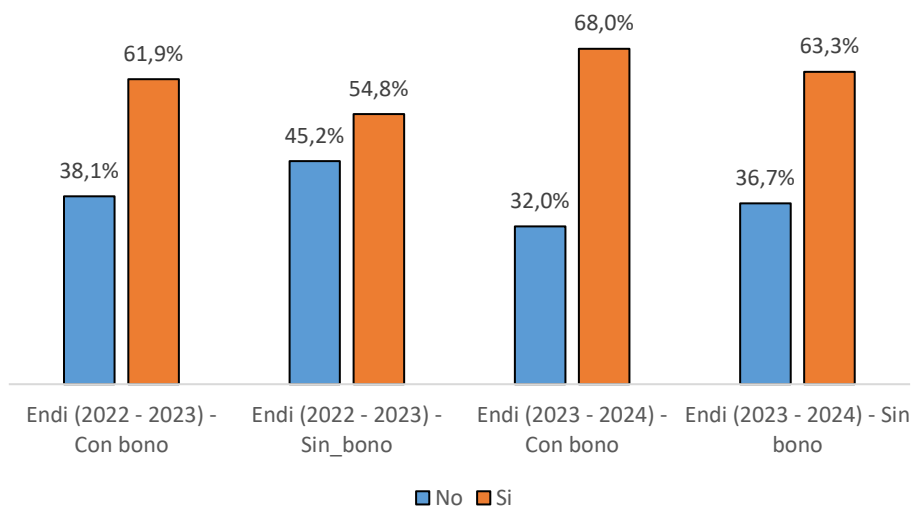
Rango de edad	Rango de edad (alternativo)	Número de controles	Número de controles acumulados
De 0 hasta 15 días	[0 días - 15 días]	1	1
De 16 días hasta 1 mes 29 días	[16 días - 2 meses[1	2
De 2 a 2 meses 29 días	[2 meses - 3 meses[1	3
De 3 a 4 meses 29 días	[3 meses - 5 meses[1	4
De 5 a 5 meses 29 días	[5 meses - 6 meses[1	5
De 6 a 8 meses 29 días	[6 meses - 9 meses[1	6
De 9 a 10 meses 29 días	[9 meses - 11 meses[1	7
De 11 a 12 meses 29 días	[11 meses - 13 meses[1	8
De 13 a 15 meses 29 días	[13 meses - 16 meses[1	9
De 16 a 18 meses 29 días	[16 meses - 19 meses[1	10
De 19 a 21 meses 29 días	[19 meses - 22 meses[1	11
De 22 a menor a 24 meses	[22 meses - 24 meses[1	12

Fuente: MSP
 Elaborado: Autor

Según ese calendario del MSP, el primer control de niño sano debe ocurrir entre el día 0 y el día 15 de vida. Es decir, a más tardar al día 15 después del nacimiento (idealmente en la primera semana, pero la norma que muestras da el rango 0–15 días). En este sentido, La Gráfica

Nro. 7 presenta la proporción de niños menores de dos años que accedieron a su primer control de niño sano dentro de los primeros 15 días posteriores al nacimiento, diferenciando entre beneficiarios y no beneficiarios del Bono 1000 Días en las rondas de la ENDI 2022–2023 y 2023–2024.

Gráfica Nro.7: Porcentaje de niños menores de dos años que realizaron su primer control de niño sano dentro de los primero 15 días después del nacimiento



Fuente: INEC / ENDI
Elaborado: Autor
Nota: Datos ponderados

La grafica anterior permite evidenciar que, en la primera ronda (2022-2023), el 61,9 % de los niños beneficiarios del bono recibieron su primer control en el plazo establecido por la normativa del MSP (≤ 15 días), frente al 54,8 % de los no beneficiarios. Esta diferencia de 7,1 puntos porcentuales sugiere un posible efecto positivo del programa en la oportunidad del control temprano, aunque todavía un 38,1 % de los beneficiarios no alcanzó el estándar.

En la segunda ronda (2023–2024), los porcentajes aumentan en ambos grupos, alcanzando un 68,0 % en los beneficiarios y un 63,3 % en los no beneficiarios. La brecha entre ambos se reduce a 4,7 puntos porcentuales, lo que evidencia una mejora generalizada en la cobertura de

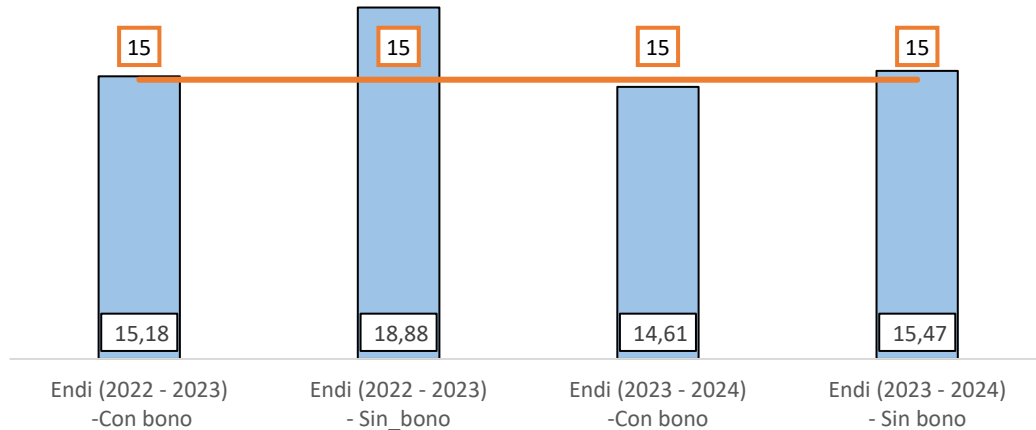
controles tempranos, con una ventaja persistente, aunque más moderada, para los beneficiarios del bono.

En términos comparativos, el avance interanual fue mayor en el grupo “sin bono” (+8,5 pp) que en el grupo “con bono” (+6,1 pp). Este comportamiento podría reflejar que, si bien el bono mantiene una ventaja para sus beneficiarios, también existieron mejoras más amplias en el sistema de salud o en la difusión de información que impulsaron un “efecto de alcance” (catch-up) significativo en la población no beneficiaria.

Complementariamente, al analizar el promedio de días en lo que se realizó el primer control de niño sano posterior al nacimiento, la Gráfica Nro. 8 muestra el promedio de días transcurridos hasta la realización del primer control de niño sano en niños menores de dos años, diferenciando entre hogares beneficiarios y no beneficiarios del Bono 1000 Días en las rondas de la ENDI 2022–2023 y 2023–2024. La línea de referencia corresponde a la recomendación del Ministerio de Salud Pública del Ecuador, que establece que este control debe realizarse dentro de los primeros quince días posteriores al nacimiento.

En la primera ronda (2022–2023) se observa que los beneficiarios del bono tuvieron un promedio de 15,18 días, valor cercano al estándar normativo, mientras que los no beneficiarios alcanzaron 18,88 días, superando en casi cuatro días la recomendación oficial. En la segunda ronda (2023–2024) los resultados muestran una mejora generalizada: los beneficiarios redujeron el tiempo promedio a 14,61 días, ubicándose por debajo del umbral recomendado, mientras que los no beneficiarios lo disminuyeron a 15,47 días, aproximándose también al estándar.

Gráfica Nro.8: Promedio de días en los que se realizaron el primer control de niño sano (niños menores de dos años)



Fuente: INEC / ENDI
 Elaborado: Autor
 Nota: Datos ponderados

La gráfica anterior permite evidenciar que, en términos de variación, el tiempo promedio cayó 0,57 días en beneficiarios y 3,41 días en no beneficiarios. En la ronda más reciente, solo el grupo beneficiario cumple en promedio la recomendación de realizar el control dentro de los 15 días.

En este sentido, en la tabla Nro.11 se presentan los promedios de controles de niño sano observados en las dos rondas, segmentados por rango de edad y condición de beneficiario. Al contrastar estos datos con el calendario oficial del MSP (Tabla Nro. 10), que establece el número de controles acumulados esperados para cada edad, en la primera ronda (2022-2023), se observa un déficit generalizado en el cumplimiento de la norma para casi todos los grupos de edad, tanto en beneficiarios como en no beneficiarios.

Por ejemplo, en el rango de 11 a 12 meses (donde la meta del MSP es de 8 controles), los no beneficiarios promediaban 7.35 controles, mientras que los beneficiarios promediaban solo

6.86. Esta brecha, que se acentúa al final del periodo (5.42 controles para beneficiarios vs. 10.35 para no beneficiarios en el tramo de 22-24 meses), sugiere una posible selección adversa: el grupo que recibe el bono partía de una situación de mayor rezago en el acceso a servicios de salud.

En la segunda ronda (2023-2024), se evidencia una mejora sustancial en el cumplimiento para ambos grupos. Sin embargo, el crecimiento del grupo beneficiario es mucho más pronunciado. A partir del rango de 9 a 10 meses 29 días (meta: 7 controles), el grupo "Con bono" supera consistentemente al grupo "Sin bono", reportando 8.45 controles frente a 7.24. En el último tramo de edad (22 a menor a 24 meses), donde el calendario del MSP culmina con 12 controles recomendados, el grupo "Con bono" reporta un promedio de 12.33 controles, siendo el único grupo que, en promedio, cumple y supera la meta nacional; el grupo "Sin bono" muestra una gran mejora, pero con 11.52 controles se mantiene ligeramente por debajo del estándar.

Tabla Nro.11: Promedio controles de niño sano según la edad

Rango de edad	Endi (2022-2023)		Endi (2023-2024)	
	Con bono	Sin bono	Con bono	Sin bono
De 0 hasta 15 días	-	1,14	1,00	1,00
De 16 días hasta 1 mes 29 días	1,69	1,34	1,65	1,44
De 2 a 2 meses 29 días	2,36	1,94	1,84	2,26
De 3 a 4 meses 29 días	3,23	2,89	3,50	3,11
De 5 a 5 meses 29 días	4,33	3,85	4,60	4,31
De 6 a 8 meses 29 días	5,56	5,18	5,85	5,68
De 9 a 10 meses 29 días	6,85	6,42	8,45	7,24
De 11 a 12 meses 29 días	6,86	7,35	8,70	8,34
De 13 a 15 meses 29 días	3,01	8,72	10,58	9,45
De 16 a 18 meses 29 días	8,36	9,53	11,34	10,68
De 19 a 21 meses 29 días	9,20	10,28	12,29	11,24
De 22 a menor a 24 meses	5,42	10,35	12,33	11,52

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Datos ponderados

Considerando los datos de la tabla anterior, si se analiza el porcentaje de niños que cumplieron los controles de niños sano para su edad, se evidencia que, en el primer periodo (ENDI 2022-2023), tanto en los hogares sin bono como entre los beneficiarios, aproximadamente

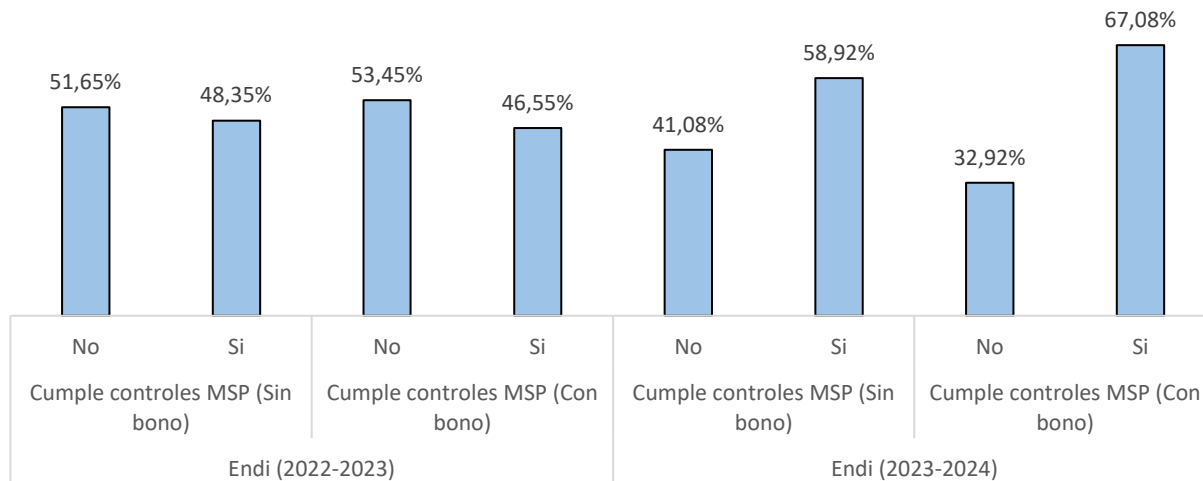
la mitad de los niños mantenía sus controles de niño sano al día. En los hogares sin bono, el 48,35 % de los niños cumplía con los controles, frente al 46,55 % en los hogares beneficiarios. Es decir, en la línea de base las diferencias entre ambos grupos eran mínimas y no se apreciaba una brecha clara.

La situación cambia notablemente en el segundo periodo (ENDI 2023-2024). Se registra un aumento generalizado en el cumplimiento de los controles, pero este incremento es más marcado entre los niños beneficiarios del bono:

- Grupo "Sin bono": La proporción de niños con controles al día se incrementó al 58,92 %, lo que representa un crecimiento de 10,6 puntos porcentuales (p.p.).
- Grupo "Con bono": El cumplimiento alcanzó el 67,08 %, experimentando un crecimiento de 20,5 puntos porcentuales (p.p.).

En otras palabras, el crecimiento en el cumplimiento fue casi el doble en el grupo que recibió el bono. Esto se tradujo en una nueva y favorable brecha de 8,16 p.p. a favor de los niños beneficiarios en el último periodo.

Gráfica Nro.9: Porcentaje de niños con controles de niño sano para su edad



Fuente: INEC / ENDI
 Elaborado: Autor
 Nota: Datos ponderados

Modelamiento

Impacto en los controles prenatales

En esta primera parte se estimaron tres especificaciones sobre la oportunidad y la intensidad de los controles prenatales: (i) un Modelo Lineal de Probabilidad (LPM) y (ii) un logit, ambos con variable dependiente binaria cumple_ctl (1 = gestante al día según su edad gestacional), y (iii) un OLS donde la dependiente es el número de controles prenatales (f2_s2_207). En este último se incluyen, además, las semanas de gestación y su cuadrado para ajustar por exposición (tiempo disponible para acumular controles). Todos los modelos controlan por covariables.

En las tres especificaciones, el coeficiente de interés—la interacción did (tratamiento \times período post)—resulta no estadísticamente significativo y de magnitud acotada: $-0,195$ p.p. (EE $0,148$) en el LPM; OR = $0,29$ (EE $1,24$) en el logit; y $-0,485$ controles (EE $0,515$) en el OLS. Bajo los supuestos del diseño de diferencias en diferencias, esto indica que no se identifica un efecto causal robusto del Bono 1000 Días ni sobre el cumplimiento oportuno ni sobre el número total de controles prenatales.

En suma, los resultados de las tres especificaciones convergen en que no hay evidencia concluyente de un efecto diferencial del bono entre rondas sobre la oportunidad o la cantidad de controles prenatales, aunque persisten diferencias de nivel favorables a las beneficiarias y asociaciones relevantes con factores de aseguramiento y composición del hogar. La siguiente tabla resume los resultados obtenidos de la aplicación:

Tabla Nro. 12: Efecto del Bono 1000 Días en los Controles Prenatales (Modelo principal)

Variable	LPM (cumplectl)	Logit (Odds Ratios)	OLS (N° controles)
Constante	-0.2429 (0.6044)	0.031 (2.674)	-4.708* (1.904)
d_i	0.2702** (0.1043)	4.97 (1.022)	1.045* (0.4152)
t	0.0799 (0.0554)	1.45 (0.2462)	0.3183 (0.1827)
did	-0.1952 (0.1479)	0.29 (1.246)	-0.4847 (0.5145)
edad	0.0647 (0.0425)	1.34 (0.1874)	0.3714** (0.1272)
edad2	-0.0010 (0.0007)	1.00 (0.0032)	0.0219 (0.0280)
escol	0.0027 (0.0092)	1.01 (0.0418)	0.0142 (0.0341)
trabajo_total	-0.0356 (0.0843)	0.80 (0.3780)	-0.1162 (0.2430)
aporta_seguro_total	-0.0469 (0.0792)	0.69 (0.3830)	0.2729 (0.3204)
tot_personas_h	-0.0262 (0.0144)	0.90 (0.0654)	-0.0858* (0.0396)
tot_hijos_vivos	-0.0322 (0.0287)	0.86 (0.1309)	-0.1096 (0.0838)
trabajo_gesl	-0.0324 (0.1067)	0.91 (0.4755)	0.0789 (0.3111)
aporta_seguro_gesl	0.5163** (0.1677)	1.40×10⁷* (1.324)	0.7067 (0.3073)
etnia = Indígena	-0.0041 (0.0616)	0.98 (0.2742)	-0.0587 (0.2029)
etnia = Afro	-0.0490 (0.1014)	0.79 (0.4700)	-0.0623 (0.2868)
etnia = Montubio	-0.0937 (0.1699)	0.67 (0.7853)	-0.8564* (0.3617)
etnia = Otro	0.2906 (0.2644)	3.97 (1.479)	1.132 (0.7893)
Área (ref = Urbano)	0.0210 (0.0587)	1.13 (0.2652)	0.3446 (0.1850)
edad_square			-0.0060** (0.0022)
f2_s2_202			0.0664 (0.0438)
f2_s2_202_square			0.0017 (0.0010)
Family	OLS	Logit (OR)	OLS
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	by: id_mef
Observations	356	356	356
Squared Cor.	0.08137	0.08374	0.46125
Pseudo R2	0.06000	0.06683	0.14155
BIC	579.07	553.23	1,414.2

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Errores estándar clusterizados por hogar. Signif.: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, · p<0.15.

LPM y OLS reportan coeficientes, con errores estándar entre paréntesis. Logit reporta odds ratios (OR), con errores estándar entre paréntesis. El coeficiente de aporta_seguro_gesl en Logit es inestable debido a la baja variación en la muestra. En el modelo de número de controles se incluyen semanas de gestación y su cuadrado. Errores estándar clusterizados por hogar en modelos lineales.

Los estadísticos de ajuste refuerzan estas conclusiones. El modelo lineal de probabilidad y el logit explican solo una fracción muy pequeña de la variabilidad en el cumplimiento de controles (R^2 y Pseudo R^2), lo que refleja la dificultad de identificar un efecto claro del Bono sobre esta variable. En cambio, el modelo OLS aplicado al número de controles muestra un R^2 ajustado de 0.46, evidenciando que factores como la edad gestacional explican mejor la acumulación de controles prenatales. No obstante, la estructura de la muestra plantea limitaciones

importantes: el grupo de interés (gestantes beneficiarias en el periodo post) incluye únicamente 20 casos sobre un total de 356 observaciones, y la proporción de beneficiarias representa apenas el 8% de la muestra.

Esta baja cobertura reduce el poder estadístico del análisis, amplía los intervalos de confianza del estimador de diferencias en diferencias y puede introducir sesgos de representatividad, subestimando la heterogeneidad del efecto. En conjunto, los resultados deben interpretarse con cautela: la ausencia de significancia estadística no implica necesariamente ausencia de impacto, sino que también puede reflejar las limitaciones del tamaño muestral y de la composición del grupo tratado.

Bajo este contexto y con la finalidad de ampliar el tamaño de la muestra para los tratados se realizó el modelamiento más robusto considerando la población que recibió el bono y que no necesariamente se clasificó como pobre.

Al respecto en la tabla 13 evidencia que, en la muestra ampliada utilizada para el análisis de robustez, la proporción de gestantes beneficiarias del Bono 1000 Días aumentó al 23% (68 casos de un total de 292 observaciones), en comparación con apenas el 8% en la base original. Asimismo, el grupo de interés en el estimador de diferencias en diferencias (gestantes beneficiarias en el periodo post) pasó de 20 a 48 observaciones, lo que representa un avance importante en términos de potencia estadística y estabilidad de los estimadores. Sin embargo, este grupo sigue siendo relativamente pequeño ($\approx 16\%$ de la muestra), por lo que los resultados obtenidos deben interpretarse con cautela, considerando que la ausencia de significancia estadística puede reflejar tanto la falta de impacto como las limitaciones en el tamaño muestral y la composición de los grupos.

En la Tabla 13 se observa que el coeficiente de interés —la interacción did (tratamiento × período post)— es negativo en las tres especificaciones y no alcanza significancia estadística: LPM $-0,144$ p.p. (EE 0,167), Logit OR = 0,31 (EE 1,168; IC95% incluye 1) y OLS $-0,645$ controles (EE 0,543). Bajo el diseño de diferencias-en-diferencias, esto indica que no se identifica un efecto causal robusto del Bono 1000 Días sobre la oportunidad de controles prenatales ni sobre el número total de controles en la muestra analizada.

Tabla Nro. 13: Efecto del Bono 1000 Días en los Controles Prenatales (Modelo robusto)

Variable	LPM (cumple_ctl)	Logit (Odds Ratios)	OLS (N° controles)
Constant	0.8400 (0.9344)	5.04 (5.335)	2.378 (3.320)
d_i	0.2812* (0.1125)	6.35 (0.598)	1.258* (0.3987)
t	-0.0684 (0.2338)	1.01 (0.1588)	0.4637 (0.8290)
did	-0.1438 (0.1671)	0.31 (1.168)	0.4949 (0.5433)
pobre	0.1912 (0.1503)	2.51 (0.7394)	0.4300 (0.4920)
pobre × t = 0	-0.1248 (0.2166)	0.75 (1.549)	0.407 (0.7627)
edad	-0.0123 (0.0745)	0.99 (1.441)	-0.0235 (0.2738)
edad2	0.0005 (0.0013)	1.00 (0.0079)	0.0390 (0.0519)
escol	-0.0010 (0.0153)	1.01 (0.0845)	0.0310 (0.0841)
trabajo_total	0.0082 (0.1845)	1.02 (0.8306)	0.3100 (0.9583)
aporta_seguro_total	-0.0015 (0.0978)	0.95 (0.4976)	0.0924 (0.3709)
tot_personas_h	-0.0202 (0.0358)	0.93 (0.1679)	-0.0648* (0.2560)
tot_hijos_vivos	-0.1350 (0.0842)	0.48 (0.4332)	-0.6480* (0.2560)
trabajo_ges1	0.0119 (0.2034)	1.10 (0.9431)	-0.0590 (0.9623)
aporta_seguro_ges1	0.4900* (0.1957)	261,000* (1.071)	0.3310 (0.8690)
etnia = Indígena	0.1216 (0.0914)	2.05 (0.5650)	0.0235 (0.4272)
etnia = Afro	-0.0789 (0.1508)	0.66 (0.6949)	-0.0962 (0.4090)
etnia = Montubio	0.1128 (0.3326)	1.59 (1.516)	-1.156 (1.118)
Área (ref = Urbano)	-0.0783 (0.0981)	0.71 (0.5048)	0.3510 (0.3589)
edad_square			0.0023 (0.0050)
f2_s2_202			-0.1766 (0.1468)
f2_s2_202_square			0.0064* (0.0031)
Family	OLS	Logit (OR)	OLS
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	by: id_mef
Observations	292	292	292
Squared Cor.	0.02395	0.02484	0.38128
Pseudo R2	-27.867	0.29443	-21.266
BIC	512.99	180.03	1,266.4

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Nota: Errores estándar clusterizados por hogar. Signif.: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, · $p < 0.15$.

El LPM y el OLS reportan coeficientes, con errores estándar entre paréntesis. El modelo Logit reporta odds ratios (OR), con errores estándar entre paréntesis. Los modelos ponderan por ATT (IPW) con Propensity Score estimado en el periodo pretratamiento ($t=0$).

Errores estándar clusterizados por hogar en modelos lineales.

En cuanto a la bondad de ajuste, los modelos sobre cumple_ctl presentan poder explicativo limitado (LPM $R^2 \approx 0,024$ y Logit Pseudo- $R^2 \approx 0,294$), mientras que el modelo OLS de número de controles ajusta mejor ($R^2 \approx 0,381$). Esto sugiere que la medida continua capta con mayor precisión la variación explicada por las covariables que la medida dicotómica.

Respecto a los determinantes, emergen tres patrones:

(i) El indicador de tratamiento (d_i) mantiene diferencias de nivel a favor de las beneficiarias (LPM +0,281 p.p., OLS +1,258 controles), coherentes con la línea base.

(ii) La afiliación a la seguridad social durante la gestación se asocia fuertemente con el cumplimiento (LPM +0,490 p.p.); en el Logit el estimador es extremadamente grande (OR muy alto), lo que sugiere (cuasi) separación, por lo que su lectura debe hacerse con cautela y, de preferencia, complementarse con efectos marginales.

(iii) La composición del hogar importa: el número de hijos vivos se relaciona negativamente con la cantidad de controles (OLS $-0,648$, $p < 0,05$). En cambio, no se observan efectos robustos por etnia ni por área tras la ponderación.

Finalmente, en el modelo OLS con semanas de gestación, la relación con el número de controles es no lineal: el término cuadrático es positivo y significativo, mientras que el lineal no lo es, lo que sugiere una aceleración en la acumulación de controles a medida que avanza el embarazo (consistente con la calendarización del MSP).

Análisis de controles prenatales: muestra retrospectiva de madres con hijos menores de dos años

En esta sección se replica la evaluación de impacto sobre los controles prenatales, utilizando una muestra retrospectiva de madres que, al momento de la entrevista, reportaron tener

hijos menores de dos años. Este enfoque permite aprovechar una base de datos sustancialmente mayor en comparación con el análisis de gestantes desarrollado en el apartado anterior, fortaleciendo la potencia estadística de los hallazgos.

La unidad de análisis es el niño, dado que a este nivel se registran retrospectivamente los resultados de interés —en este caso, los controles prenatales asociados a su gestación—. No obstante, puesto que varios niños en la muestra pueden pertenecer a la misma madre, sus resultados no son completamente independientes. Para corregir la posible subestimación de los errores estándar, todos los modelos se estimaron utilizando errores agrupados (clustered) a nivel de la madre, garantizando así intervalos de confianza y pruebas de significancia estadística más robustas y confiables.

En este sentido el modelo econométrico se ajusta cambiando la variable dependiente por “f2_s4b_406 - Número total de controles prenatales recibidos antes del parto”. Al igual que en el apartado anterior, el análisis se restringe a la población en condición de pobreza o extrema pobreza, en concordancia con los criterios de focalización del Bono 1000 Días. No obstante, en los datos de encuesta se identificaron algunos casos de beneficiarias que no se clasifican como pobres al momento del levantamiento.

De este modo, la comparación se realiza únicamente entre hogares que comparten características socioeconómicas similares, diferenciándose exclusivamente por el hecho de haber recibido o no el beneficio. La especificación econométrica se desarrolla bajo el enfoque de diferencias en diferencias (DiD), utilizando como variable dependiente el número total de controles prenatales. El tratamiento se define como un indicador binario que toma el valor 1 si la madre/niño pertenece a un hogar beneficiario del bono, y 0 en caso contrario; el tiempo (t)

distingue entre el periodo pre y post; y la interacción captura el efecto causal del programa bajo el supuesto de tendencias paralelas.

La muestra final empleada en este modelo incluye únicamente madres clasificadas como pobres o extremadamente pobres, tanto beneficiarias como no beneficiarias. Este criterio asegura la comparabilidad entre grupos y evita que la estimación se vea afectada por diferencias estructurales en el acceso y uso de servicios de salud entre hogares pobres y no pobres.

En la siguiente tabla se muestran los resultados de los modelos OLS y Poisson, la interacción de diferencias en diferencias (did) —que representa el efecto causal del Bono 1000 Días sobre el número de controles prenatales— presenta coeficientes positivos en ambas especificaciones (0.305 en OLS y 0.041 en Poisson), pero no alcanza significancia estadística. Esto implica que, bajo los supuestos del enfoque DiD, no se detecta un impacto causal robusto del programa sobre el número total de controles prenatales.

Tabla Nro. 14: Impacto del Bono 1000 Días en los Controles Prenatales (niños <2 años)
 modelo principal

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Poisson	
		logaritmo del conteo	Tasa incidencia
Constante	3.423*** (0.5645)	1.403*** (0.0879)	4,0681
d_i	0.1382 (0.2526)	0.0217 (0.0375)	1,0220
t	0.1535* (0.0721)	0.0228* (0.0108)	1,0231
Did	0.3046 (0.2801)	0.0419 (0.0411)	1,0428
Edad	0.1891*** (0.0398)	0.0294*** (0.0062)	1,0298
Edad 2	-0.0020** (0.0007)	-0.0003** (0.0001)	0,9997
Escolaridad	0.0637*** (0.0119)	0.0092*** (0.0017)	1,0093
Total, ocupados en el hogar	-0.1565* (0.0751)	-0.0266* (0.0125)	0,9738
Aportan a la SS en el hogar	0.2691** (0.1020)	0.0406** (0.0146)	1,0415
Total, personas en el hogar	-0.0627*** (0.0190)	-0.0101*** (0.0031)	0,9900
Total, hijos vivos en el hogar	-0.2472*** (0.0364)	-0.0373*** (0.0057)	0,9634
Trabaja madre	0.1258 (0.1120)	0.0219 (0.0176)	1,0221
Aporta a la SS madre	0.0274 (0.3047)	-6.05e-6 (0.0420)	1,0000
etnia = Indígena	-0.8759*** (0.0902)	-0.1396*** (0.0146)	0,8697
etnia = Afro	0.1018 (0.1402)	0.0154 (0.0204)	1,0155
etnia = Montubio	0.2479 (0.1512)	0.0363. (0.0214)	1,0370
etnia = Otro	-0.6464* (0.3066)	-0.0985* (0.0488)	0,9062
i(factor_var=area,ref="Urbano")	0.0316 (0.0746)	0.0037 (0.0110)	1,0037
Family	OLS	Poisson	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,620	5,620	
Squared Cor.	0.08695	0.08630	
Pseudo R2	0.01920	0.01888	
BIC	26,269.9	25,926.8	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Variable dependiente: número de controles prenatales (f2_s4b_406).

En contraste, en la tabla anterior se identifican determinantes socioeconómicos y demográficos fuertemente asociados al resultado:

- Edad materna: se observa un efecto positivo y significativo, con rendimientos decrecientes reflejados en el coeficiente negativo de la edad al cuadrado. Esto indica que

madres de mayor edad tienden a cumplir más controles, aunque el efecto se atenúa en edades más avanzadas.

- Escolaridad: cada año adicional de educación de la madre se asocia con un incremento en el número de controles (coeficiente positivo y altamente significativo en ambos modelos).
- Condiciones del hogar: el número de ocupados y el tamaño del hogar presentan asociaciones negativas, sugiriendo que mayores responsabilidades y cargas familiares reducen la asistencia a controles prenatales. Asimismo, el número de hijos vivos se relaciona inversamente con los controles recibidos.
- Seguridad social: la cantidad de miembros del hogar afiliados a la seguridad social se asocia de manera positiva y significativa con la asistencia a controles.
- Etnia: Se observan diferencias étnicas significativas. En comparación con el grupo de referencia (mestizo), la pertenencia a la etnia Indígena se asocia con una reducción grande y estadísticamente significativa en el número de controles. La etnia "Otro" también muestra una asociación negativa. Las etnias Afro y Montubio no presentan diferencias estadísticamente significativas en este modelo.

En términos de bondad de ajuste, el modelo OLS explica un 8,7% de la variabilidad del número de controles, mientras que el modelo Poisson presenta un pseudo R^2 de 0,019, lo que refleja un poder explicativo limitado del diseño respecto a los factores observados.

En conjunto, estos hallazgos indican que, aunque el Bono 1000 Días no muestra un efecto causal detectable en el número de controles prenatales, sí existen determinantes socioeconómicos y contextuales relevantes que explican variaciones en la asistencia a los servicios de salud materna.

Si bien no se detecta evidencia robusta de que el Bono haya incrementado el número de controles prenatales recibidos por las madres/niños, es importante resaltar que, la ausencia de significancia estadística puede deberse a:

- Efecto real pequeño (difícil de detectar).
- Tamaño reducido del grupo tratado (en este caso $\approx 10\%$ de la muestra, y solo 459 observaciones en el grupo de interés post).
- Posibles problemas de medición o heterogeneidad en cómo se implementa el programa.

Por ende, estos resultados deben interpretarse con cautela, pues la ausencia de significancia no implica necesariamente ausencia de efecto, sino que puede reflejar limitaciones del tamaño muestral y de la composición del grupo tratado.

Bajo este contexto y con la finalidad de ampliar el tamaño de la muestra para los tratados, se realizó un modelamiento más robusto considerando a toda la población que recibió el Bono 1000 Días, independientemente de su clasificación como pobre o no pobre en la encuesta. Esta estrategia permite incrementar sustancialmente el número de beneficiarias incluidas en el análisis, lo que mejora la potencia estadística y la estabilidad de los estimadores. Para asegurar la comparabilidad entre grupos, se emplearon ponderadores derivados de un modelo de propensity score bajo el enfoque de ATT, balanceando las covariables observables entre tratadas y controles en el periodo pre. A diferencia del modelo principal —que se restringía únicamente a madres pobres o extremadamente pobres—, este modelo amplía la población analizada y ofrece un contraste robusto de los resultados. Los hallazgos obtenidos se resumen en la tabla siguiente.

Tabla Nro. 15: Impacto del Bono 1000 Días en los Controles Prenatales (niños <2 años)
modelo robusto

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Poisson	
		logaritmo del conteo	Tasa incidencia
Constante	4.164*** (0.7654)	1.508*** (0.1140)	4,518128304
d_i	0.1726 (0.1943)	0.0266 (0.0278)	1,026930147
t	0.0949 (0.1263)	0.0132 (0.0182)	1,01333234
did	0.3019 (0.2204)	0.0418 (0.0314)	1,042727869
Pobre	-0.1517 (0.1563)	-0.0191 (0.0214)	0,981045032
Edad	0.1425** (0.0539)	0.0231** (0.0079)	1,023414384
Edad 2	-0.0010 (0.0009)	-0.0002 (0.0001)	0,999808229
Escolaridad	0.0759*** (0.0188)	0.0104*** (0.0025)	1,010508356
Total, ocupados en el hogar	-0.2354* (0.1038)	-0.0354* (0.0159)	0,965183303
Total, aportan a SS	0.2329. (0.1274)	0.0343. (0.0176)	1,0348659
Total, integrantes del hogar	-0.0578** (0.0212)	-0.0090** (0.0032)	0,991085551
Total, hijos vivos en el hogar	-0.3372*** (0.0868)	-0.0476*** (0.0122)	0,953509936
Madre trabaja	0.2265 (0.1732)	0.0338 (0.0251)	1,034397903
Madre aporta a la SS	0.9480 (0.7738)	0.1156 (0.0888)	1,122551779
etnia = Indígena	-0.6944*** (0.1077)	-0.1081*** (0.0169)	0,897549814
etnia = Afro	0.1047 (0.1535)	0.0147 (0.0216)	1,014781726
etnia = Montubio	0.3614* (0.1787)	0.0511* (0.0246)	1,052411679
etnia = Otro	0.3633 (0.7921)	0.0474 (0.1025)	1,048485496
i(factor_var=area,ref="Urbano")	-0.1786 (0.1245)	-0.0259 (0.0174)	0,974470966
Dependent Var.:		f2_s4b_406	
Family	OLS	Poisson	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,985	5,985	
Squared Cor.	0.08520	0.08529	
Pseudo R2	0.07937	-0.37013	
BIC	28,048.3	29,108.3	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Variable dependiente: número de controles prenatales (f2_s4b_406).

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef).

En el modelo robusto de la tabla anterior, que amplía la muestra para incluir a todas las beneficiarias del Bono 1000 Días sin importar su clasificación de pobreza, los coeficientes asociados a la interacción de diferencias en diferencias (did) permanecen positivos, pero no alcanzan significancia estadística en ninguna de las especificaciones (OLS y Poisson). Esto

implica que, incluso bajo este diseño ampliado, no se detecta un impacto causal robusto del Bono 1000 Días en el número de controles prenatales.

Sin embargo, los resultados muestran patrones consistentes en los determinantes socioeconómicos y demográficos:

- Edad materna: se observa un efecto positivo y significativo, con rendimientos decrecientes reflejados en el coeficiente negativo de la edad al cuadrado ($edad^2$). Esto indica que madres de mayor edad tienden a registrar más controles, aunque el efecto se atenúa en edades más avanzadas.
- Escolaridad: cada año adicional de educación materna ($escol$) se asocia con un mayor número de controles prenatales, resultado estadísticamente significativo en ambos modelos.
- Condiciones del hogar: el número de ocupados en el hogar ($Total$, $ocupados$ en el hogar) y el número total de hijos vivos ($Total$, $hijos$ vivos en el hogar) tienen una relación negativa y significativa con el número de controles, lo que sugiere que mayores cargas familiares limitan la asistencia a los servicios de salud.
- Seguridad social: el número de miembros del hogar afiliados a la seguridad social ($Total$, $aportan$ a SS) muestra un efecto positivo, aunque no es estadísticamente significativo en este modelo.
- Etnia: en comparación con las madres mestizas, la etnia Montubia reporta un mayor número de controles (coeficientes positivos y significativos); en contraste, la etnia Indígena reporta un número de controles significativamente menor.

Respecto a la bondad de ajuste, el modelo OLS explica un 8.5% de la variabilidad del número de controles ($Squared\ Cor. = 0.08520$), mientras que el modelo Poisson presenta un pseudo R^2

negativo (-0.370), lo cual refleja limitaciones en la capacidad explicativa del modelo de conteo bajo este diseño.

En conjunto, estos resultados sugieren que:

1. El bono no presenta un impacto detectable en la acumulación de controles prenatales, incluso en el escenario ampliado.
2. La ausencia de significancia estadística del efecto del bono puede explicarse por la todavía reducida proporción de tratadas en la muestra ($\approx 21\%$), así como por el número relativamente bajo de observaciones en el grupo de interés post-tratamiento (1.066 casos, $\approx 17,5\%$ del total). Además, es posible que la heterogeneidad en la implementación del programa limite la capacidad de identificar un efecto promedio robusto.
3. Los datos no ofrecen suficiente evidencia para afirmar que el bono tuvo un efecto robusto sobre el número de controles prenatales.

Con los datos disponibles y bajo los modelos estimados, no se identifica un impacto estadísticamente significativo del Bono 1000 Días sobre el número de controles prenatales. Si bien los coeficientes sugieren un incremento en los controles entre las beneficiarias, este efecto no alcanza significancia estadística, lo cual impide atribuirlo causalmente al programa.

Oportunidad del primer control prenatal: Impacto del Bono 1000 Días

El análisis previo se centró en el efecto del Bono 1000 Días sobre la cantidad total de controles prenatales. No obstante, la política de salud materna y las normas del Ministerio de Salud Pública (MSP) subrayan que la oportunidad del primer control es tan relevante como el número de atenciones. Un inicio temprano —idealmente dentro de las primeras 12 semanas de gestación, conforme a la norma del MSP— resulta fundamental para la detección de riesgos, la promoción de prácticas saludables y la prevención de complicaciones.

En este apartado se evalúa si el Bono 1000 Días contribuyó a adelantar la realización del primer control prenatal. La hipótesis es que el programa, al aliviar restricciones económicas, incentivó un acceso más temprano a los servicios de salud, lo cual debería reflejarse en una reducción en el número de semanas de embarazo al momento del primer control (variable $f2_s4b_405$), variable que se analiza como dependiente en el modelo.

Adicionalmente, con el fin de analizar tanto el efecto en el promedio de semanas como el grado de cumplimiento de la norma sanitaria, se construye una variable dicotómica que toma valor 1 si el primer control se realizó dentro de las 12 semanas y 0 en caso contrario ($early12$). Esto permite estimar si el bono incrementó la probabilidad de que las beneficiarias cumplieran con esta recomendación clave de salud pública.

En el modelo principal que se detalla en la siguiente tabla, se evalúa la oportunidad del primer control prenatal (variable dependiente: semanas de gestación al primer control), el coeficiente de interés correspondiente a la interacción de diferencias en diferencias (did) es negativo en ambas especificaciones: -1.029 en el modelo OLS y -0.0962 en el modelo Poisson. Este signo es coherente con la hipótesis planteada, pues sugiere que las madres beneficiarias del Bono 1000 Días habrían iniciado el primer control en etapas más tempranas de la gestación.

En términos de magnitud, el modelo OLS indica que el programa podría haber reducido en aproximadamente una semana el tiempo de espera hasta el primer control prenatal. De forma consistente, el modelo Poisson sugiere una reducción relativa cercana al 9.2% en las semanas de gestación al inicio de la atención. Estos hallazgos, aunque alineados con la hipótesis y relevantes, no alcanzan significancia estadística en ninguna de las especificaciones, lo que implica que la reducción observada podría deberse a variabilidad muestral y no necesariamente a un efecto causal atribuible al programa. Esto se detalla en la siguiente tabla:

*Tabla Nro. 16: Impacto del Bono 1000 Días en el primer control prenatal (niños <2 años)
 modelo principal*

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Poisson	
		logaritmo del conteo	Tasa incidencia
Constante	22.24*** (1.528)	3.399*** (0.1302)	29,92677575
d_i	0.5023 (0.7117)	0.0480 (0.0641)	1,049197661
t	0.3042. (0.1844)	0.0280 (0.0171)	1,028435308
did	-1.029 (0.7790)	-0.0962 (0.0710)	0,908249993
Edad	-0.7926*** (0.1067)	-0.0702*** (0.0092)	0,932181195
Edad 2	0.0110*** (0.0018)	0.0010*** (0.0002)	1,000966232
Escolaridad	-0.0761** (0.0280)	-0.0074** (0.0027)	0,992671354
Total, ocupados en el hogar	0.5324* (0.2635)	0.0430* (0.0213)	1,043915171
Total, aportan a SS	-0.4597. (0.2592)	-0.0420. (0.0252)	0,958899153
Total, integrantes del hogar	0.0654 (0.0563)	0.0056 (0.0048)	1,005591235
Total, hijos vivos en el hogar	0.5561*** (0.1055)	0.0509*** (0.0093)	1,05221585
Madre trabaja	-0.1781 (0.3387)	-0.0092 (0.0290)	0,990881192
Madre aporta a la SS	0.9444 (0.6718)	0.0874 (0.0635)	1,091361187
etnia = Indígena	1.275*** (0.2652)	0.1117*** (0.0229)	1,11817649
etnia = Afro	0.0357 (0.3564)	0.0039 (0.0333)	1,003861586
etnia = Montubio	-0.5837 (0.3957)	-0.0557 (0.0395)	0,945805231
etnia = Otro	-0.0179 (0.6997)	-0.0027 (0.0682)	0,997292167
i(factor_var=area,ref="Urbano")	-0.1313 (0.1840)	-0.0140 (0.0174)	0,986123784
Dependent Var.:	f2_s4b_405	f2_s4b_405	
Family	OLS	Poisson	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,620	5,620	
Squared Cor.	0.04837	0.04778	
Pseudo R2	0.00750	0.02475	
BIC	37,017.4	42,317.3	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Variable dependiente: Semanas de embarazo al momento del primer control prenatal (f2_s4b_405)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef).

Más allá del coeficiente principal, los modelos identifican determinantes consistentes de la oportunidad:

- Edad materna: asociación negativa y significativa (Poisson: coef. $-0,070$; $IRR \approx 0,93$), con rendimientos decrecientes ($edad^2$ positiva y significativa). Las madres más jóvenes inician antes, aunque esta ventaja se atenúa con la edad.
- Escolaridad: relación negativa y significativa (Poisson: coef. $-0,007$; $IRR \approx 0,993$), indicando inicio más oportuno conforme aumenta la educación.
- Condiciones del hogar: más ocupados en el hogar y más hijos vivos se asocian con mayor número de semanas hasta el primer control (en Poisson: ocupados coef. $0,043^*$; hijos vivos coef. $0,051^{***}$; $IRR > 1$), lo que sugiere restricciones de tiempo y cuidado.
- Seguridad social (hogar): el número de miembros que aportan a la SS muestra un efecto negativo en ambas especificaciones ($IRR \approx 0,96$), aunque sin significancia robusta en este modelo.
- Etnicidad: frente a mestiza, solo el grupo indígena evidencia un inicio más tardío (Poisson: coef. $0,112^{***}$; $IRR \approx 1,12$). Para afro y montubio no se observan diferencias estadísticamente concluyentes (en montubio el signo es incluso negativo).

En cuanto a la bondad de ajuste, el modelo OLS explica el 4.8% de la variabilidad (R^2 ajustado = 0.048), mientras que el modelo Poisson presenta un pseudo R^2 de 0.025. Si bien estos valores son bajos, es importante destacar que en un análisis de inferencia causal como este, cuyo objetivo no es la predicción sino la estimación de un efecto específico, el R^2 no constituye el principal criterio de validez del modelo. Más bien, reflejan la complejidad del comportamiento en salud materna, donde la decisión de iniciar un control prenatal depende de múltiples factores no observados.

En conjunto, los resultados sugieren que, aunque el Bono 1000 Días podría estar asociado con un adelanto en la oportunidad del primer control prenatal, la ausencia de significancia estadística impide afirmar que el programa haya tenido un impacto causal concluyente en esta dimensión.

Con el objetivo de ampliar el tamaño de la muestra de tratadas y mejorar la potencia estadística del análisis, se estimó un modelo robusto que incorpora a toda la población que reportó recibir el Bono 1000 Días, independientemente de su clasificación como pobre o no pobre en la encuesta. Para garantizar la comparabilidad entre grupos, se aplicaron ponderadores derivados de un modelo de propensity score bajo el enfoque de ATT, logrando balancear las covariables observables en el periodo pretratamiento. Este diseño, a diferencia del modelo principal que se restringía únicamente a población en condición de pobreza, ofrece un contraste más amplio y permite evaluar la solidez de los resultados.

En el modelo robusto, que amplía la muestra a todas las beneficiarias del Bono 1000 Días e incorpora ponderadores ATT, el coeficiente de interés (*did*) mantiene un signo negativo (-0.5851 en OLS y -0.0551 en Poisson), alineado con la hipótesis de que el programa podría adelantar la oportunidad del primer control. No obstante, en ninguno de los casos alcanza significancia estadística, lo que indica que la reducción observada no puede atribuirse de manera causal al bono con un nivel de confianza robusto. Los resultados se detallan en la siguiente tabla:

Tabla Nro. 17: Impacto del Bono 1000 Días en el primer control prenatal (niños <2 años)
modelo robusto

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Poisson	
		logaritmo del conteo	Tasa incidencia
Constante	20.88*** (1.758)	3.281*** (0.1574)	26,5929
d_i	0.0903 (0.5081)	0.0109 (0.0490)	1,0110
t	0.4017. (0.2308)	0.0372. (0.0219)	1,0379
did	-0.5851 (0.5221)	-0.0551 (0.0508)	0,9464
Pobre	0.5189 (0.3660)	0.0524 (0.0360)	1,0538
Edad	-0.7411*** (0.1218)	-0.0662*** (0.0111)	0,9360
Edad 2	0.0098*** (0.0021)	0.0008*** (0.0002)	1,0008
Escolaridad	-0.0868* (0.0346)	-0.0086* (0.0035)	0,9914
Total, ocupados en el hogar	0.7830** (0.2784)	0.0680** (0.0234)	1,0704
Total, aportan a SS	-0.1411 (0.2946)	-0.0108 (0.0284)	0,9892
Total, integrantes del hogar	0.0774 (0.0619)	0.0066 (0.0055)	1,0066
Total, hijos vivos en el hogar	0.6325*** (0.1258)	0.0626*** (0.0120)	1,0646
Madre trabaja	-0.2408 (0.3708)	-0.0155 (0.0332)	0,9846
Madre aporta a la SS	-0.4305 (0.7231)	-0.0490 (0.0756)	0,9522
etnia = Indígena	1.010*** (0.2964)	0.0883*** (0.0260)	1,0923
etnia = Afro	-0.0998 (0.4163)	-0.0096 (0.0403)	0,9904
etnia = Montubio	-0.9707* (0.4226)	-0.0959* (0.0438)	0,9085
etnia = Otro	0.5010 (1.199)	0.0462 (0.1129)	1,0473
i(factor_var=area,ref="Urbano")	0.1679 (0.2090)	0.0152 (0.0202)	1,0153
Dependent Var:	f2_s4b_405	f2_s4b_405	
Family	OLS	Poisson	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,985	5,985	
Squared Cor.	0.04860	0.04795	
Pseudo R2	0.04369	-0.05923	
BIC	39,238.5	45,666.2	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Variable dependiente: Semanas de embarazo al momento del primer control prenatal (f2_s4b_405)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef).

Más allá del efecto principal, los modelos identifican determinantes socioeconómicos consistentes:

- Edad Materna: La edad se asocia de forma negativa y significativa y el término cuadrático (edad2) de forma positiva y significativa. Esto evidencia una relación

convexa: las madres más jóvenes inician controles antes, pero esta ventaja se reduce con la edad.

- **Escolaridad:** La escolaridad ejerce un efecto significativo, indicando que madres con mayor educación acceden más temprano a los servicios de salud.
- **Cargas Familiares:** El número de ocupados en el hogar y el número de hijos vivos prolongan de manera significativa la espera para el primer control, sugiriendo que las responsabilidades familiares y reproductivas retrasan la atención.
- **Etnia:** Se observan diferencias marcadas. En comparación con las madres mestizas, las de etnia Indígena inician sus controles significativamente más tarde (coeficiente positivo). Por el contrario, las madres de etnia Montubia inician significativamente más temprano (coeficiente negativo).

En términos de ajuste global, el modelo OLS presenta un R^2 ajustado de 0.048 y el Poisson un pseudo R^2 de 0.047, lo cual evidencia una capacidad explicativa limitada. Sin embargo, estos valores son esperables en diseños de inferencia causal, donde el objetivo central es estimar un efecto específico más que maximizar la predicción.

En conjunto, los resultados del modelo robusto sugieren que, aunque el Bono 1000 Días podría estar asociado con un inicio más temprano del primer control prenatal, la evidencia no es estadísticamente concluyente.

En concordancia con el modelo anterior —que evaluó el efecto del Bono 1000 Días sobre el número de semanas de embarazo al momento del primer control prenatal— se estimó un modelo complementario que reformula la variable dependiente como un indicador dicotómico. Esta nueva especificación permite analizar directamente la probabilidad de que el primer control se haya realizado dentro de las primeras 12 semanas de gestación, conforme a lo establecido por

la normativa sanitaria nacional. Al transformar el resultado en una variable binaria (early12), se facilita la interpretación de los efectos del programa en términos de cumplimiento oportuno, y se fortalecen las comparaciones con los estándares definidos por el Ministerio de Salud Pública del Ecuador.

La siguiente tabla presenta los resultados estimados del modelo de diferencias-en-diferencias (DiD) aplicado a la variable dependiente early12. Se estimaron dos especificaciones: un modelo lineal de probabilidad (OLS) y un modelo logit. El coeficiente de interés es la interacción did, que representa el estimador DiD y captura el efecto diferencial del Bono 1000 Días entre el grupo tratado y el grupo de comparación, en el periodo posterior a la implementación del programa. En el modelo OLS, este coeficiente toma un valor de 0.0938 con un error estándar de 0.0543, lo que indica un aumento de 9.4 puntos porcentuales en la probabilidad de cumplir con el primer control prenatal oportuno, aunque sin alcanzar significancia estadística.

En el modelo logit, el coeficiente estimado para did es 0.4615, y su correspondiente odds ratio es de 1.586, lo cual sugiere que las beneficiarias del programa tienen un 58.6% más de odds (razón de probabilidades) de cumplir con el control prenatal en el primer trimestre, respecto al grupo de comparación, bajo el supuesto de tendencias paralelas. No obstante, este resultado tampoco es estadísticamente significativo.

Tabla Nro. 18: Impacto del Bono 1000 Días en el primer control prenatal dentro de las primeras 12 se mas de gestación (niños <2 años) modelo principal

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Logit	
		Coefficiente (Log-Odds)	Odds Ratio (OR)
Constante	-0.0371 (0.1027)	-2.677*** (0.4804)	0,0688
d_i	-0.0628 (0.0496)	-0.3130 (0.2312)	0,7312
t	-0.0214. (0.0126)	-0.1070. (0.0634)	0,8985
did	0.0938. (0.0543)	0.4615. (0.2585)	1,5864
Edad	0.0553*** (0.0071)	0.2645*** (0.0340)	1,3027
Edad 2	-0.0008*** (0.0001)	-0.0037*** (0.0006)	0,9963
Escolaridad	0.0023 (0.0019)	0.0122 (0.0100)	1,0122
Total, ocupados en el hogar	-0.0259 (0.0163)	-0.1144 (0.0744)	0,8919
Total, aportan a SS	0.0618*** (0.0171)	0.3305** (0.1011)	1,3916
Total, integrantes del hogar	-0.0046 (0.0037)	-0.0204 (0.0176)	0,9798
Total, hijos vivos en el hogar	-0.0392*** (0.0069)	-0.1951*** (0.0342)	0,8227
Madre trabaja	-0.0205 (0.0220)	-0.1217 (0.1055)	0,8854
Madre aporta a la SS	-0.1086* (0.0456)	-0.5698* (0.2353)	0,5656
etnia = Indígena	-0.1101*** (0.0171)	-0.4957*** (0.0774)	0,6091
etnia = Afro	-0.0156 (0.0248)	-0.0826 (0.1238)	0,9207
etnia = Montubio	0.0530. (0.0293)	0.2959. (0.1755)	1,3444
etnia = Otro	-0.0191 (0.0498)	-0.0909 (0.2603)	0,9131
i(factor_var=area,ref="Urbano")	-0.0090 (0.0129)	-0.0381 (0.0664)	0,9626

Dependent Var.:	early12	early12
Family	OLS	Logit
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef
Observations	5,721	5,721
Squared Cor.	0.05530	0.05603
Pseudo R2	0.04469	0.04501
BIC	7,113.7	6,810.6

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Variable dependiente: early12 (1 si es menor igual a 12 0 caso contrario)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef). OR = Odds Ratio (exp(β)).

OR > 1 indica mayor probabilidad de que el primer control se realice dentro de las 12 semanas; OR < 1 indica menor probabilidad.

La tabla anterior permite evidenciar que, entre las covariables incluidas, se destacan varios efectos robustos. La edad materna muestra una asociación positiva y significativa con el cumplimiento oportuno, tanto en OLS (0.0533; p<0.01) como en logit (0.2645; p<0.01), con

rendimientos decrecientes evidenciados por el coeficiente negativo de edad. La afiliación a la seguridad social en el hogar también presenta un efecto positivo y significativo, lo que sugiere una mayor capacidad de acceso al sistema de salud. En cambio, el número de hijos vivos se asocia de forma negativa y estadísticamente significativa con el cumplimiento, lo que indica que las mujeres con mayor carga reproductiva enfrentan más barreras para iniciar el control prenatal de forma oportuna.

En cuanto a los factores étnicos, la diferencia más marcada se observa en la etnia Indígena, que se asocia de manera negativa y altamente significativa con el cumplimiento oportuno (OLS: -0.1101). Esto indica que las madres indígenas tienen una probabilidad 11 puntos porcentuales menor de realizar su primer control a tiempo, en comparación con el grupo de referencia (mestizo). Las demás etnias (Afro, Montubio, Otro) no muestran diferencias estadísticamente significativas en este modelo.

El modelo OLS presenta un R ajustado de 0.0553 y el modelo logit un pseudo R de 0.0450, valores que, si bien moderados, son consistentes con el tipo de datos y el enfoque explicativo del modelo. El criterio de información bayesiano (BIC) favorece al modelo logit (BIC = 6810.6) frente al OLS (BIC = 7113.7), aunque la diferencia no es sustancial.

En resumen, si bien el Bono 1000 Días muestra una asociación positiva con el cumplimiento oportuno del primer control prenatal, los resultados no permiten establecer un efecto causal estadísticamente significativo. La magnitud estimada sugiere un posible efecto favorable del programa; sin embargo, la evidencia empírica disponible no es concluyente, probablemente debido a limitaciones en el tamaño muestral y la baja cobertura inicial del programa. En este sentido, los resultados deben interpretarse como sugestivos, pero no definitivos.

Con el objetivo de evaluar la solidez de los resultados obtenidos en el modelo principal y mejorar la potencia estadística del análisis, se estimó un modelo robusto que amplía la muestra a todas las mujeres que reportaron recibir el Bono 1000 Días, independientemente de su clasificación como pobre o no pobre al momento de la encuesta. Esta estrategia permite capturar la heterogeneidad real del programa en su implementación temprana, donde pueden existir errores de focalización o beneficiarias en transición socioeconómica.

Para garantizar la comparabilidad entre grupos, se aplicaron ponderadores derivados de un modelo de propensity score (PSM) estimado en el periodo pretratamiento, bajo el enfoque del efecto promedio del tratamiento sobre las tratadas (ATT). Este procedimiento asegura el balance en las covariables observables antes del tratamiento, y permite reducir posibles sesgos de selección.

A diferencia del modelo principal, que se restringe a la población en pobreza, este diseño más amplio ofrece un contraste robusto de los resultados, y facilita una mejor aproximación al efecto promedio del programa sobre la población efectivamente expuesta al tratamiento.

El coeficiente de la interacción de diferencias-en-diferencias (did) es positivo en ambas especificaciones del modelo, lo cual se alinea con la hipótesis de que el Bono 1000 Días promueve una mayor adherencia a los controles prenatales tempranos. En el modelo OLS, se estima un coeficiente de +0.0636, lo que implica un aumento de 6.4 puntos porcentuales en la probabilidad de realizar el primer control prenatal dentro de las primeras 12 semanas de gestación entre las beneficiarias del bono, en comparación con el grupo de control. En el modelo Logit, el coeficiente correspondiente es de +0.3313, con un odds ratio (OR) de 1.393, lo cual sugiere que los odds de cumplimiento son un 39.3% mayores en el grupo tratado.

No obstante, ninguno de los coeficientes alcanza significancia estadística convencional, por lo que, si bien la magnitud del efecto es relevante desde el punto de vista de política pública, la evidencia sigue siendo estadísticamente no concluyente. Esto sugiere que, en la muestra ponderada, el programa se asocia con una mejora en la probabilidad de cumplimiento, pero los resultados deben interpretarse como sugestivos y no definitivos. Los resultados se muestran en la siguiente tabla:

*Tabla Nro. 19: Impacto del Bono 1000 Días en el primer control prenatal dentro de las primeras 12 se mas de gestación (niños <2 años)
 modelo robusto*

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Logit	
		Coefficiente (Log-Odds)	Odds Ratio (OR)
Constante	0.0138 (0.1178)	-2.491*** (0.5819)	0,0829
d i	-0.0337 (0.0364)	-0.1881 (0.1848)	0,8285
t	-0.0277. (0.0158)	-0.1426. (0.0840)	0,8671
did	0.0632. (0.0378)	0.3287. (0.1950)	1,3892
pobre	-0.0116 (0.0257)	-0.0718 (0.1375)	0,9307
Edad	0.0525*** (0.0082)	0.2560*** (0.0413)	1,2917
Edad 2	-0.0007*** (0.0001)	-0.0034*** (0.0007)	0,9966
Escolaridad	0.0039. (0.0023)	0.0223. (0.0131)	1,0225
Total, ocupados en el hogar	-0.0374* (0.0186)	-0.1776* (0.0873)	0,8373
Total, aportan a SS	0.0341. (0.0186)	0.1739 (0.1063)	1,1900
Total, integrantes del hogar	-0.0055 (0.0041)	-0.0253 (0.0203)	0,9750
Total, hijos vivos en el hogar	-0.0389*** (0.0085)	-0.2131*** (0.0462)	0,8081
Madre trabaja	-0.0226 (0.0255)	-0.1412 (0.1262)	0,8683
Madre aporta a la SS	-0.0055 (0.0480)	-0.0067 (0.2920)	0,9934
etnia = Indígena	-0.0872*** (0.0199)	-0.3919*** (0.0918)	0,6757
etnia = Afro	-0.0255 (0.0289)	-0.1345 (0.1491)	0,8741
etnia = Montubio	0.0743* (0.0302)	0.4282* (0.1936)	1,5346
etnia = Otro	-0.0553 (0.1207)	-0.2622 (0.5986)	0,7694
i(factor var=area,ref="Urbano")	-0.0328* (0.0146)	-0.1686* (0.0779)	0,8448
Dependent Var.:	early12	early12	
Family	OLS	Logit	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	6,071	6,071	
Squared Cor.	0.05026	0.05059	
Pseudo R2	0.05384	0.07631	
BIC	7,466.6	7,010.2	

Fuente: INEC / ENDI
 Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Variable dependiente: early12 (1 si es menor igual a 12 0 caso contrario)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef). OR = Odds Ratio ($\exp(\beta)$).

OR > 1 indica mayor probabilidad de que el primer control se realice dentro de las 12 semanas; OR < 1 indica menor probabilidad.

Al igual que en el modelo principal, en la tabla anterior se identifican varios factores con asociación estadísticamente significativa respecto al cumplimiento oportuno del control prenatal:

- Edad materna: Se mantiene la relación no lineal (positiva para la edad, negativa para su cuadrado), lo cual indica que mujeres de mayor edad presentan una mayor probabilidad de cumplimiento, aunque con rendimientos decrecientes.
- Multiparidad: El número de hijos vivos muestra un efecto negativo y altamente significativo, lo cual sugiere que las mujeres con mayor carga de cuidado enfrentan mayores barreras para cumplir con el control oportuno.
- Residencia rural: El área rural se asocia negativamente con el cumplimiento del control temprano, y este efecto es estadísticamente significativo, lo que evidencia persistentes desigualdades geográficas.
- Etnia: En comparación con el grupo de referencia (mestizo), las madres de etnia Montubia muestran una probabilidad significativamente mayor de realizar el control a tiempo. Sin embargo, el hallazgo más robusto es el de la etnia Indígena, que se asocia con una probabilidad altamente significativa y menor de cumplir con el control oportuno.
- Afiliación a la seguridad social: Aunque en el modelo principal esta variable mostró una asociación positiva y significativa con el cumplimiento, en el modelo robusto ponderado dicho efecto pierde significancia estadística. Esto sugiere que, al expandir la muestra y aplicar controles por diferencias observables, la afiliación en el hogar deja de tener un rol diferenciador estadísticamente robusto en el cumplimiento del primer control prenatal.

En resumen, el modelo robusto confirma que el Bono 1000 Días podría tener un efecto positivo sobre la probabilidad de realizar el primer control prenatal dentro del tiempo recomendado por el Ministerio de Salud Pública (MSP). Sin embargo, dado que la evidencia no alcanza significancia estadística, la consistencia en la dirección de los coeficientes entre especificaciones y la mejora en el ajuste del modelo sugieren que el impacto del programa podría estar presente, pero no puede afirmarse de forma concluyente con los datos disponibles.

Impacto en los controles de niño sano

Para evaluar el impacto del Bono 1000 Días sobre el cumplimiento del esquema nacional de atención del niño sano, se construyó una variable dicotómica denominada “cumple_msp”. Esta variable toma el valor de 1 si el niño ha recibido al menos el número de controles de salud recomendados por el MSP según su edad cronológica (en días), y 0 en caso contrario. La construcción del indicador se basa en la normativa vigente del MSP, que establece un total de 12 controles acumulativos desde el nacimiento hasta los 24 meses, distribuidos en rangos de edad específicos.

El número de controles observados por niño se calculó sumando las respuestas en tres tramos de edad, con base en la información disponible en la ENDI: de 0 a 7 meses (f2_s4f_461_a), de 8 a 11 meses (f2_s4f_461_b) y de 12 a 23 meses (f2_s4f_461_c). A partir de la variable edaddías, que reporta la edad del menor en días, se definió el número mínimo de controles esperados mediante una función de mapeo directamente alineada con la tabla oficial de calendario de controles del MSP. El indicador permite así estimar de manera robusta si el menor ha accedido oportunamente a los controles de salud recomendados para su edad, ofreciendo un insumo crítico para evaluar el cumplimiento de los estándares nacionales de atención infantil.

Esta variable se utilizó como variable dependiente en los modelos de diferencias-en-diferencias (DiD) estimados, tanto en especificaciones principales como robustas, con el fin de identificar si el programa Bono 1000 Días mejora el cumplimiento efectivo del esquema de control de salud del niño sano, particularmente en los primeros dos años de vida.

Adicionalmente, en este apartado se estima un modelo alternativo que toma como variable dependiente el tiempo transcurrido desde el nacimiento hasta la realización del primer control de niño sano. Esta especificación permite evaluar no solo el cumplimiento acumulado del calendario de atención infantil (como en el caso de `cumple_msp`), sino también la oportunidad del primer contacto con el sistema de salud, que constituye un hito crítico para la atención preventiva y detección temprana de riesgos.

De acuerdo con el protocolo oficial del Ministerio de Salud Pública (MSP), el primer control debe realizarse dentro de los primeros 15 días de vida. En este sentido, se construye una variable binaria que toma el valor de 1 si el menor accedió a su primer control dentro de ese periodo, y 0 en caso contrario. Esta variable permite estimar el efecto del Bono 1000 Días sobre la probabilidad de cumplimiento oportuno con este estándar específico de política pública.

La unidad de análisis para este modelo continúa siendo el niño menor de dos años, dado que a este nivel se registran retrospectivamente los resultados de interés en este caso, los controles de salud infantil asociados a su atención médica postnatal. No obstante, debido a que múltiples niños en la muestra pueden pertenecer a una misma madre, sus observaciones no son completamente independientes. Para corregir esta posible dependencia intra-hogar y evitar la subestimación de los errores estándar, todos los modelos fueron estimados utilizando errores agrupados (`clustered`) a nivel de madre, lo cual garantiza intervalos de confianza más robustos y pruebas de significancia estadística más confiables.

En términos funcionales, el modelo econométrico mantiene la misma estructura que en apartados anteriores, empleando un enfoque de diferencias-en-diferencias (DiD) con controles individuales.

Controles al día de niño sano

En la siguiente tabla se muestran los resultados del modelo principal, modelo de diferencias en diferencias (DiD) aplicado a la variable del cumplimiento del control de niño sano al día con base en la calendarización del MSP (`cumple_msp`), que indica si el niño ha recibido el número mínimo de controles de salud esperados para su edad. El análisis se restringe a hogares en situación de pobreza, a fin de mantener una población de comparación homogénea y relevante para la focalización del Bono 1000 Días.

El coeficiente de la variable de interacción (`did`) es positivo y estadísticamente significativo en ambas especificaciones. En el modelo lineal de probabilidad (LPM), se estima un coeficiente de 0.1494 ($p < 0.01$), lo que indica que el bono podría incrementar en 14.9 puntos porcentuales la probabilidad de que el niño cumpla con el calendario de controles para su edad. En el modelo logit, el coeficiente correspondiente es 0.6957 ($p < 0.05$), y se traduce en un odds ratio de aproximadamente 2.005, lo que sugiere que los niños beneficiarios tienen el doble de probabilidades de cumplir con los controles, comparado con sus contrapartes del grupo de control.

Tabla Nro.20: Impacto del Bono 1000 Días en el cumplimiento de controles de niño sano al día (niños <2 años) modelo principal

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Logit	
		Coefficiente (Log-Odds)	Odds Ratio (OR)
Constante	0.2303* (0.1117)	-1.144* (0.4796)	0,31862
d_i	0.0318 (0.0525)	0.1329 (0.2174)	1,14216
t	0.1019*** (0.0143)	0.4260*** (0.0603)	1,53109
did	0.1494** (0.0571)	0.6957** (0.2467)	2,00502
Edad	0.0170* (0.0078)	0.0735* (0.0335)	1,07627
Edad 2	-0.0001 (0.0001)	-0.0005 (0.0006)	0,99951
Escolaridad	-0.0002 (0.0022)	-0.0011 (0.0095)	0,99888
Total, ocupados en el hogar	0.0083 (0.0167)	0.0337 (0.0734)	1,03428
Total, aportan a SS	0.0244 (0.0213)	0.1050 (0.0911)	1,11068
Total, integrantes del hogar	-0.0103* (0.0040)	-0.0443* (0.0176)	0,95665
Total, hijos vivos en el hogar	-0.0626*** (0.0073)	-0.2717*** (0.0338)	0,76211
Madre trabaja	0.0076 (0.0233)	0.0335 (0.1014)	1,03406
Madre aporta a la SS	0.0088 (0.0522)	0.0431 (0.2280)	1,04408
etnia = Indígena	-0.0381* (0.0183)	-0.1621* (0.0784)	0,85035
etnia = Afro	-0.0468 (0.0289)	-0.2015 (0.1246)	0,81747
etnia = Montubio	0.0100 (0.0360)	0.0401 (0.1543)	1,04092
etnia = Otro	-0.0774 (0.0558)	-0.3259 (0.2426)	0,72190
i(factor_var=area,ref="Urbano")	0.0750*** (0.0148)	0.3187*** (0.0631)	1,37537
Dependent Var.:	cumple_msp	cumple_msp	
Family	OLS	Logit	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,194	5,194	
Squared Cor.	0.06527	0.06558	
Pseudo R2	0.04651	0.04902	
BIC	7,341.9	7,000.5	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Variable dependiente: cumple_msp (1 si el menor cumplió el control a el tiempo 0 caso contrario)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef). OR = Odds Ratio (exp(β)).

OR > 1 indica mayor probabilidad de que el control prenatal se realizó a tiempo; OR < 1 indica menor probabilidad.

Este hallazgo, detallado en la tabla anterior, proporciona evidencia estadística y sustantiva del efecto positivo del Bono 1000 Días en el cumplimiento de los controles de salud infantil, alineándose con el objetivo del programa de promover la atención integral y oportuna en la primera

infancia. A diferencia del modelo estimado para controles prenatales tempranos, este modelo muestra una mayor robustez en términos de significancia estadística, lo que refuerza la hipótesis de que el bono no solo incentiva el contacto inicial con el sistema de salud, sino que también mejora la continuidad del cuidado a lo largo del ciclo de vida del niño.

Adicionalmente, se observan asociaciones relevantes con las variables de control. Por ejemplo:

- El número de hijos vivos presenta un efecto negativo y altamente significativo en ambas especificaciones, lo que evidencia que las madres con mayor carga de cuidado enfrentan mayores barreras para garantizar el cumplimiento de los controles de salud.
- La residencia rural se asocia positivamente con el cumplimiento de los controles, siendo este efecto estadísticamente significativo al 1%. Esto podría reflejar una mayor cobertura efectiva de brigadas de atención primaria en zonas rurales, aunque este resultado debe interpretarse con cautela.
- La edad de la madre muestra un efecto positivo y significativo, particularmente en el modelo logit, lo que sugiere que mujeres de mayor edad tienden a garantizar con mayor probabilidad el cumplimiento del calendario de controles.
- En cuanto a la variable étnica, se observa que los niños de madres indígenas presentan una menor probabilidad de cumplir con el calendario, en comparación con el grupo de referencia (mestizos), siendo este efecto estadísticamente significativo al 10%.
- La escolaridad materna y las variables de afiliación a la seguridad social no presentan efectos significativos en este modelo.

En conjunto, estos resultados sugieren que el Bono 1000 Días contribuye de manera significativa a mejorar el seguimiento del esquema de controles de niño sano, especialmente en contextos de pobreza, donde las brechas estructurales en el acceso a servicios de salud infantil suelen ser más marcadas.

Si bien los resultados del modelo anterior se estimaron exclusivamente para la población en condición de pobreza, el análisis de la base de datos de la ENDI, en sus dos rondas, evidencia que 668 niños menores de 2 años recibieron el Bono 1000 Días sin estar clasificados como pobres al momento del levantamiento. Por esta razón, el modelo robusto amplía la muestra e incluye a toda la población que reportó recibir el beneficio, independientemente de su condición socioeconómica. Esta estrategia permite capturar de manera más precisa la heterogeneidad real en la fase temprana de implementación del programa, en la que pudieron ocurrir errores de focalización, procesos de transición económica de los hogares o situaciones no reflejadas en la clasificación original de pobreza.

Para garantizar la comparabilidad entre los grupos de tratamiento y control, se aplicaron ponderadores derivados de un modelo de Propensity Score Matching (PSM), con base en lo detallado en apartado de metodología de la presente investigación.

A diferencia del modelo principal, que se restringe a hogares en situación de pobreza, este modelo robusto permite una estimación más generalizable al conjunto de beneficiarios del programa, y ofrece una prueba de robustez metodológica al comparar los resultados bajo un diseño ampliado, sin sacrificar la validez interna del análisis.

A diferencia del modelo principal, donde se encontraba un efecto positivo y estadísticamente significativo del bono, los resultados del modelo robusto muestran una reducción importante en la magnitud del coeficiente asociado a la interacción did ($d_i * t$),

pasando de 14.9 a 6.9 puntos porcentuales en el modelo lineal de probabilidad (LPM). Asimismo, en el modelo logit, el odds ratio asociado al tratamiento cae de aproximadamente 2.0 a 1.42, lo que implica que los niños beneficiarios tienen un 42% más de probabilidades de cumplir con el esquema de controles, frente al 100% que sugería el modelo inicial.

Sin embargo, este efecto pierde significancia estadística en ambas especificaciones ($p > 0.05$), lo cual impide afirmar con certeza que el programa haya generado un impacto causal en el cumplimiento de los controles de salud infantil. Este hallazgo evidencia que el modelo inicial probablemente sobreestimaba el efecto del bono, esto podría ser debido a diferencias preexistentes entre beneficiarios y no beneficiarios. Los resultados se evidencian en la siguiente tabla:

Tabla Nro.21: Impacto del Bono 1000 Días en el cumplimiento de controles de niño sano al día (niños <2 años) modelo robusto

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Logit	
		Coefficiente (Log-Odds)	Odds Ratio (OR)
Constant	0.3126* (0.1366)	-0.7779 (0.6024)	0,4594
di	0.0925* (0.0397)	0.3924* (0.1702)	1,4805
t	0.1167*** (0.0191)	0.4884*** (0.0806)	1,6297
did	0.0688 (0.0421)	0.3480. (0.1806)	1,4162
pobre	0.0258 (0.0273)	0.1214 (0.1346)	1,1291
Edad	0.0132 (0.0097)	0.0556 (0.0430)	1,0572
Edad 2	-2.44e-5 (0.0002)	-5.28e-5 (0.0008)	0,9999
Escolaridad	-0.0028 (0.0031)	-0.0139 (0.0139)	0,9862
Total, ocupados en el hogar	0.0021 (0.0207)	0.0080 (0.0899)	1,0081
Total, aportan a SS	0.0216 (0.0223)	0.0923 (0.0985)	1,0967
Total, integrantes del hogar	-0.0081. (0.0047)	-0.0345. (0.0206)	0,9661
Total, hijos vivos en el hogar	-0.0898*** (0.0099)	-0.3958*** (0.0458)	0,6731
Madre trabaja	0.0185 (0.0286)	0.0809 (0.1243)	1,0843
Madre aporta a la SS	0.0915 (0.0587)	0.4193 (0.2769)	1,5209
etnia = Indígena	-0.0477* (0.0216)	-0.2075* (0.0943)	0,8126
etnia = Afro	-0.0403 (0.0350)	-0.1731 (0.1513)	0,8410
etnia = Montubio	0.0202 (0.0405)	0.0915 (0.1790)	1,0959
etnia = Otro	-0.1083 (0.1096)	-0.4749 (0.5134)	0,6220
i(factor var=area,ref="Urbano")	0.0632*** (0.0173)	0.2750*** (0.0756)	1,3165
Dependent Var.:	cumple_msp	cumple_msp	
Family	OLS	Logit	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,590	5,590	
Squared Cor.	0.07144	0.07219	
Pseudo R2	0.08186	0.08579	
BIC	7,837.6	7,459.0	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Variable dependiente: cumple_msp (1 si el menor cumplió el control a el tiempo 0 caso contrario)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef). OR = Odds Ratio (exp(β)).

OR > 1 indica mayor probabilidad de que el control prenatal se realizó a tiempo; OR < 1 indica menor probabilidad.

En la tabla anterior se puede evidenciar que, más allá del efecto principal del tratamiento, el modelo robusto revela asociaciones relevantes con varias covariables estructurales. El número de hijos vivos se mantiene como el factor de riesgo más importante, con un efecto negativo y

altamente significativo ($p < 0.01$) en ambas especificaciones. Este resultado confirma que una mayor carga de cuidado representa una barrera persistente para el cumplimiento del esquema de controles, incluso entre beneficiarios del programa.

Asimismo, la residencia rural continúa mostrando una asociación positiva y significativa ($p < 0.01$), lo que podría reflejar una mayor efectividad de las estrategias de atención primaria desplegadas en zonas rurales, como brigadas móviles o visitas domiciliarias, aunque este resultado debe interpretarse con cautela ante posibles sesgos de reporte o diferencias en acceso territorial.

En cuanto a la variable étnica, la brecha en el cumplimiento se acentúa. Los niños pertenecientes a hogares indígenas presentan una menor probabilidad de cumplir con el calendario de controles en comparación con el grupo de referencia (mestizos), y este efecto es ahora estadísticamente significativo al 5%. Este hallazgo pone en evidencia posibles barreras culturales, lingüísticas o estructurales que persisten incluso después de controlar por factores socioeconómicos.

Por otro lado, variables como la edad de la madre, la escolaridad y la afiliación a la seguridad social dejan de ser significativas en este modelo, lo que sugiere que su efecto podría estar mediado por otras dimensiones del entorno familiar o comunitario, o bien que su variabilidad es menor dentro del subconjunto de población efectivamente expuesta al tratamiento.

Impacto bono mil días en el primer control de niño sano

Como parte del análisis del impacto del Bono 1000 Días sobre los servicios de salud infantil, se incluye una evaluación específica sobre la oportunidad del primer control de niño sano, realizado dentro de los primeros 15 días posteriores al nacimiento, en concordancia con la

calendarización oficial del Ministerio de Salud Pública (MSP). Este indicador es particularmente relevante, ya que el contacto temprano con el sistema de salud es un componente crítico para prevenir complicaciones neonatales, detectar riesgos en la salud infantil y establecer un vínculo efectivo con los servicios de atención integral durante los primeros meses de vida.

En este apartado, se estima un modelo de diferencias en diferencias (DiD) similar al empleado en secciones previas, pero utilizando como variable una variable binaria que identifica si el niño accedió al primer control médico dentro del tiempo estipulado. La unidad de análisis continúa siendo el niño, y se emplean las mismas variables de control.

Este enfoque permite evaluar de forma rigurosa si el Bono 1000 Días se asocia con una mejora en la oportunidad del primer control postnatal, más allá del cumplimiento acumulado del calendario de salud infantil. Además, al tratarse de un punto crítico en la ruta de atención, los resultados de este análisis ofrecen insumos valiosos para comprender si el programa incentiva efectivamente el inicio temprano del seguimiento médico de los beneficiarios.

Los resultados del modelo principal, estimado bajo la estrategia de diferencias en diferencias (DiD), no muestran evidencia estadísticamente significativa de un efecto causal del bono sobre esta práctica sanitaria. El coeficiente de la interacción (did), que representa el impacto neto del programa en la población tratada, es negativo en ambas especificaciones (-0.0767 en el modelo LPM y -0.3279 en el modelo logit), pero carece de significancia estadística ($p > 0.10$ en ambos casos). Esto implica que, una vez controladas las tendencias temporales y las diferencias entre grupos, no puede atribuirse al bono una mejora significativa en la oportunidad del primer control neonatal. Eso se evidencia en la siguiente tabla:

Tabla Nro.22: Impacto del Bono 1000 Días en el cumplimiento del primer control de niño sano hasta 15 días del nacimiento (niños <2 años)
 modelo principal

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Logit	
		Coefficiente (Log-Odds)	Odds Ratio (OR)
Constante	0.3529** (0.1142)	-0.6478 (0.4861)	0,5232
d i	0.0953. (0.0512)	0.4142. (0.2365)	1,5132
t	0.0734*** (0.0144)	0.3123*** (0.0619)	1,3666
did	-0.0767 (0.0566)	-0.3279 (0.2612)	0,7204
Edad	0.0070 (0.0079)	0.0300 (0.0338)	1,0304
Edad 2	-0.0001 (0.0001)	-0.0004 (0.0006)	0,9996
Escolaridad	0.0071** (0.0022)	0.0302** (0.0096)	1,0307
Total, ocupados en el hogar	0.0115 (0.0175)	0.0493 (0.0759)	1,0506
Total, aportan a SS	-0.0423* (0.0213)	-0.1798* (0.0889)	0,8354
Total, integrantes del hogar	0.0006 (0.0042)	0.0027 (0.0180)	1,0027
Total, hijos vivos en el hogar	0.0044 (0.0077)	0.0184 (0.0330)	1,0186
Madre trabaja	-0.0286 (0.0241)	-0.1229 (0.1041)	0,8843
Madre aporta a la SS	0.0431 (0.0529)	0.1836 (0.2282)	1,2015
etnia = Indígena	0.0140 (0.0184)	0.0616 (0.0805)	1,0635
etnia = Afro	-0.0177 (0.0297)	-0.0738 (0.1243)	0,9289
etnia = Montubio	-0.0435 (0.0370)	-0.1827 (0.1541)	0,8330
etnia = Otro	-0.0834 (0.0594)	-0.3427 (0.2416)	0,7099
i(factor_var=area,ref="Urbano")	0.0697*** (0.0150)	0.2976*** (0.0641)	1,3467
Dependent Var.:	early15	early15	
Family	OLS	Logit	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,194	5,194	
Squared Cor.	0.01499	0.01502	
Pseudo R2	0.01082	0.01131	
BIC	7,327.2	6,993.6	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Variable dependiente: early15 (1 si el menor cumplió el control hasta los 15 días después de nacimiento; 0 caso contrario)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef). OR = Odds Ratio (exp(β)).

OR > 1 indica mayor probabilidad de que el control prenatal se realizó a tiempo; OR < 1 indica menor probabilidad.

Llama la atención que la dirección del efecto estimado sea contraria a la esperada: el signo negativo de did sugiere que el bono podría estar asociado con una reducción de aproximadamente 7.7 puntos porcentuales en la probabilidad de cumplimiento temprano, aunque esta diferencia no es concluyente desde el punto de vista estadístico. El signo negativo del coeficiente did sugiere

que el bono se asoció con un aumento en el tiempo transcurrido hasta el primer control. En otras palabras, los datos apuntan a que el control se realizó más tarde en el grupo que recibió el bono.

Entre los factores de control, se destacan:

- Escolaridad materna muestra un efecto positivo y significativo ($p < 0.01$), indicando que cada año adicional de educación se asocia con una mayor probabilidad de que el control se realice dentro del periodo recomendado.
- Residencia en zona rural también presenta una asociación positiva y robusta (coef. = 0.2976 en el modelo logit, $p < 0.01$), lo que podría reflejar el efecto de intervenciones comunitarias o brigadas de salud en territorios rurales, donde los servicios de atención primaria suelen tener mayor penetración logística y comunitaria.
- Asimismo, se observa una mejora significativa en la segunda ronda de la encuesta (variable t), lo que podría estar capturando una tendencia general del sistema de salud hacia una mejor cobertura o eficiencia en la atención neonatal, independientemente del programa.

En conjunto, estos hallazgos indican que, en su formulación inicial, el Bono 1000 Días no tuvo un impacto estadísticamente comprobado en mejorar el cumplimiento oportuno del primer control infantil. Este resultado no invalida la importancia del programa, pero sí sugiere la necesidad de reforzar los componentes no monetarios de la política pública, tales como la información, el acompañamiento territorial o la coordinación efectiva entre actores del sistema de salud.

Si bien los resultados del modelo anterior se estimaron exclusivamente para la población en condición de pobreza, el análisis de la base de datos de la ENDI —en sus dos rondas— evidencia que 668 niños menores de 2 años recibieron el Bono 1000 Días sin estar clasificados

como pobres al momento del levantamiento. Por esta razón, el modelo robusto amplía la muestra e incluye a toda la población que reportó recibir el beneficio, independientemente de su condición socioeconómica. Esta estrategia permite capturar de forma más precisa la heterogeneidad real en la fase inicial de implementación del programa, en la que pudieron ocurrir errores de focalización, procesos de movilidad económica de los hogares o situaciones no reflejadas en la clasificación original de pobreza.

Para garantizar la comparabilidad entre los grupos de tratamiento y control, se aplicaron ponderadores derivados de un modelo de Propensity Score Matching (PSM), estimado sobre el periodo previo al tratamiento. Este enfoque permite identificar el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATT), asegurando un adecuado balance de las covariables observables previas a la intervención y reduciendo el sesgo de selección.

A diferencia del modelo principal, que se restringe a hogares en situación de pobreza, este modelo robusto permite una estimación más generalizable al universo de beneficiarios reportados, y proporciona una prueba metodológica más exigente al comparar los resultados bajo un diseño ampliado, sin sacrificar la validez interna del análisis.

En la siguiente tabla se detallan los resultados del modelo robusto, que corrige el sesgo de selección mediante ponderadores derivados de un modelo de puntaje de propensión (Propensity Score Matching – PSM), indican que no existe evidencia estadísticamente significativa de que el Bono 1000 Días haya incrementado la probabilidad de que los niños beneficiarios accedan a su primer control de salud en los primeros 15 días de vida.

El coeficiente de la interacción did , que representa el efecto diferencial del programa sobre el grupo tratado, es negativo tanto en el modelo lineal de probabilidad (-0.0413, $p > 0.10$) como en el modelo logit (-0.1727, $p > 0.10$). Si bien la dirección del efecto sugiere una reducción

en la probabilidad de cumplimiento oportuno, la falta de significancia estadística impide establecer inferencias sólidas. En otras palabras, el efecto observado podría deberse al azar, y no a una relación causal atribuible al programa.

Tabla Nro.23: Impacto del Bono 1000 Días en el cumplimiento del primer control de niño sano hasta 15 días del nacimiento (niños <2 años) modelo robusto

Variables	Modelo: OLS	Modelo: Logit	
		Coefficiente (Log-Odds)	Odds Ratio (OR)
Constant	0.4041** (0.1368)	-0.4250 (0.5930)	0,6538
d i	0.0758. (0.0395)	0.3284. (0.1825)	1,3888
t	0.0565** (0.0191)	0.2419** (0.0822)	1,2737
did	-0.0413 (0.0421)	-0.1727 (0.1953)	0,8414
pobre	-0.0469 (0.0288)	-0.2187 (0.1363)	0,8036
Edad	0.0086 (0.0098)	0.0371 (0.0422)	1,0378
Edad 2	-0.0001 (0.0002)	-0.0005 (0.0007)	0,9995
Escolaridad	0.0077* (0.0031)	0.0338* (0.0135)	1,0343
Total, ocupados en el hogar	0.0104 (0.0205)	0.0452 (0.0896)	1,0463
Total, aportan a SS	-0.0245 (0.0228)	-0.1081 (0.0984)	0,8975
Total, integrantes del hogar	-0.0039 (0.0048)	-0.0169 (0.0207)	0,9833
Total, hijos vivos en el hogar	-0.0014 (0.0102)	-0.0061 (0.0442)	0,9939
Madre trabaja	-0.0226 (0.0284)	-0.0994 (0.1240)	0,9054
Madre aporta a la SS	0.0557 (0.0643)	0.2473 (0.2905)	1,2806
etnia = Indígena	-0.0123 (0.0217)	-0.0558 (0.0953)	0,9457
etnia = Afro	-0.0308 (0.0358)	-0.1309 (0.1508)	0,8773
etnia = Montubio	-0.0724. (0.0433)	-0.3082. (0.1801)	0,7347
etnia = Otro	-0.0930 (0.1234)	-0.4073 (0.5199)	0,6655
i(factor var=area,ref="Urbano")	0.0713*** (0.0172)	0.3125*** (0.0756)	1,3668
Dependent Var.:	early15	early15	
Family	OLS	Logit	
S.E.: Clustered	by: id_mef	by: id_mef	
Observations	5,590	5,590	
Squared Cor.	0.01418	0.01418	
Pseudo R2	0.04465	0.04574	
BIC	7,800.7	7,440.5	

Fuente: INEC / ENDI

Elaborado: Autor

Notas: Errores estándar robustos agrupados por madre (id_mef) entre paréntesis.

Significancia: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * 0.1 . 1

Variable dependiente: primer_control_15d (1 si el menor cumplió el control hasta los 15 días después de nacimiento; 0 caso contrario)

Errores estándar robustos agrupados por madre (cluster = id_mef). OR = Odds Ratio (exp(β)).

OR > 1 indica mayor probabilidad de que el control prenatal se realizó a tiempo; OR < 1 indica menor probabilidad.

Este hallazgo contrasta con las hipótesis planteadas sobre la capacidad del bono para incentivar el contacto temprano con el sistema de salud. De hecho, el hecho de que el coeficiente no solo sea no significativo, sino negativo, plantea interrogantes sobre la efectividad del programa en modificar comportamientos en la ventana crítica del recién nacido. La evidencia empírica sugiere que la transferencia monetaria, en su configuración actual, no ha sido suficiente para garantizar el cumplimiento de este hito esencial del cuidado infantil.

Adicionalmente, el modelo ofrece hallazgos importantes:

- La escolaridad materna muestra un efecto positivo y estadísticamente significativo en ambas especificaciones, lo que reafirma su rol como determinante clave en la adopción temprana de prácticas preventivas en salud infantil.
- La residencia rural se asocia de manera positiva con el cumplimiento del control oportuno, lo cual puede reflejar la efectividad de estrategias implementadas en el primer nivel de atención, como brigadas móviles o cobertura prioritaria en zonas rurales, desafiando así la noción tradicional de desventaja geográfica.
- Variables como la edad materna (y su forma cuadrática), las categorías étnicas y los indicadores de afiliación a la seguridad social no presentan efectos estadísticamente significativos en esta especificación. Este resultado sugiere que, una vez controlado el sesgo de selección y balanceadas las covariables, dichos factores no tienen un peso explicativo relevante en la probabilidad de cumplimiento del primer control neonatal.

En conjunto, el modelo robusto contribuye a una interpretación más realista y mesurada del efecto del Bono 1000 Días. Si bien el programa ha sido concebido como una política integral de apoyo a la primera infancia, los datos indican que su efecto directo sobre la oportunidad del

primer control de salud es, en el mejor de los casos, limitado o nulo. Estos resultados invitan a repensar el diseño operativo del programa, integrando componentes no monetarios como visitas domiciliarias, recordatorios activos, seguimiento comunitario o articulación más estrecha con el sistema de salud territorial. El impacto esperado sobre indicadores tan sensibles como el control de salud en los primeros 15 días no parece materializarse únicamente a través de transferencias condicionadas o sensibilización general.

Desde una perspectiva técnica, el uso del modelo robusto refuerza la credibilidad del hallazgo, al demostrar que la estimación controla adecuadamente por posibles diferencias iniciales entre los grupos. El hecho de que el resultado no sea significativo no invalida el programa, pero sí subraya la importancia de complementar las intervenciones monetarias con estrategias más directas y focalizadas en la modificación de comportamientos específicos de cuidado en salud.

Conclusiones

En ambas rondas de la ENDI, el análisis descriptivo permitió evidenciar que casi todas las madres reportan al menos un control prenatal y el promedio de controles aumenta entre 2022–2023 y 2023–2024 en beneficiarias y no beneficiarias. Entre beneficiarias el incremento es mayor, lo que sugiere mayor intensidad de uso de servicios conforme el programa madura. El cumplimiento del estándar MSP (≥ 5 controles) ya es alto en todos los grupos y mejora en el tiempo, con ventaja sostenida para quienes reciben el bono. En cambio, el umbral OMS (≥ 8 contactos) sigue siendo un desafío: menos de la mitad lo alcanza, aunque las beneficiarias muestran la mejora interanual más grande, acercándose más rápidamente a la meta internacional. Esto apunta a que el programa podría estar elevando la frecuencia de la atención, no solo el acceso mínimo.

En controles de niño sano, el análisis descriptivo muestra una señal favorable para los hogares con bono: hacia los 24 meses, sus promedios acumulados alcanzan o superan la meta de 12 controles, con mejoras interanuales también observadas en los no beneficiarios. Esta narrativa se ve respaldada, en primera instancia, por el modelo principal (muestra pobre), donde el estimador DiD sobre `cumple_msp` es positivo y estadísticamente significativo ($\approx +14,9$ p.p.). Sin embargo, al aplicar el modelo robusto —muestra ampliada con ponderación IPW-ATT para corregir sesgo de selección— el efecto se reduce a $\approx +6,9$ p.p. y pierde significancia estadística (asimismo, el Logit arroja OR $\approx 1,42$ sin significancia). La lectura sustantiva es que la evidencia de impacto no es robusta a especificaciones más exigentes; por tanto, el mejor desempeño observado descriptivamente es compatible con diferencias preexistentes y cambios de composición, más que con un efecto causal concluyente del bono.

Respecto a los controles prenatales, los descriptivos ofrecen un mensaje mixto: persiste un rezago en la captación temprana (primer trimestre), mientras que en intensidad se observan mejoras y un acercamiento al estándar OMS (≥ 8 contactos). El modelamiento econométrico aclara esa ambigüedad: no se identifica un efecto causal estadísticamente significativo del Bono 1000 Días ni en la cantidad total de controles (modelos OLS/Poisson, muestra principal y robusta) ni en la oportunidad del primer control. Los signos son en general coherentes con un posible adelanto, pero los intervalos de confianza incluyen el nulo y las magnitudes son acotadas. Si bien la muestra retrospectiva es amplia, la baja proporción de tratadas en el periodo posterior limita la capacidad para detectar efectos pequeños. En conjunto, la evidencia disponible no permite atribuir al programa un impacto causal detectable sobre la asistencia a controles prenatales.

Con base en el análisis descriptivo y los modelos de diferencias-en-diferencias (principal y robusto), no se identifica un efecto causal estadísticamente significativo del Bono 1000 Días sobre la asistencia a controles preventivos; la utilización de servicios parece estar más asociada a determinantes estructurales que la transferencia por sí sola no resuelve. En particular, el capital humano materno (escolaridad) muestra una asociación positiva y consistente —especialmente en oportunidad prenatal y número de controles—, mientras que el aseguramiento formal presenta asociaciones favorables en varias especificaciones, aunque su efecto se atenúa y puede perder significancia en modelos más exigentes (muestra ampliada y ponderación ATT). En contraste, la carga de cuidados (mayor número de hijos vivos) se vincula de forma negativa y robusta con la asistencia, y se observan brechas étnicas persistentes: la pertenencia a pueblos y nacionalidades indígenas se asocia sistemáticamente con menor cumplimiento.

A la luz de los resultados que no identifican un efecto causal estadísticamente significativo del bono sobre los hitos tempranos la transferencia debe articularse con habilitadores no monetarios para mover el primer control prenatal (≤ 12 semanas) y el primer control de niño sano (≤ 15 días), y para sostener la continuidad del esquema preventivo. Entre estos habilitadores destacan: recordatorios y citas preasignadas, visitas domiciliarias, mediación intercultural y apoyos logísticos (transporte y cuidado de otros hijos) que reduzcan fricciones de tiempo y acceso. En concreto, la política pública debería complementar la transferencia con: búsqueda activa de gestantes para la captación temprana, navegación de servicios (acompañamiento para trámites y derivaciones), e intervenciones interculturales focalizadas que cierren de forma eficaz las brechas observadas en población indígena.

Los resultados deben interpretarse con cautela: la evidencia empírica disponible no es concluyente respecto de la efectividad del programa en los indicadores de salud infantil analizados. Los hallazgos podrían estar influidos por (i) limitaciones de potencia estadística, dado el tamaño relativamente pequeño del grupo tratado en el periodo posterior y la baja frecuencia de algunos desenlaces; (ii) errores de medición en variables de cumplimiento (autorreporte/recuerdo y posibles desalineaciones temporales entre exposición y medición); y (iii) heterogeneidades no observadas que el modelo no captura. En este sentido, se recomienda profundizar el análisis con mayores rondas de datos y/o con estrategias de identificación más precisas.

El estudio se centra en efectos de corto plazo sobre el cumplimiento de condicionalidades y no evalúa resultados antropométricos o nutricionales de largo plazo. Por tanto, estos hallazgos constituyen una primera aproximación empírica que deberá complementarse mediante seguimiento longitudinal y triangulación con fuentes administrativas del MSP para fortalecer la validez externa y reducir sesgos de medición.

Desde el punto de vista metodológico, la combinación de un enfoque cuasi-experimental de diferencias-en-diferencias con ponderaciones por puntaje de propensión (ATT/IPW) y pruebas de robustez aporta validez interna razonable a las estimaciones; sin embargo, estas herramientas no eliminan completamente el riesgo de sesgo por omisión de variables no observadas ni garantizan la generalización de los resultados a otros contextos o cohortes.

Aunque se emplearon modelos alternativos y muestras ampliadas, el número de beneficiarios capturados por la encuesta sigue siendo relativamente reducido en ciertos cortes (p. ej., estratificaciones o desenlaces tempranos), lo que disminuye la potencia para detectar efectos causales modestos y puede explicar la falta de significancia en algunos análisis.

Quizás la transferencia monetaria del Bono 1000 Días no es suficiente por sí sola y, como sugieren Meller y Litschig (2014), un componente directo de suplementación nutricional podría potenciar los resultados en salud, más allá de la simple asistencia al control.

Estos resultados econométricos, que muestran un impacto nulo, son consistentes con el diagnóstico institucional realizado por Vaca (2018) para periodos anteriores. La evidencia sugiere que Ecuador enfrenta un problema estructural de 'falla de implementación' en el territorio. Como señala Vaca, sin una articulación efectiva que conecte a la familia con el centro de salud (más allá de entregar el dinero), las barreras de acceso persisten, lo que explica por qué la transferencia monetaria del Bono 1000 Días no logra por sí sola adelantar el primer control prenatal.

Desde 2007, el Banco Mundial ya advertía que el ingreso monetario no es suficiente si no se resuelven las barreras estructurales de acceso a servicios. Los resultados de la presente investigación (efecto nulo en controles prenatales) confirman esta advertencia histórica: poner dinero en el bolsillo de las familias (Bono) no garantiza automáticamente el uso de servicios de

salud si persisten las barreras de calidad, distancia o cultura que el Banco Mundial identificó hace casi dos décadas.

La falta de impacto robusto en ciertos indicadores podría reflejar también las tensiones de gobernanza señaladas por Torres et al. (2024). Si el Bono 1000 Días opera en un entorno donde la política nutricional prioriza alianzas corporativas sobre cambios estructurales en el sistema alimentario, la transferencia monetaria corre el riesgo de convertirse en una medida paliativa aislada. Sin un marco regulatorio fuerte que proteja la salud materno-infantil de los determinantes comerciales, el incentivo económico del bono podría verse contrarrestado por un entorno que no favorece decisiones saludables reales.

La persistencia de brechas significativas en el cumplimiento de controles entre población indígena y mestiza, identificada en este estudio, resuena con los hallazgos de Morocho Quinchuela et al. (2023) en Tungurahua. Al igual que su análisis VIKOR sugiere la necesidad de soluciones diferenciadas según el contexto local, los resultados econométricos confirman que una política uniforme (el Bono) tiene penetración desigual. Esto valida la necesidad de que la transferencia monetaria se complemente con estrategias de focalización territorial que atiendan las barreras específicas de las comunidades rurales e indígenas, más allá del incentivo económico.

Los resultados econométricos, identifican a la carga familiar y la ocupación del hogar como barreras para el cumplimiento oportuno, son consistentes con la dinámica de 'restricción de tiempo' descrita por Andrade y Gil (2023). Al igual que el empleo materno puede generar un conflicto entre generar ingresos y dedicar tiempo al cuidado, la transferencia del Bono 1000 Días se inserta en hogares donde la 'pobreza de tiempo' es una barrera estructural. Esto explicaría por qué, a pesar del incentivo monetario, las madres con mayor carga de ocupaciones o hijos no logran adelantar significativamente sus controles de salud.

Mientras que Ponce y Ramos-Martin (2017) encontraron que las transferencias monetarias en Ecuador logran mejorar la diversidad dietética (un comportamiento de consumo directo), los resultados de la presente investigación indican un impacto nulo en la oportunidad de los controles prenatales y de niño sano. Esta discrepancia sugiere que el incentivo monetario es eficaz para resolver problemas de mercado (falta de dinero para comprar comida variada), pero es insuficiente para resolver problemas de acceso a servicios públicos. A diferencia de la compra de alimentos, asistir a un control de salud implica costos de transacción (tiempo, transporte, trato del personal) que el dinero del bono no elimina automáticamente, lo que explicaría por qué observamos mejoras en el consumo pero no necesariamente en la utilización oportuna de servicios de salud.

Referencias bibliográficas

- Melesse, M., Zgambo, M., Dube, L., Chitekwe, S., & Mutisya, M. (2020). The triple burden of malnutrition among mother–child pairs in low-income and middle-income countries: a multilevel analysis of demographic and health surveys in 32 countries. *BMJ Global Health*
- Andrade, J., & Gil, J. (2023). Maternal employment and child malnutrition in Ecuador. *International Journal of Environmental Research and Public Health*.
- Banco Mundial. (2021). World Bank support to reducing child undernutrition: An independent evaluation. *World Bank Group*.
- Baraki, D. G., Gebreayezgi, M. M., Gebremedhin, H. G., Tekle, D. Y., Fissaha, A. D., & Assefa, A. A. (2023). Determinants of Stunting among Children Aged 6 to 59 Months in Ethiopia: A Cross-Sectional Study Using the 2019 Demographic and Health Survey. *Healthcare* .
- Becker, G. S. (1993). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bernal, R., & Peña, X. (2012). *Guía práctica para la evaluación de impacto*. Bogotá: Uniandes.
- Fiszbein, A., & Schady, N. (2009). *Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Fundación CRISFE. (2021). Desnutrición crónica infantil: Determinantes sociales y económicos en Ecuador. *Fundación CRISFE*.
- Gaarder, M. M. (2012). Conditional cash transfers and health: The case of the Bono de Desarrollo Humano in Ecuador. *Inter-American Development Bank (IDB)*.

- Hincapie, O., Dvoretzkiy, S., DeWitt, T., Gracia, D., Misas, J., Gomez, G., & Montenegro, C. (2022). The pediatric global burden of stunting: Focus on Latin America. *Lifestyle Medicine*.
- López, E. A., Melo, B., & Moreno, L. (2024). Efectos de la pandemia de COVID-19 en la provisión, utilización y oportunidad de vacunación en niños menores de cinco años en Ecuador. *BMC Public Health*.
- Lukman M, Y., Andi, S., Veni , H., & Syafar, M. (2020). Determinants of stunting in children under five years of age in the Bone regency. *ScienceDirect*.
- Meller, M., & Litschig, S. (2014). Saving lives: Evidence from a conditional food supplementation program. *Journal of Human Resources*.
- Ministerio de Salud Pública del Ecuador. (2019). *Norma técnica para el control prenatal integral y continuo*. Quito.
- Morocho Quinchuela, F. B., Moya Arizaga, J. M., & Prado Quilambaqui, J. (2023). VIKOR analysis on malnutrition in Tungurahua and its impact on children. *Revista Cubana de Investigaciones Biomédicas*.
- Oosterbeek, H., Ponce, J., & Schady, N. (2010). The impact of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Ecuador. *The Journal of Development Studies*.
- Ponce, J., & Antón, J. I. (2023). The long-term impact of (un)conditional cash transfers on labour market outcomes in Ecuador. *arXiv*.
- Ponce, J., & Antón, J. I. (2023). The long-term impact of (un)conditional cash transfers on labour market outcomes in Ecuador. *arXiv*.
- Ponce, J., & Antón, J. I. (2023). The long-term impact of (un)conditional cash transfers on labour market outcomes in Ecuador. *arXiv*.

- Ponce, J., & Martínez, A. (2013). Determinants of prenatal care use in Ecuador: A cross-sectional study. *Revista Panamericana de Salud Pública*.
- Ponce, J., & Ramos-Martin, J. (2017). Impact of two policy interventions on dietary diversity in Ecuador. *Public Health Nutrition*.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. New York: Oxford University Press.
- Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. (2008). *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. New Haven: Yale University Press.
- Torres, I., Villalba, J. J., López-Cevallos, D. F., & Galea, S. (2024). Governmental institutionalization of corporate influence on national nutrition policy and health: A case study of Ecuador. *The Lancet Regional Health – Americas*.
- UNICEF. (2021). *www.unicef.org*. Obtenido de https://www.unicef.org/laos/ensuring-healthy-start-first-1000-days-0?utm_source=chatgpt.com
- UNICEF. (2023). *Undernourished and overlooked: A global nutrition crisis in adolescent girls and women*. New York: UNICEF.
- UNICEF. (2023). *Undernourished and overlooked: A global nutrition crisis in adolescent girls and women*.
- UNICEF, OMS, Banco Mundial . (2023). *Joint child malnutrition estimates: Levels and trends in child malnutrition*.
- Vaca, M. M. (2018). When policies fail: Challenges for reducing chronic child malnutrition in Ecuador. *Reforma y Democracia*.
- World Bank. (2007). *Nutritional failure in Ecuador: Causes, consequences, and solutions*. Washington, DC: World Bank.

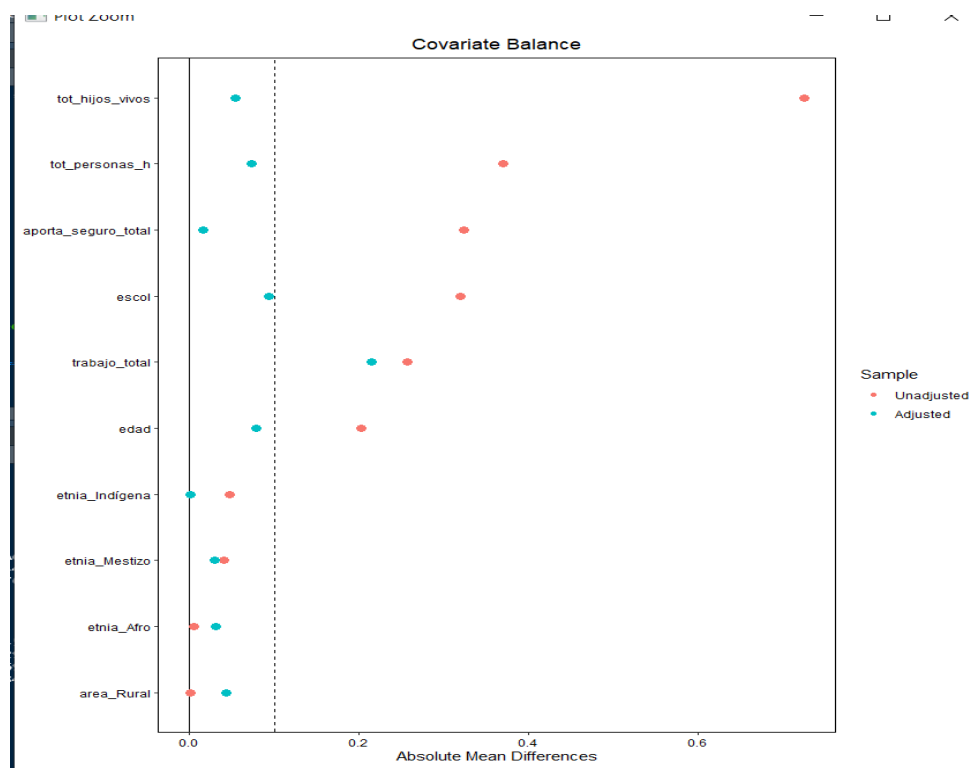
World Health Organization. (2016). *WHO recommendations on antenatal care for a positive pregnancy experience*. World Health Organization.

World Health Organization. (2016). *WHO recommendations on antenatal care for a positive pregnancy experience*. Geneva: World Health Organization.

Anexos

Anexo 1: Ponderación por puntaje de propensión (IPW-ATT) – Controles prenatales

Variable	Diferencia No Ajustada (Diff.Un)	Diferencia Ajustada (Diff.Adj)
tot hijos vivos	-0.7245	0.0540
tot_personas_h	-0.3695	0.0740
aporta_seguro_total	0.3238	0.0162
escol	0.3199	0.0935
trabajo_total	-0.2566	-0.2154
edad	-0.2029	0.0794
area Rural	-0.0007	-0.0439
etnia Indígena	-0.0471	0.0019



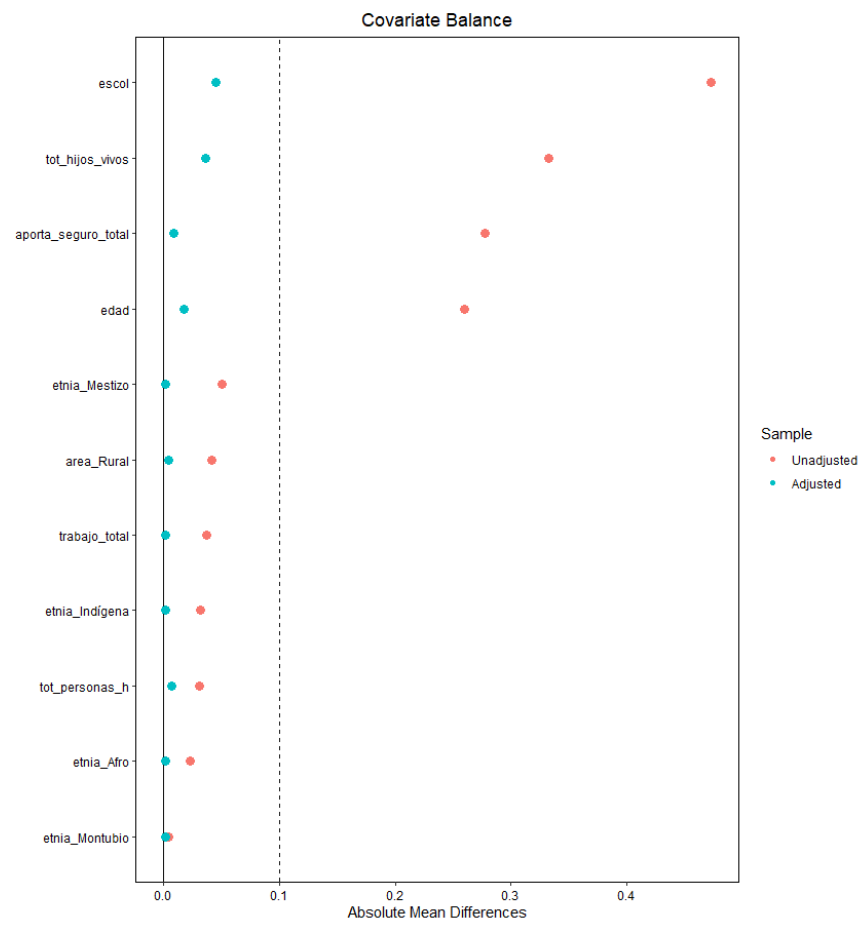
El Gráfico y la tabla del anexo 1 evidencian una reducción drástica en el sesgo de selección observable tras aplicar los pesos ATT. antes del ajuste (Puntos Rojos / Diff.Un): Existían diferencias muy marcadas entre los grupos.

El grupo tratado tenía significativamente menos hijos (Diff.Un = -0.72) y vivía en hogares más pequeños (-0.37) en comparación con el control. También tenían mayor escolaridad (+0.32) y mayor acceso a seguridad social (+0.32). En el Gráfico, variables como tot_hijos_vivos (punto rojo en el extremo derecho) superaban largamente el umbral de 0.1, indicando un fuerte desbalance inicial.

Después del ajuste (Puntos Azules / Diff.Adj): La ponderación corrigió eficazmente estas disparidades. Todas las diferencias estandarizadas absolutas se redujeron significativamente. Variables críticas como tot_hijos_vivos pasaron de una diferencia de -0.72 a solo 0.05, y edad se redujo a 0.07. En el gráfico, todos los puntos azules (Adjusted) se alinean ahora verticalmente a la izquierda, por debajo o muy cerca de la línea punteada del umbral de 0.1 (con la excepción menor de trabajo_total que se redujo pero sigue algo por encima). Esto confirma que la muestra ponderada logró construir un grupo de control contrafactual válido y comparable al grupo de tratamiento en sus características observables basales.

Anexo 2: Ponderación por puntaje de propensión (IPW-ATT) – Controles de niño sano

Variable	Diferencia No Ajustada (Diff.Un)	Diferencia Ajustada (Diff.Adj)
escol	0.4727	-0.0450
tot_hijos_vivos	-0.3326	0.0363
aporta_seguro_total	0.2777	0.0091
edad	-0.2596	0.0176
trabajo_total	-0.0369	0.0016
area_Rural	-0.0421	0.0043
etnia_Indígena	-0.0322	0.0017
tot_personas_h	-0.0314	0.0075



El Gráfico y la Tabla del anexo 2 demuestran la efectividad crítica del procedimiento de ponderación en esta submuestra:

Desbalance Inicial Severo (Puntos Rojos): Antes del ajuste, las diferencias entre beneficiarios y no beneficiarios eran sustanciales. La diferencia más notable se observaba en la escolaridad materna (escol), con una desviación estandarizada de 0.47 (muy por encima del umbral aceptable), indicando que las madres beneficiarias tenían niveles educativos significativamente diferentes. También existían fuertes desbalances en el número de hijos vivos (-0.33), el acceso a seguridad social (0.28) y la edad materna (-0.26). Corrección Exitosa (Puntos Azules): La aplicación de los pesos ATT logró eliminar virtualmente estas discrepancias. La diferencia en escolaridad se redujo drásticamente de 0.47 a -0.04.

Todas las demás variables, incluyendo hijos vivos y edad, quedaron con diferencias estandarizadas ajustadas cercanas a cero (todas < 0.05). Visualmente, el Gráfico muestra una alineación perfecta de los puntos azules (Adjusted) cerca de la línea vertical de cero, confirmando que los grupos comparados en el modelo robusto son estadísticamente equivalentes en sus características observables.