



Vacunación en Ecuador, factores que van más allá de la biología

Vaccination in Ecuador, factors that go beyond biology

Alfredo Alexander Loja-Villalta

Investigador independiente, Cuenca, Ecuador

alfredoa.loja@ucuenca.edu.ec

 <https://orcid.org/0009-0004-2299-6133>

Erika Vanessa Arce-Maldonado

Investigador independiente, Cuenca, Ecuador

erikav.arce@ucuenca.edu.ec

 <https://orcid.org/0009-0006-5064-2089>

Recepción: 13/07/2025 | Aceptación: 23/09/2025 | Publicación: 29/09/2025

Cómo citar (APA, séptima edición):

Loja-Villalta, A. & Arce-Maldonado, E. (2025). Vacunación en Ecuador, factores que van más allá de la biología. *INNOVA Research Journal*, 10(3), 146-173.

<https://doi.org/10.33890/innova.v10.n3.2025.2834>

Resumen

La vacunación es una de las herramientas claves tanto para el sector de la salud como el económico, puesto que previene la propagación de enfermedades reduciendo así la presión sobre dichos sistemas. En los últimos años se ha evidenciado una reducción en la cobertura de vacunación en Ecuador influenciada por varios factores tanto sociales, informativos como estructurales. Por lo que, el presente estudio tiene como objetivo analizar cuáles son las características que inciden en la intención de vacunarse de la población ecuatoriana, utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) del IV trimestre del 2021, que incluye información sobre

vacunación contra COVID-19. Para la estimación de los resultados, y por las características de la fuente información empleada, se aplicó un modelo econométrico probabilístico con corrección por sesgo de selección mediante la metodología propuesta por Van de Ven & Van Praag (1981), puesto que, en este caso el interés por vacunarse solo puede ser observado en personas que aún no han sido inmunizadas, descartando a aquellas que sí lo fueron. Los resultados muestran que haber padecido la enfermedad, ser mujer, pertenecer a grupos étnicos distintos al mestizo, estar casado o viudo, residir en un hogar más numeroso y tener un jefe de hogar con empleo inadecuado o inactividad económica incrementan la probabilidad de manifestar interés por inocularse, mientras que mayor edad, nivel educativo e ingreso causan el efecto contrario. Los hallazgos demuestran que la decisión de vacunarse no es homogénea y está condicionada a distintos factores, lo cual debe considerarse al momento de aplicar políticas correctivas.

Palabras claves: vacunación, factor social, teoría de la decisión, Ecuador.

JEL: I12, I14, I31, C24

Abstract

Vaccination is one of the key tools for both the health and economic sectors, as it prevents the spread of disease, thereby reducing pressure on these systems. In recent years, there has been a reduction in vaccination coverage in Ecuador, influenced by various social, informational, and structural factors. Therefore, the present study aims to analyze the characteristics that influence the Ecuadorian population's intention to get vaccinated, using the National Survey of Employment, Unemployment, and Underemployment (ENEMDU) for the fourth quarter of 2021, which includes information on COVID-19 vaccination. To estimate the results, and due to the characteristics of the information source used, a probabilistic econometric model with selection bias correction was applied using the methodology proposed by Van de Ven & Van Praag (1981), since, in this case, interest in vaccination can only be observed in people who have not yet been immunized, ruling out those who have. The results show that having had the disease, being female, belonging to ethnic groups other than mestizo, being married or widowed, living in a larger household, and having a head of household with inadequate employment or economic inactivity increase the probability of expressing interest in being vaccinated, while older age, higher educational level, and higher income have the opposite effect. The findings show that the decision to get vaccinated is not homogeneous and is conditioned by different factors, which must be considered when implementing corrective policies.

Keywords: vaccination, social factor, decision theory, Ecuador.

JEL: I12, I14, I31, C24

Introducción

La vacunación comprende uno de los medios más eficaces para la prevención de enfermedades y su erradicación, como señala la autora Melo (2022), a nivel mundial en promedio, cada minuto gracias a las vacunas se salvan cinco vidas, evitando así aproximadamente tres millones de muertes anuales. Por ello, alcanzar altos niveles de inmunización en la población es vital para autoridades gubernamentales y de salud, sobre todo en poblaciones vulnerables.

En el siglo XX América Latina y el Caribe (ALC) era considerado un referente global en políticas de mitigación y erradicación de enfermedades como el sarampión, la viruela y la

poliomielitis. Evidenciándose dicha efectividad a principios del siglo actual, donde la región fue capaz de sobrellevar los desafíos y limitaciones sociodemográficas, llegando a los niveles más altos de cobertura. En el año 2004 el 96% de la población recibió la vacuna DTP (difteria, tétanos y la tos ferina) y BCG (Tuberculosis) (Organización Panamericana de la Salud, 2025; Organización Panamericana de la Salud & Organización Mundial de la Salud, 2025). No obstante, las condiciones actuales distan de las observadas a principios del siglo, en los últimos años la región pasó a ser una de las zonas con menor cobertura de inmunización, disminuyendo en un 18% entre 2012 y 2021.(Polo, 2023)

En Ecuador también es evidente la disminución de los niveles de vacunación, a pesar de que en décadas recientes el país logró avances significativos, especialmente en la población infantil, según datos de la Organización Panamericana de la Salud & Organización Mundial de la Salud (2025) en 2004 la cobertura de las vacunas DTP fue el 99%, a su vez de BCG fue del 100%, esto gracias a la implementación de esquemas completos y gratuitos que permitieron erradicar enfermedades como la rubéola, la poliomielitis y el sarampión, además de mantener bajo control otras patologías. Como resultado de esto, en la última década se ha evitado la muerte de aproximadamente 1,25 millones de niños (Melo, 2022). No obstante, desde el año 2012 y tras la pandemia de COVID-19, el sistema de salud ha evidenciado un debilitamiento, que junto con otros factores ha conllevado una disminución en la cobertura de vacunas, especialmente en zonas vulnerables.

Existen diversas razones atribuibles a esta situación, una de ellas es el acceso a medios de comunicación masivos, lo que ha causado un efecto adverso en la población: la desinformación. Al presente es común la difusión masiva de teorías que ponen en duda la efectividad y seguridad de los avances en la inmunización, generando retrocesos a nivel mundial y, por ende, brotes de enfermedades que se creían ya erradicadas como el sarampión (Siani, 2019). En este contexto, Césare et al. (2020) en su estudio aplicado en Brasil, señala que el aumento de búsquedas de información antivacunas en internet se ha asociado al bajo nivel de vacunación en el país. Resultados similares a la investigación de Searles et al. (2023), donde demuestran que la desconfianza a las vacunas está asociada a conductas de búsqueda de información y variables psicosociales.

Otro factor determinante es la desconfianza en las autoridades gubernamentales y sanitarias. Rodríguez Raga et al. (2023), en su investigación realizada para Colombia, demuestran que la población desconfía de la logística y procesos involucrados en la vacunación, más que en el contenido del medicamento. Por otra parte, múltiples estudios resaltan que son las condiciones sociodemográficas, como el nivel educativo, la pobreza o el acceso a servicios de salud, los que tienen gran influencia en el acceso a vacunación. Por ejemplo, se ha demostrado que el nivel de inmunización está directamente relacionado con la educación de la madre, puesto que una baja escolaridad hace que se descuide la importancia de la prevención. Así también, se señala que los hogares más vulnerables son aquellos con ingresos bajos o monoparentales. Además, se recalca que la falta de difusión de los beneficios ya sea a nivel masivo o por seguimiento del personal de salud generan esta falta de interés y por ende bajo nivel de vacunación, sobre todo en los sectores susceptibles. (Menéndez Mendoza et al., 2025; Tamir et al., 2025; Weis-Torres et al., 2020; Schellenberg et al., 2023)

Esta situación ha generado la reaparición de enfermedades anteriormente controladas, lo cual representa una seria preocupación para las instituciones sanitarias y el Estado. Desde un punto de vista económico, Jimbo-Sotomayor et al. (2022) demuestran que, aunque el retorno de la inversión (ROI) de la vacunación es negativo durante su primer año de aplicación, en las dos décadas siguientes este es positivo. Lo que resalta la idea de que la inmunización es eficiente no solo desde el punto de vista sanitario, sino también desde el económico, lo cual implica un punto clave para los tomadores de decisiones.

En este sentido, el presente estudio tiene como objetivo identificar los factores socioeconómicos que inciden en la decisión de las personas de vacunarse. Con dicho fin, se emplea información de tipo secundaria proveniente de la encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), correspondiente al IV trimestre del 2021. Esta fue seleccionada por ser la más reciente que contiene información sobre vacunación, en particular sobre COVID-19. A pesar de que esta es una enfermedad específica, en diversos estudios se ha demostrado que los factores que inciden en la vacunación tienden a repetirse independiente del tipo de enfermedad o vacuna. Para la estimación de los resultados se empleará un modelo econométrico probabilístico con corrección de sesgo de selección, con el fin de evitar resultados y, por ende, conclusiones erróneas, causados por posibles problemas de autoselección. Entre los principales resultados obtenidos se destaca que el ser mujer, pertenecer a grupos étnicos distintos al mestizo, estar casado o viudo, residir en un hogar más numeroso y tener un jefe de hogar con empleo inadecuado o inactividad económica incrementan la probabilidad de manifestar interés por inocularse.

Marco teórico

La vacunación es una de las estrategias clave en salud pública tanto para la prevención como la erradicación de enfermedades. No obstante, en los últimos años se ha evidenciado una disminución en los niveles de inoculación en América Latina y el Caribe, así como en Ecuador. Es vital para las autoridades sanitarias y gubernamentales entender las razones de esta tendencia y aplicar los correctivos necesarios.

En la literatura existen diversas teorías que explican la tendencia de este comportamiento, en donde proponen que el cuidado de la salud va mucho más allá de factores biológicos, existen otros factores externos que influyen directamente en la calidad de vida de una persona, mismos que van desde aspectos psicológicos hasta características socioeconómicas.

Una de éstas es el modelo de creencias de salud (MBS). Fue planteado en la década de 1950 por psicólogos sociales del servicio de salud pública de Estados Unidos, este buscaba comprender la disposición prudencial en salud, particularmente la incapacidad de la población para aceptar las medidas preventivas o pruebas de detección temprana de enfermedades asintomáticas. El modelo plantea qué dependiendo de cómo las personas perciben las amenazas deciden tomar acciones. Este ha sido aplicado desde la prevención de enfermedades catastróficas hasta la educación y promoción de salud. Sin embargo, hay que destacar que este es estático y tiene un limitado poder predictivo, dado que no toma en consideración la influencia cultural y social en el comportamiento de salud, asume que las decisiones son racionales y por tanto ignora la complejidad emocional de las personas. (Alyafei & Easton-Carr, 2024)

Así también, existen otros planteamientos acerca de cómo las personas toman decisiones respecto a inocularse, como es el modelo de las “3C” planteado por la Organización Mundial De La Salud (OMS) en 2014, mismo que busca describir cómo las personas toman decisiones sobre las vacunas desde tres perspectivas, incluyendo: 1) confianza: seguridad que a la persona le proporciona la vacuna; 2) conveniencia: la facilidad con la que una persona puede vacunarse; y 3) complacencia: el deseo de una persona de buscar una vacuna. Aunque se debe considerar que para llevar a cabo un estudio sobre este modelo se debería recurrir a la economía del comportamiento u otros elementos que generalmente no se encuentran en encuestas nacionales, dado que las mismas no incluyen aspectos psicológicos. (Hardin et al., 2023)

Por otra parte, la misma Organización Mundial de la Salud (2008) plantea otras teorías que buscan explicar la toma de decisiones de la población respecto a salud, propone que hay motivos que van mucho más allá de razones biológicas y psicológicas, por lo que estipula los “Determinantes Sociales de la Salud (DSS)”. Define a los mismos como fuerzas y sistemas que condicionan la vida cotidiana, estos pueden ser estructurales o intermedios; los primeros se refieren al contexto socioeconómico y político, donde el poder, así como la producción se distribuye de manera no equitativa entre los distintos grupos sociales, género y etnia, provocando desigualdad que repercute en inequidades en salud y bienestar. Respecto a los intermedios, estos se refieren a condiciones más próximas a la cotidianidad como son empleo, trabajo, vivienda, transporte, psicosociales, entre otras. Cabe resaltar que a los determinantes estructurales se los define como causantes de los intermedios.

Bajo lo antes expuesto, el interés del presente artículo es estudiar el trasfondo social que influyen en las condiciones existentes de vacunación, sobre todo porque la misma se ha visto fuertemente afectada por las amplias brechas sociales existentes. Existen diversos estudios que analizan la aceptación de las vacunas según condiciones sociales, como el aplicado por Agasse et al. (2024), en donde estudiaron los determinantes sociales para la aceptación de vacunación durante el embarazo en Florida, Estados Unidos, determinaron que un mayor nivel educativo y ser nacido en el extranjero implica una mayor aceptación. Así también, existe una diferencia de ser proclives a esta según la raza, dado que la media de vacunación de personas blancas es mayor.

Por otra parte, en un similar estudio aplicado por Gatwood et al. (2020) respecto a la vacuna de Neumococo, demuestran que las zonas rurales y aquellas con bajo nivel de alfabetización son propensas a tener menores niveles de inmunización, lo que enfatiza las brechas existentes e infraestructura sanitaria y distribución de campañas de vacunación entre las poblaciones. Resultados similares a los encontrados por Beall et al. (2025) en una investigación llevada a cabo en Canadá, referente a las vacunas de COVID-19, donde resaltan que en esta población se debe trabajar para que accedan a más información que permita disminuir las brechas. Mientras que, en una investigación aplicada en ALC por Diaz Puentes et al. (2024), demuestra que otros factores importantes en la decisión de vacunarse contra esta enfermedad en la región son la edad, el sexo y la etnia.

El primero de estos refleja la vulnerabilidad biológica frente a enfermedades, así como la autonomía de decisión; mientras que el sexo hace hincapié en las brechas existentes entre hombres y mujeres respecto al uso preventivo de atención médica y la socialización de este. Por

su parte, la etnia se vincula a factores estructurales de barreras y exclusión histórica, así como las desigualdades de acceso a programas de salud, lo que condiciona su cobertura y aceptación.

Estas investigaciones permiten comprender que la decisión de vacunarse no solo está relacionada con lo biológico, más bien son las condiciones estructurales y culturales las que condicionan las decisiones individuales y colectivas sobre salud.

Metodología

Modelo de Elección Binaria

Para abordar el problema descrito, se emplearán dos modelos de regresión con variable dependiente categórica binaria. En ambos casos la variable regresada, Y_i , es el interés manifestado por una persona no vacunada en vacunarse. Con el propósito de estimarlos, se parte del supuesto de que existe una variable continua no observable (Greene, 2012), Y_i^* , la cual mide el beneficio percibido, por el individuo, al decidir vacunarse. Dicha variable se representa como:

$$Y_i^* = X_i' \beta + u_i$$

En el que:

- X_i' es un vector de variables explicativas que recoge las características observables del individuo en cuestión
- β es el vector de parámetros asociado a cada una de las K -ésima variables explicativas y
- u_i representa el término de error aleatorio.

La variable observada Y_i adopta un valor binario siguiendo el signo de la no observable, de acuerdo con la siguiente regla de decisión:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

En este contexto, la probabilidad de que $Y_i = 1$ está dada por:

$$P(Y_i = 1 | X_i) = P(Y_i^* > 0) = P(X_i' \beta + u_i > 0) = P(u_i > -X_i' \beta)$$

Si la distribución de las perturbaciones es simétrica, esta expresión puede reescribirse como:

$$P(Y_i = 1 | X_i) = P(u_i < X_i' \beta) = F(X_i' \beta)$$

donde $F(\cdot)$ representa la función de distribución acumulada de los errores (Heij et al., 2004). Dada esta especificación se tiene que el modelo no es lineal en parámetros, el cual requiere una distribución simétrica (o aproximadamente simétrica) para el término de error, por lo que la literatura ha optado comúnmente por dos enfoques; el modelo Logit (Berkson, 1944) basado en una función logística y el Probit (Bliss, 1934), que asume una distribución normal estándar para los errores. La forma funcional del Logit se expresa como:

$$P_i = P(X_i) = \Lambda(X_i' \beta) = \frac{1}{1 + e^{-X_i' \beta}}$$

Donde:

Λ es la función de distribución Logística acumulada, y

P_i es la probabilidad de que el individuo i -ésimo esté interesado en inmunizarse.

Por su parte el modelo Probit, debido a la extensión en su formulación, se define como:

$$P_i = P(X_i) = \Phi(X_i'\beta)$$

en el cual, Φ es la función de distribución normal acumulada; ambas técnicas se estiman mediante el método de Máxima Verosimilitud (MV). Estas herramientas econométricas son usadas por encima del modelo de probabilidad lineal, ya que este último asume linealidad, generando que la variación en los regresores sea constante, lo que conlleva a deficiencias y limitaciones sumamente importantes. (Stock, 2012).

Además, es fundamental calcular los efectos marginales, ya que estos varían entre los individuos, la expresión generalmente usada es:

$$Emg_i = \frac{\partial P(X_i)}{\partial X_i} = f(X_i'\beta) * \beta_k$$

en ella, $f(.)$ es la función de densidad correspondiente, y β_k es el parámetro asociado al regresor X_{ik} ; esta fórmula es aplicable para los dos modelos mencionados. Es oportuno mencionar que dicho efecto puede ser calculado con valores X_i representativos, con la media de las variables explicativas, o en su defecto obtener un promedio general de dichos efectos para cada individuo. Sin embargo, en el caso de variables cualitativas, categóricas o dummy's, el efecto marginal se calcula por:

$$Emg_D = P(\underline{X}, D = 1) - P(\underline{X}, D = 0)$$

Pruebas de diagnóstico para la validación de los modelos de elección binaria

Como parte esencial del enfoque metodológico, se realizaron una serie de pruebas destinadas a identificar posibles problemas en los supuestos de la regresión, como mala especificación, multicolinealidad y/o heterocedasticidad (ver Tabla 1). La idea es asegurarse de que los resultados obtenidos no estén sesgados o distorsionados por dichos errores que, aunque no se ven a simple vista, pueden alterar la dirección de las relaciones obtenidas.

Tabla 1

Tests para detectar problemas de especificación, multicolinealidad y heterocedasticidad

Prueba	Descripción	Hipótesis Nula
Enlace de especificación, <i>Link test</i> , (Pregibon, 1980)	Esta prueba utiliza el cuadrado de la predicción ajustada como variable	El modelo está correctamente especificado ($H_0: \text{hat}^2 = 0$)

Prueba	Descripción	Hipótesis Nula
	adicional, y verifica su significancia estadística.	
Multicolinealidad	Se emplean dos medidas de diagnóstico: el test VIF (<i>Variance Inflation Factor</i>) y la tolerancia. Si el VIF es menor a 5, no hay un problema grave de multicolinealidad; mientras que si la tolerancia ¹ , es cercana a 0 existe colinealidad entre los regresores.	
Heterocedasticidad de Harvey (1976)	Test para corroborar el supuesto de homocedasticidad en modelos de elección discreta.	Existe Homocedasticidad

Modelo de Corrección por Sesgo de Selección

En el presente estudio se busca, además, reconocer la importancia de que muchas de las veces las muestras utilizadas no son completamente aleatorias, sino que presentan algún grado de sesgo adquirido de alguna manera. En este caso particular, al utilizar el cuestionario de la ENEMDU, como se verá más adelante, el interés por vacunarse solo puede ser observado en personas que aún no han sido inmunizadas, dado que, quienes recibieron al menos una dosis, se desconoce si su decisión fue voluntaria, por presión externa u obligatoria (Marinthe et al., 2024).

Esta restricción en las observaciones puede generar un problema de truncamiento selectivo, el cual es potencialmente grave si los individuos excluidos de la muestra difieren significativamente, en sus características de los incluidos, pues las estimaciones pueden ser sesgadas e inconsistentes, comprometiendo así la validez de las inferencias realizadas. (Cameron & Trivedi, 2005)

Para abordar este dilema, se recurre al enfoque propuesto por Heckman (1979), quien desarrolló un modelo de dos etapas para corregir el sesgo de selección en la muestra, aunque su propuesta original fue formulada para variables cuantitativas. Van de Ven & Van Praag (1981) extendieron este enfoque para variables dependientes binarias, lo cual resulta especialmente relevante para este estudio, dado que el interés en vacunarse se mide como una variable dicotómica. Este modelo se compone de dos ecuaciones:

$$I_j = (Z_i' \gamma + u_{1i} > 0)$$

$$Y_i = (X_i' \beta + u_{2i} > 0)$$

En la primera etapa se determina la ecuación de selección, la cual estima la probabilidad de que la variable dependiente sea observable, es decir, que la persona aún no haya sido vacunada.

¹ Es el inverso del VIF.

En dicha expresión Z'_i es el vector de variables independientes asociadas al estado mencionado y γ es el vector de parámetros correspondientes. En la segunda se aproxima la ecuación de resultado, que modela el interés por vacunarse (condicionado a que el individuo pertenezca al subconjunto no inmunizado). Ambas expresiones se calculan, al igual que la anterior, mediante máxima verosimilitud bajo el supuesto de una distribución bivariada de las perturbaciones, donde $u_1, u_2 \sim N(0; 1)$ y $Cov(u_1; u_2) = \rho$. Si ρ resulta significativamente distinta de cero se confirma la dependencia entre el proceso de selección y el resultado, justificando la necesidad de utilizar este tipo de modelo, lo que permite obtener estimaciones consistentes e insesgadas.

Datos

Para la presente investigación se utilizó, como fuente secundaria, las bases de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), realizadas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), en el cuarto trimestre de 2021, en los cuáles se había incorporado un banco de preguntas acerca de la vacunación COVID-19. Dichos datos permiten medir, evaluar la población contagiada durante la pandemia, e indicar las condiciones sociodemográficas de la población que estuvo, o no, vacunada y entender las razones por las cuales las no lo harían; no obstante, esta base no refleja la situación epidemiológica de las variantes que se presentaron en dicho periodo.

La variable dependiente, principal a abordar, es la intención de vacunarse contra la COVID-19 (Y_i), (véase la tabla No. 2), obtenida a partir de la pregunta incluida en el cuestionario: “¿Está interesado en vacunarse contra el COVID-19?” La respuesta es de tipo categórico binario, con la opción "Sí" (intención positiva) o "No" (sin intención de vacunarse), y cuenta con un total de 12.615 observaciones. No obstante, esta pregunta solo es aplicada a los encuestados que respondieron negativamente a una pregunta previa: “¿Ha recibido la vacuna contra el COVID-19?”, con un total de 85.409 observaciones.

En consecuencia, se está excluyendo aproximadamente el 85% (Véase Anexo No.1) de la muestra total, es decir, aquellos individuos que ya han sido vacunados. Por tanto, esta variable es de vital importancia en el desarrollo de la investigación, ya que su omisión podría comprometer la validez de los resultados y afectar la confiabilidad del modelo de regresión, tal como se discutió en la sección previa.

Tabla 2

Variables dependientes categóricas binarias

Simbolización de la variable	Descripción
Γ_i	0 si ha recibido la vacuna 1 no se ha inoculado
Y_i	0 no muestra interés en inocularse 1 si está interesado

Por su parte, las variables independientes fueron seleccionadas con base en la literatura especializada, así como investigaciones realizadas, entre las que destacan los trabajos de Díaz Puentes et al. (2024), Menéndez Mendoza et al. (2025), Tamir et al. (2025) y Schellenberg et al. (2023). A continuación, se presenta un cuadro que sintetiza la información recopilada.

Tabla 3*Descripción de variables independientes*

Variables	Simbología	Tipo	Descripción	Signo esperado
¿Se ha contagiado de Covid-19?	x_{i1j} con $j = 0,1,2$	Cualitativa (Nominal)	0 si no se ha contagiado 1 si se contagió 2 no sabe	(+)
Sexo	x_{i2j} con $j = 0,1$	Cualitativa (Nominal)	0 si es masculino 1 si es femenino	(+)
Edad	x_{i3}	Cuantitativa (Discreta)	medida en números enteros (Años cumplidos)	(+)
Etnia	x_{i4j} con $j = 0, \dots, 4$	Cualitativa (Nominal)	0 si se considera mestizo 1 si se considera blanco 2 si se considera indígena 3 si se considera afroecuatoriano o negro 4 si se considera de otra etnia	(+)
Área	x_{i5j} con $j = 0,1$	Cualitativa (Nominal)	0 si vive en zona rural 1 si vive en zona urbana	(+)
Relación con el jefe de hogar	x_{i6j} con $j = 0, \dots, 5$	Cualitativa (Nominal)	0 si es el jefe de hogar 1 si es cónyuge 2 si es hijo(a) 3 si es hijo(a) político 4 si es nieto(a) 5 otros	(Ambiguo)
Nivel de Instrucción	x_{i7j} con $j = 0, \dots, 4$	Cualitativa (Ordinal)	0 ninguno 1 centro de alfabetización 2 educación básica 3 educación media/bachillerato 4 educación superior	(+)
Estado Civil	x_{i8j} con $j = 0,1,2$	Cualitativa (Nominal)	0 si está soltero(a) 1 si está casado(a) o unión libre 2 si es viudo(a)	(+)

Variables	Simbología	Tipo	Descripción	Signo esperado
Condición de Actividad del jefe de Hogar	x_{ij} con $j = 0, \dots, 3$.	Cualitativa (Nominal)	0 empleo adecuado 1 empleo inadecuado 2 desempleo 3 población económicamente inactiva (PEI)	(+)
Ingresos	x_{i10}	Cuantitativa (Continua)	aproximada por el ingreso per cápita del hogar	(-)
Tamaño del hogar	x_{i11}	Cuantitativa (Discreta)	medida por el número de miembros del hogar	(+)

Como paso previo a la estimación se realizó un análisis exploratorio, encontrando datos faltantes en una de las principales variables explicativas el estado civil de la persona. Sin embargo, esta ausencia, al no impactar significativamente sobre el tamaño muestral y ser completamente aleatoria, se optó por omitir las observaciones con valores faltantes (Wooldridge, 2010). Por otro lado, se evidenció que tanto el ingreso per cápita como el tamaño de hogar presentan datos atípicos que, como menciona Verbeek (2017), pueden distorsionar tanto la media y la varianza de los coeficientes estimados, afectando la validez de los intervalos de confianza y pruebas de hipótesis; para ello dicho autor plantea emplear la transformación logarítmica de variables y la exclusión de los datos atípicos justificándolos como errores de medición.

Resultados y Discusión

Resultados

En primera instancia se usó ambos enfoques econométricos, logit y probit, para estimar el modelo base, los resultados obtenidos se detallan en el Anexo No. 2. En ambas especificaciones se evidencia que varias de las variables, sugeridas en la revisión literaria, son estadísticamente significativas; sin embargo, el pseudo coeficiente de determinación (R^2) bordea un valor de 0.07 lo que sugiere un ajuste parcial del modelo, pues de acuerdo con McFadden (1974), en modelos de elección discreta se considera un buen ajuste cuando el R^2 alcanza valores iguales o superiores a 0.2. Con estos resultados al realizar una comparación estadística, de acuerdo con los criterios informacionales, se determinó que el modelo probit ofrece un mejor desempeño estadístico ($AIC = 9313.511$, $BIC = 9499.283$). Así mismo, al aplicar la prueba de especificación, propuesta por Pregibon (1980), no se evidencia problemas en su forma funcional ($p - value = 0.87$), y, además, no se detecta colinealidad significativa entre los regresores (véase Anexo No. 3).

No obstante, la prueba de diagnóstico para contrastar homocedasticidad revela el incumplimiento de este supuesto (Véase anexo 3.3.), en consecuencia, se estimó un modelo probit

heterocedástico el cuál, fue propuesto por Harvey (1976), permite que la varianza del término de error varíe en función de ciertas variables explicativas, no sea constante, con el objetivo de realizar inferencia estadística válida. Los resultados de este modelo se resumen en la tabla No. 4, específicamente en la columna denominada probit heterocedástico.

Al observar los signos obtenidos, en cada uno de los predictores, se observa que algunos concuerdan con lo esperado en la sección previa. Tal como señala Wooldridge (2010), si bien los coeficientes estimados en modelos no lineales, como el probit, no permiten identificar la magnitud exacta del efecto marginal, sí proporcionan información confiable sobre la dirección del efecto (positivo o negativo). Sin embargo, se detectó diferencias, con lo esperado, en variables como la etnia, el área de residencia, el nivel de instrucción, el estado civil, la condición de actividad del jefe de hogar y el tamaño del hogar, en las cuales se anticipaba un efecto positivo sobre la intención de vacunarse. Adicional, según el análisis de clasificación se tiene que el modelo predice correctamente el 63.02% de las observaciones; no obstante, según la prueba de bondad de ajuste de Lemeshow y Hosmer (1982), las proporciones observadas y esperadas no difieren significativamente ($p\text{-value} = 0.3759$), lo que sugiere que el modelo no logra una predicción precisa sobre la probabilidad de que un individuo manifieste intención de vacunarse.

En este contexto, se podría estar encontrando evidencia de truncamiento selectivo, ya que uno de los principales problemas asociados a este fenómeno es la obtención de estimaciones sesgadas e inconsistentes. Tal como se explicó en las secciones previas, el interés por vacunarse solo puede observarse en personas que aún no han sido inmunizadas, mientras para aquellas que ya recibieron al menos una dosis, se desconoce si estuviesen dispuestos a recibir una dosis adicional.

Para corregir este sesgo, se aplicó el modelo de Van de Ven & Van Praag (1981). En la primera etapa se estimó la probabilidad de que una persona no haya sido inoculada, ecuación de selección, utilizando los mismos regresores de la ecuación de resultado, pero con la incorporación de una variable adicional que indica si un individuo fue hospitalizado por COVID-19. Esta variable fue incluida exclusivamente, ya que, si ambas ecuaciones comparten los mismos predictores, la identificación dependería únicamente de la no linealidad de la función de corrección, lo que podría generar estimaciones inestables o imprecisas. Como menciona Lee (2003), incluir un regresor que afecte solo la selección y no el resultado permite mejorar la robustez empírica del modelo, reducir la colinealidad funcional y distinguir adecuadamente los efectos del truncamiento.

Al aplicar las predicciones de esta primera ecuación sobre la de interés, que modela el interés por vacunarse, se obtuvo un coeficiente de correlación estimado de los errores, de $\rho = 0.9889$, estadísticamente significativo ($p\text{-value} = 0.0011$), validando la existencia de selección en la muestra, y a su vez, la necesidad de corrección aplicada. Los resultados detallados de esta estimación se presentan en la Tabla No. 4.

Tabla 4*Resultados de los modelos Probit heterocedástico y corregido por truncamiento selectivo*

Variable Dependiente	Interés por Vacunarse	Probit	Probit corregido
Variables Explicativa	Categoría	Heterocedástico	por Truncamiento Selectivo
	No se ha contagiado		
¿Se ha contagiado de Covid-19?	Si se contagió	0.0835 (0.0539)	0.0635*** (0.0216)
	No sabe	0.0132 (0.3282)	-0.0332 (0.0766)
Sexo	Hombre		
	Mujer	0.0571 (0.0379)	0.0085 (0.0359)
Edad		-0.0382*** (0.0142)	-0.0430*** (0.0027)
	Edad al cuadrado	0.0003*** (0.0001)	0.0003*** (0.0000)
Etnia	Mestizo		
	Blanco	-0.0961 (0.0856)	0.1272* (0.0666)
	Indígena	-0.2538** (0.1072)	0.1654*** (0.0303)
	Afroecuatoriano y negro	-0.1815 (0.1474)	0.1619*** (0.0403)
		-0.0636 (0.0650)	0.2363*** (0.0403)
Área	Rural		
	Urbana	-0.0079 (0.0280)	0.0119 (0.0198)
Relación con el jefe de hogar	Jefe		
	Cónyuge	0.0473 (0.0526)	0.0123 (0.0328)
	Hijo(a)	-0.0869 (0.0567)	-0.2059*** (0.0338)
	Hijo(a) político	0.0445 (0.0937)	0.0224 (0.0605)
		-0.1002 (0.0905)	-0.1883*** (0.0523)
	Nieto(a)		
	Otros	-0.0146 (0.0428)	-0.0086 (0.0383)
Nivel de Instrucción	Ninguno		
	Centro de Alfabetización	-0.1054 (0.5914)	-0.1768 (0.2216)

Variable Dependiente	Interés por Vacunarse	Probit	Probit corregido
Variables Explicativa	Categoría	Heterocedástico	por Truncamiento Selectivo
Estado Civil	E. Básica	0.1495 (0.1387)	-0.0568 (0.0521)
	E. Media / Bachillerato	-0.0604 (0.1462)	-0.2532*** (0.0545)
	E. Superior	0.0472 (0.1619)	-0.3694*** (0.0585)
	Soltero(a)		
	Casado(a)	-0.0064 (0.0500)	0.0210* (0.0300)
	Viudo(a)	0.3217** (0.1378)	0.1082** (0.0546)
Condición de actividad del jefe de hogar	Empleo Adecuado		
	Empleo Inadecuado	-0.1325* (0.0805)	0.0820*** (0.0297)
	Desempleo	-0.0989 (0.0917)	-0.0429 (0.0582)
	Población Económicamente Inactiva	0.0206 (0.0497)	0.1089*** (0.0330)
Logaritmo del ingreso per cápita		-0.0464 (0.0299)	-0.1631*** (0.0129)
Tamaño del hogar		-0.0003 (0.0031)	0.0099*** (0.0022)
Constante		1.0917*** (0.4591)	0.2426*** (0.1151)
N		7190	72652
Errores estándar en paréntesis			
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01			

Se evidencian cambios significativos en los resultados tras aplicar la corrección por selección de muestra. En primer lugar, algunas variables que no eran estadísticamente significativas en el modelo sin corrección ahora lo son; por ejemplo, si una persona contrajo COVID-19, tiene mayor probabilidad de estar interesado en vacunarse. Asimismo, pertenecer a una etnia distinta a la mestiza también resulta significativo, pasando a tener un efecto positivo sobre la intención de inmunizarse en comparación con el modelo heterocedástico no corregido. Aunque el área de residencia no es significativa en ninguno de los modelos, se observa un cambio en la dirección del efecto, lo cual está más alineado con la literatura. En cuanto a la relación con el jefe del hogar, el efecto se mantiene, pero ahora ser hijo(a) o nieto(a) del jefe de hogar reduce significativamente la probabilidad de estar interesado en inmunizarse.

Respecto al nivel de instrucción, el modelo corregido muestra un efecto negativo que contrasta con la ambigüedad observada en el modelo sin corrección; algo similar ocurre con el

estado civil, pues estar casado(a) o viudo(a) ahora se asocia con una mayor probabilidad de vacunarse, en concordancia con lo que sugiere la literatura. Por otro lado, la condición de actividad del jefe de hogar presenta efectos similares en ambos modelos, con la excepción de que, en el modelo corregido, si una persona tiene empleo inadecuado la probabilidad de vacunarse aumenta, al igual que si pertenece a la población inactiva, donde el efecto también es estadísticamente significativo. En cuanto al nivel de ingresos, en ambas especificaciones el efecto es negativo; sin embargo, solo con la corrección resulta ser representativo.

Finalmente, se encuentra una diferencia importante en el tamaño del hogar, mientras en el modelo heterocedástico, un mayor número de miembros reduce la probabilidad de vacunarse, en el modelo que considera truncamiento selectivo dicho efecto se revierte y se vuelve positivo, lo cual es más coherente con la evidencia empírica existente.

Discusión

La tabla 5 resume los efectos en la probabilidad de estar interesado en vacunarse contra el COVID-19 por cambios, o variaciones, en las variables explicativas. En primer lugar, si una persona ha padecido esta enfermedad tiene, ligeramente, mayor probabilidad de querer inmunizarse (0.5%). En algunos contextos, esto podría explicarse porque quienes han experimentado la enfermedad, desarrollan mayor aversión al riesgo (Lepinteur et al., 2023). Por ejemplo, en economías subdesarrolladas como el caso de Bangladesh, el antecedente de infección se asoció con una intención vacunal superior frente a quienes no se habían infectado (Kabir et al., 2021). Sin embargo, otros trabajos en América Latina muestran que este efecto no es robusto; en Perú, el antecedente de enfermedad no resultó estadísticamente significativo para explicar la intención de vacunarse (Caycho-Rodríguez et al., 2022). Por su parte, en países desarrollados, como Estados Unidos y Alemania, los estudios muestran un efecto inverso, posiblemente por percepciones de inmunidad natural o menor gravedad (Thorpe et al., 2024). En consecuencia, aunque la hipótesis de que la enfermedad genera mayor aversión al riesgo tiene cierta base empírica, también debe considerarse con cautela, pues no garantiza un aumento uniforme del interés vacunal en todos los contextos.

Los resultados muestran que ser mujer incrementa levemente, en un 0.07%, la probabilidad de aceptar la vacunación contra la COVID-19. Este hallazgo contrasta con lo reportado en varios estudios internacionales, donde se evidencia una mayor reticencia femenina, que se atribuye a preocupaciones por efectos adversos y desconfianza en la rapidez del desarrollo de las vacunas (Robinson et al., 2021). De igual forma, en economías desarrolladas se han documentado brechas de género, en que la mujer es quien muestra menor disposición a vacunarse (Sprengholz & Betsch 2020; Ruiz & Bell, 2021). En contraste, en algunos países en desarrollo, la relación es más ambigua, pues el antecedente de infección y la percepción de riesgo se asociaron con una mayor intención vacunal incluso entre mujeres (Hossain et al., 2021); en el caso particular de Perú no se encontró diferencias estadísticamente significativas entre sexos (Urrunaga-Pastor et al., 2021). En Ecuador, las experiencias positivas durante la campaña de vacunación masiva y la elevada aceptación en grupos de riesgo podrían haber favorecido tasas de aceptación relativamente más altas entre las mujeres, lo que coincide con la hipótesis planteada por Lazarus et al. (2021), en la que las mujeres suelen involucrarse más en acciones preventivas y de salud pública.

De igual forma, pertenecer a un grupo étnico distinto al mestizo, aumenta la probabilidad de inocularse significativamente, aunque globalmente se ha documentado menor intención por vacunarse en grupos minoritarios, como lo expuesto por Agasse et al. (2024). Sin embargo, en Ecuador la situación es distinta, pues de acuerdo con datos oficiales los pueblos indígenas tuvieron la mayor proporción de contagios, 28.4% versus 20.1% de los mestizos (Revista Gestión, 2022), y menor cobertura inicial de vacunación. No obstante, los indígenas no vacunados, en su mayoría querían vacunarse (62,8% expresó interés), por lo que nuestro hallazgo podría reflejar que los individuos de otros grupos étnicos están particularmente motivados, posiblemente, por la mayor percepción de riesgo comunitario o campañas focalizadas.

Tabla 5

Efectos marginales del modelo Probit corregido por truncamiento selectivo

Variables Explicativa	Categoría	$\frac{dy}{dx}$	Coefficiente Estimado	Error Estándar
¿Se ha contagiado de Covid-19?	Si se contagió	x_{i11}	0.0058***	0.005
	No sabe	x_{i12}	-0.0028	0.0064
Sexo	Mujer	x_{i21}	0.0007***	0.544
Edad		x_{i3}	-0.0025***	0.0000
Etnia	Blanco	x_{i41}	0.0119*	0.0067
	Indígena	x_{i42}	0.0159***	0.0031
	Afroecuatoriano y negro	x_{i43}	0.0156***	0.0045
	Otro	x_{i44}	0.0240***	0.0048
Área	Urbana	x_{i51}	0.0010	0.0018
	Cónyuge	x_{i61}	0.0126	0.0034
Relación con el jefe de hogar	Hijo(a)	x_{i62}	-0.1807***	0.0032
	Hijo(a) político	x_{i63}	0.0023	0.0064
	Nieto(a)	x_{i64}	-0.0167***	0.0044
	Otros	x_{i65}	-0.0009	0.0040

Variables Explicativa	Categoría	$\frac{dy}{dx}$	Coefficiente Estimado	Error Estándar
Nivel de Instrucción	Centro de Alfabetización	x_{i71}	-0.0181	0.0202
	E. Básica	x_{i72}	-0.0064	0.0061
	E. Media / Bachillerato	x_{i73}	-0.0245***	0.0062
	E. Superior	x_{i74}	-0.0329***	0.0064
Estado Civil	Casado(a)	x_{i81}	0.0019	0.0028
	Viudo(a)	x_{i82}	0.0105*	0.0058
Condición de actividad del jefe de hogar	Empleo Inadecuado	x_{i91}	0.0069***	0.0024
	Desempleo	x_{i92}	-0.0033	0.0043
	Población Económicamente Inactiva	x_{i93}	0.0094***	0.0028
Logaritmo del ingreso per cápita		x_{i10}	-0.0145***	0.0012
Tamaño del hogar		x_{i11}	0.0009***	0.0002
Errores estándar en paréntesis				
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01				

Otras características como el estado civil y el tamaño del hogar también muestran un efecto positivo en la decisión de vacunarse, resultados acorde a los encontrados por Schellenberg et al. (2023). Específicamente, las personas casadas o viudas presentan mayor inclinación a vacunarse, aunque el efecto del matrimonio no es estadísticamente significativo; este resultado podría interpretarse como que, al formar parte de un núcleo familiar, los individuos perciben un mayor riesgo y, por tanto, una mayor responsabilidad de protegerse. Esta interpretación se refuerza al analizar la relación con el jefe de hogar, los hijos y nietos (generalmente adultos jóvenes o menores de edad) muestran significativamente menor interés en vacunarse comparado con el jefe de hogar (categoría de referencia) e incluso con el cónyuge.

En contraste, si un individuo tiene mayor edad, disminuye el interés en vacunarse. Este hallazgo es consistente con lo reportado por Paul et al. (2021), quienes identificaron que una proporción significativa de adultos manifestó indecisión o rechazo hacia la vacuna en el Reino Unido. Es importante resaltar el uso conjunto de edad y edad al cuadrado para captar efectos no lineales en la intención de vacunarse. Roy (2023) mostró que la relación entre edad e intención

vacunal puede no ser lineal, pues la edad tuvo un coeficiente negativo, mientras que el término cuadrático fue positivo, indicando que la disposición varía según el grupo etario y que, en ciertos tramos, el efecto marginal puede ser negativo. Además, estudios en economías en desarrollo evidencian que los adultos mayores enfrentan mayores barreras de acceso y desconfianza, lo que reduce su intención de vacunación (Hoy et al., 2022). En conjunto, estos resultados sugieren que el efecto negativo observado no solo refleja un patrón estadístico capturado por la especificación, sino también desigualdades socioeconómicas y contextuales que afectan la decisión de los grupos de mayor edad.

Un hallazgo inesperado es el efecto negativo, estadísticamente significativo, de la educación y el ingreso per cápita sobre la probabilidad de vacunarse contra el COVID-19. A nivel global, se ha documentado que mayor escolaridad e ingresos suelen asociarse más confianza en la vacuna (Agasse et al., 2024). Sin embargo, en ciertos contextos se observa lo contrario; en Eslovenia, por ejemplo, los ingresos más altos se vincularon con mayor reticencia (Kirbiš, 2023). Así mismo, un estudio regional enfocado en padres latinoamericanos, se reportó que aquellos con educación superior tenían mayor probabilidad de rechazar vacunar a sus hijos. Esto puede explicarse porque las personas con más educación e información tienden a evaluar críticamente los riesgos y mostrar mayor cautela, en especial ante la desconfianza institucional y la difusión de efectos adversos poco frecuentes, como los casos de trombosis asociados a la vacuna de AstraZeneca (Mahase, 2021). En ese sentido, el resultado inverso de nuestro análisis refleja que los determinantes socioeconómicos no operan de forma homogénea y dependen fuertemente del contexto social e informativo.

Finalmente, respecto a la condición ocupacional del jefe de hogar, tanto el empleo inadecuado como la población económicamente inactiva presentan efectos positivos y estadísticamente significativos sobre la probabilidad de inmunizarse, mientras que el desempleo no muestra significancia estadística. Una posible interpretación es que los jefes de hogar con empleo precario o económicamente inactivos perciben un mayor riesgo económico y social ante la posibilidad de enfermar, lo cual los lleva a valorar más la vacunación como medida preventiva; aunque no existe bibliografía específica sobre esta relación, la evidencia en Latinoamérica durante la pandemia mostró que los trabajadores informales estaban altamente motivados tanto a recuperarse económicamente como a proteger su salud, por lo que recurrían a la vacunación como estrategia de protección.

En base a este análisis, resaltamos un vínculo entre factores socioeconómicos, como la edad, la educación y el ingreso, con factores sociales e informativos, que reducen la probabilidad de que una persona esté interesada en vacunarse. Implícitamente, las personas mayores enfrentan barreras tecnológicas y geográficas, lo que dificulta su acceso a la vacunación. De forma similar, quienes tienen mayor educación o ingresos pueden ser más críticos frente a la información oficial y desconfiar de la gestión estatal, lo que refuerza la vacilación. Esta desconfianza se ve alimentada por la circulación de rumores, la falta de información clara y las limitaciones históricas de acceso al sistema de salud, especialmente en zonas rurales del Ecuador.

Desde la política pública, este hallazgo resalta la necesidad de fortalecer campañas de comunicación culturalmente adaptadas, ampliar brigadas móviles para llegar a sectores rurales y adultos mayores, generar canales alternativos de información y registros que no dependan solo del

medio de difusión. En síntesis, reducir la desconfianza requiere combinar accesibilidad, información confiable y estrategias que conecten a la población con el sistema de salud.

Conclusiones

La vacunación constituye un elemento esencial no solo en la salud pública, sino también en la estabilidad económica, al reducir la propagación de enfermedades y los costos asociados a su control.

Esta Investigación, basada en la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), del IV trimestre del 2021, y en modelos binarios corregidos por truncamiento selectivo, evidenció que la intención de vacunarse en Ecuador presenta heterogeneidad significativa según características sociodemográficas y económicas. En particular, factores como haber padecido la enfermedad, ser mujer, pertenecer a minorías étnicas, el estado civil y condiciones laborales precarias se relacionan con una mayor disposición a vacunarse; mientras que la edad avanzada, la educación superior, así como mayores ingresos, muestran un efecto negativo, explicado por la exposición a información contradictoria e incluso actitudes más escépticas frente a las vacunas. Estos hallazgos confirman la importancia de considerar la estructura social al diseñar estrategias de inmunización, a su vez, resaltan la necesidad de segmentar las campañas según grupos específicos de la población.

No obstante, los resultados deben interpretarse con cautela, dado que el análisis se limitó a una base de datos transversal y a una enfermedad particular que constituyó una emergencia sanitaria a nivel mundial, lo que restringe su generalización a otros contextos o periodos. Asimismo, la dependencia en la ENEMDU 2021 constituye limitaciones que podrían ser superadas con encuestas longitudinales que incluyan variables adicionales que capten mejor las motivaciones culturales y psicológicas. En consecuencia, futuras investigaciones deberían incorporar enfoques comparativos entre periodos, así como explorar la interacción entre factores sociales, económicos y comunicacionales.

Desde la política pública, se recomienda diseñar intervenciones focalizadas en segmentos con menor disposición a vacunarse, que fortalezcan la confianza institucional, garanticen una comunicación clara, así como adaptada a las particularidades étnicas y socioeconómicas del país. Esto se puede alcanzar con brigadas móviles, canales alternativos de información y demás estrategias que permitan reconectar la población, sobre todo la más vulnerable, con el sistema de salud público.

Financiamiento

La presente investigación no contó con financiamiento externo.

Conflicto de intereses

Se declara que en la presente investigación no existe conflicto de intereses.

Contribución de los autores

- **Alfredo Loja:** Curación de datos, Análisis formal, Investigación, Metodología, Redacción - Borrador original, Redacción - Revisión y edición.
- **Vanessa Arce:** Conceptualización, Análisis formal, Investigación, Visualización, Redacción - Borrador original, Redacción - Revisión y edición.

Referencias bibliográficas

- Agasse, E., Rodríguez, G. F., Vilariño, V., Galli, J. H., & Potter, J. (2024). Social determinants of health and vaccine uptake in pregnancy: Disparities in a diverse, predominately foreign-born population. *Vaccine*, 42(3), 529–534. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2023.12.069>
- Alyafei, A., & Easton-Carr, R. (2024, May 19). The Health Belief Model of Behavior Change. National Library of Medicine. <http://bit.ly/4npZdGY>
- Beall, R. F., Flores Anato, J. L., D'Souza, A. G., Velásquez García, H. A., Ma, H., Yang, F., Baral, S. D., Cabaj, J., Cooper, E., Hollis, A., Janjua, N. Z., Katz, A., Leal, J., Maheu-Giroux, M., May, E. R., Malikov, K., Mishra, S., Moloney, G., & Williamson, T. (2025). A Canadian multi-province study of COVID-19 vaccine coverage along area-level social determinants in 2021. *Public Health in Practice*, 9, 100594. <https://doi.org/10.1016/j.puhp.2025.100594>
- Berkson, J. (1944). Application of the Logistic Function to Bioassay. *Journal of the American Statistical Association*, 39(227), 357–365. <https://doi.org/10.1080/01621459.1944.10500699>
- Bliss, C. I. (1934). The Method of Probits. *Science*, 79(2037), 38–39. <https://doi.org/10.1126/science.79.2037.38>
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. Cambridge. <https://n9.cl/y2k0zp>
- Caycho-Rodríguez, T., Valencia, P. D., Vilca, L. W., Carbajal-León, C., Vivanco-Vidal, A., Saroli-Aranibar, D., Reyes-Bossio, M., White, M., Rojas-Jara, C., Polanco-Carrasco, R., Gallegos, M., Cervigni, M., Martino, P., Palacios, D. A., Moreta-Herrera, R., Samaniego-Pinho, A., Rivera, M. E. L., Ferrari, I. F., Flores-Mendoza, C., ... Intimayta-Escalante, C. (2022). Prevalence and Predictors of Intention to be Vaccinated Against COVID-19 in Thirteen Latin American and Caribbean Countries. *Trends in Psychology*, 31(4), 865–889. <https://doi.org/10.1007/s43076-022-00170-x>
- Césaire, N., Mota, T. F., Lopes, F. F. L., Lima, A. C. M., Luzardo, R., Quintanilha, L. F., Andrade, B. B., Queiroz, A. T. L., & Fukutani, K. F. (2020). Longitudinal profiling of the vaccination coverage in Brazil reveals a recent change in the patterns hallmarked by differential reduction across regions. *International Journal of Infectious Diseases*, 98, 275–280. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2020.06.092>
- Díaz Puentes, M., Caballero, N., Buitrago, D., Silva J., G., Spinardi, J., Goularte, V., & Kyaw, M. H. (2024). RWD28 Social Determinants of COVID-19 Outcomes in Latin America During Vaccine Rollout: A Real-World Study. *Value in Health*, 27(12), S577. <https://doi.org/10.1016/j.jval.2024.10.3586>

- Gatwood, J., Shuvo, S., Hohmeier, K. C., Hagemann, T., Chiu, C.-Y., Tong, R., & Ramachandran, S. (2020). Pneumococcal vaccination in older adults: An initial analysis of social determinants of health and vaccine uptake. *Vaccine*, 38(35), 5607–5617. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2020.06.077>
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. PEARSON Education Limited. <https://n9.cl/gq0vc>
- Hardin, B., Graboyes, M., Kosty, D., & Cioffi, C. (2023). Vaccine decision making among people who inject drugs: Improving on the WHO's 3C model of vaccine hesitancy. *Preventive Medicine Reports*, 35, 102341. <https://doi.org/10.1016/j.pmedr.2023.102341>
- Harvey, A. C. (1976). Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity. *Econometrica*, 44(3), 461–465. <https://doi.org/10.2307/1913974>
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153–161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Heij, C., de Boer, P., Hans Franses, P., Kloek, T., & van Dijk, H. K. (2004). *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. OXFORD University Press. <https://n9.cl/3jngf8>
- Hossain, M. B., Alam, Md. Z., Islam, Md. S., Sultan, S., Faysal, Md. M., Rima, S., Hossain, Md. A., & Mamun, A. Al. (2021). COVID-19 vaccine hesitancy among the adult population in Bangladesh: A nationwide cross-sectional survey. *PLOS ONE*, 16(12), e0260821. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260821>
- Hoy, C., Wood, T., & Moscoe, E. (2022). Addressing vaccine hesitancy in developing countries: Survey and experimental evidence. *PLOS ONE*, 17(11), e0277493. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0277493>
- Jimbo-Sotomayor, R., Watts, E., Armijos, L., Sriudomporn, S., Sánchez, X., Echeverria, A., Whitembury, A., & Patenaude, B. (2022). Return on Investment of 10-Valent Pneumococcal Conjugate Vaccine in Ecuador from 2010 to 2030. *Value in Health Regional Issues*, 31, 148–154. <https://doi.org/10.1016/j.vhri.2022.05.003>
- Kabir, R., Mahmud, I., Chowdhury, M. T. H., Vinnakota, D., Jahan, S. S., Siddika, N., Isha, S. N., Nath, S. K., & Hoque Apu, E. (2021). COVID-19 Vaccination Intent and Willingness to Pay in Bangladesh: A Cross-Sectional Study. *Vaccines*, 9(5), 416. <https://doi.org/10.3390/vaccines9050416>
- Kirbiš, A. (2023). The Impact of Socioeconomic Status, Perceived Threat and Healthism on Vaccine Hesitancy. *Sustainability*, 15(7), 6107. <https://doi.org/10.3390/su15076107>
- Lazarus, J. V., Ratzan, S. C., Palayew, A., Gostin, L. O., Larson, H. J., Rabin, K., Kimball, S., & El-Mohandes, A. (2021). A global survey of potential acceptance of a COVID-19 vaccine. *Nature Medicine*, 27(2), 225–228. <https://doi.org/10.1038/s41591-020-1124-9>
- Lee, M.-J. (2003). Exclusion Bias in Sample-Selection Model Estimators. *The Japanese Economic Review*, 54(2), 229–236. <https://doi.org/10.1111/1468-5876.t01-1-00256>
- Lemeshow, S., & Hosmer, D. W. (1982). A Review of Goodness of Fit Statics for Use in the Development of Logistic Regression Models. *American Journal of Epidemiology*, 115(1), 92–106. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a113284>
- Lepinteur, A., Borga, L. G., Clark, A. E., Vögele, C., & D'Ambrosio, C. (2023). Risk aversion and COVID-19 vaccine hesitancy. *Health Economics*, 32(8), 1659–1669. <https://doi.org/10.1002/hec.4693>
- Mahase, E. (2021). Covid-19: AstraZeneca vaccine is not linked to increased risk of blood clots, finds European Medicine Agency. *BMJ*, n774. <https://doi.org/10.1136/bmj.n774>

- Marinthe, G., Brown, G., Cristea, M., & Kutlaca, M. (2024). Predicting vaccination hesitancy: The role of basic needs satisfaction and institutional trust. *Vaccine*, 42(16), 3592–3600. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2024.04.068>
- McFadden, D. (1974). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In *Frontiers in Econometrics* (pp. 105–142). Academic Press. <https://n9.cl/8kwer>
- Melo, L. (2022, April 27). *Que nunca falten vacunas*. UNICEF. <https://bit.ly/4IN1tqz>
- Menéndez Mendoza, D. X., Cedeño Cedeño, M. G., Pilaguano Latacunga, J. L., Granadillo García, J. A., & Fernández Alfonso, A. (2025). Creencias ancestrales y renuencia a la vacunación en niños menores de dos años: revisión sistemática. *Ibero-American Journal of Health Science Research*, 5(1), 310–318. <https://doi.org/10.56183/iberojhr.v5i1.745>
- Organización Mundial de la Salud. (2008). *Determinantes sociales de la salud*. <http://bit.ly/4lq6Cp1>
- Organización Panamericana de la Salud. (2025). *Inmunización en las Américas*. <https://bit.ly/44r2j6l>
- Organización Panamericana de la Salud, & Organización Mundial de la Salud. (2025). *Immunization coverage throughout the life course in the Americas*. <https://bit.ly/4kqfVDT>
- Paul, E., Steptoe, A., & Fancourt, D. (2021). Attitudes towards vaccines and intention to vaccinate against COVID-19: Implications for public health communications. *The Lancet Regional Health - Europe*, 1, 100012. <https://doi.org/10.1016/j.lanepe.2020.100012>
- Polo, A. (2023, April 20). La vacunación infantil en América Latina y el Caribe registra el mayor descenso mundial de la última década. UNICEF. <https://bit.ly/4kxWIAm>
- Pregibon, D. (1980). Goodness of Link Tests for Generalized Linear Models. *Applied Statistics*, 29(1), 15. <https://doi.org/10.2307/2346405>
- Revista Gestión. (2022, March 31). Los indígenas en Ecuador, con más contagios por COVID y menos acceso a vacunas. PRIMICIAS. <http://bit.ly/44JrY9t>
- Robinson, E., Jones, A., Lesser, I., & Daly, M. (2021). International estimates of intended uptake and refusal of COVID-19 vaccines: A rapid systematic review and meta-analysis of large nationally representative samples. *Vaccine*, 39(15), 2024–2034. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2021.02.005>
- Rodríguez Raga, J., Cely, L., Corredor, J., Forero, W., Yáñez, N., & González-Uribe, C. (2023). *Cambiando la mirada sobre la lucha contra la duda en la vacunación: de corregir la desinformación a construir confianza en la información oficial*. <https://bit.ly/4eKSXWT>
- Roy, A. (2023). Determinants of Covid-19 vaccination: Evidence from the US pulse survey. *PLOS Global Public Health*, 3(5), e0001927. <https://doi.org/10.1371/journal.pgph.0001927>
- Ruiz, J. B., & Bell, R. A. (2021). Predictors of intention to vaccinate against COVID-19: Results of a nationwide survey. *Vaccine*, 39(7), 1080–1086. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2021.01.010>
- Schellenberg, N., Petrucka, P., Dietrich Leurer, M., & Crizzle, A. M. (2023). Determinants of vaccine refusal, delay and reluctance in parents of 2-year-old children in Canada: Findings from the 2017 Childhood National Immunization Coverage Survey (cNICS). *Travel Medicine and Infectious Disease*, 53, 102584. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.tmaid.2023.102584>
- Searles, M., Ronquillo Mora, J. Y., Carlo, L., Heydari, N., Takyiwaa, Y., Borbor-Córdova, M. J., & Campagna, C. D. (2023). Zika virus knowledge and vaccine acceptance among

- undergraduate students in Guayaquil, Ecuador. *Vaccine*: *X*, *13*, 100258. <https://doi.org/10.1016/j.jvacx.2022.100258>
- Siani, A. (2019). Measles outbreaks in Italy: A paradigm of the re-emergence of vaccine-preventable diseases in developed countries. *Preventive Medicine*, *121*, 99–104. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2019.02.011>
- Sprengholz, P., & Betsch, C. (2020). Herd immunity communication counters detrimental effects of selective vaccination mandates: Experimental evidence. *Clinical Medicine*, *22*, 100352. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2020.100352>
- Stock, J. H. & Watson, M. M. (2012). *Introducción a la Econometría*. PEARSON S.A. <https://n9.cl/vc7jgm>
- Tamir, T. T., Tekeba, B., Techane, M. A., Alemu, T. G., Wubneh, C. A., & Wassie, Y. A. (2025). Coverage of complete basic childhood vaccination and its variation by basic characteristics among children aged 12–23 months in 41 low- and middle-income countries: A Meta-analysis of demographic and health survey reports between 2015 and 2025. *Vaccine*, *54*, 127019. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2025.127019>
- Thorpe, A., Gurmankin Levy, A., Scherer, L. D., Scherer, A. M., Drews, F. A., Butler, J. M., & Fagerlin, A. (2024). Impact of prior COVID-19 infection on perceptions about the benefit and safety of COVID-19 vaccines. *American Journal of Infection Control*, *52*(1), 125–128. <https://doi.org/10.1016/j.ajic.2023.08.002>
- Urrunaga-Pastor, D., Bendezu-Quispe, G., Herrera-Añazco, P., Uyen-Cateriano, A., Toro-Huamanchumo, C. J., Rodríguez-Morales, A. J., Hernández, A. V., & Benites-Zapata, V. A. (2021). Cross-sectional analysis of COVID-19 vaccine intention, perceptions and hesitancy across Latin America and the Caribbean. *Travel Medicine and Infectious Disease*, *41*, 102059. <https://doi.org/10.1016/j.tmaid.2021.102059>
- Van de Ven, W. P. M. M., & Van Praag, B. M. S. (1981). The demand for deductibles in private health insurance. *Journal of Econometrics*, *17*(2), 229–252. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90028-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90028-2)
- Verbeek, M. (2017). *A Guide to Modern Econometrics*. WILEY. <https://n9.cl/7167ev>
- Weis-Torres, S. M. dos S., Fitts, S. M. F., Cardoso, W. M., Higa Junior, M. G., Lima, L. A., Bandeira, L. M., Castro, V. O. L., Carneiro, F. A., Iglecias, L. M. M., Cesar, G. A., Tanaka, T. S. O., Puga, M. A. M., Rezende, G. R., Croda, J., Lago, B. V., & Motta-Castro, A. R. C. (2020). High level of exposure to hepatitis B virus infection in a vulnerable population of a low endemic area: A challenge for vaccination coverage. *International Journal of Infectious Diseases*, *90*, 46–52. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2019.09.029>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt5hhcfr>

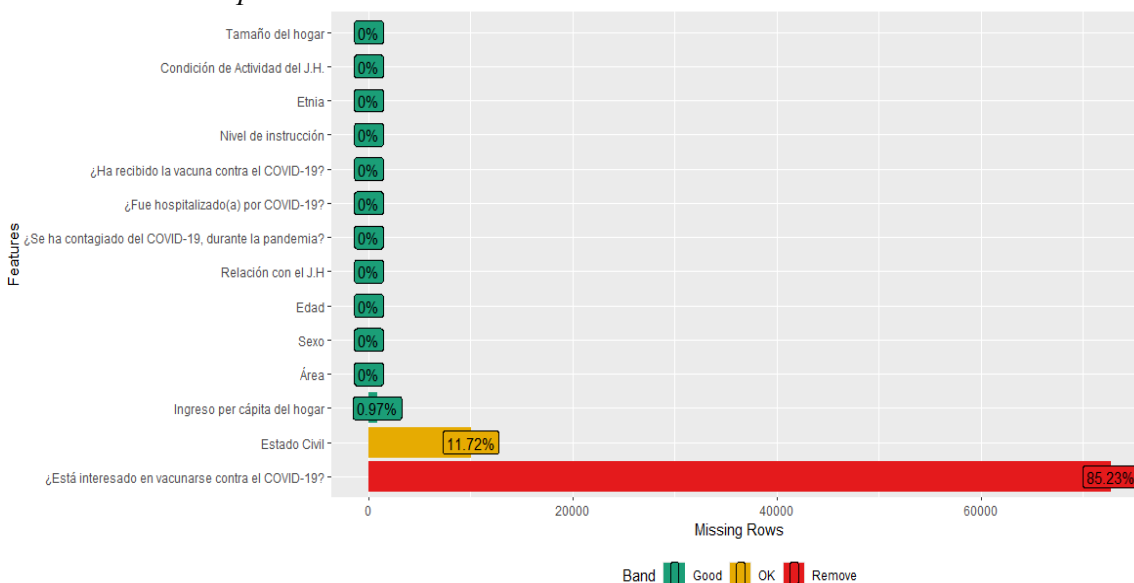
Anexos

Anexo 1. Análisis Exploratorio de los Datos

1.1. Datos Perdidos

Figura 1

Análisis de valores perdidos



1.2. Datos Atípicos

Figura 2

Diagrama de caja para el ingreso per cápita

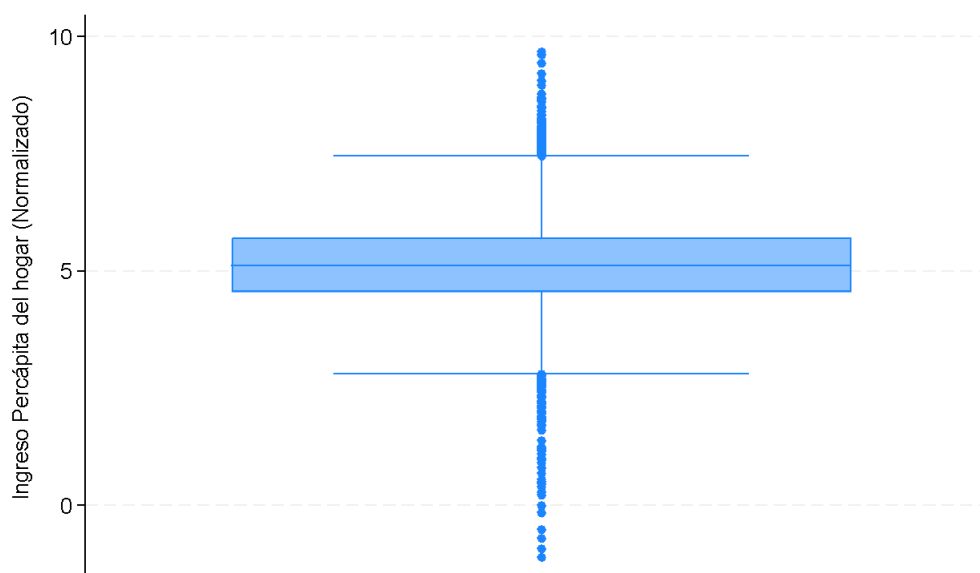
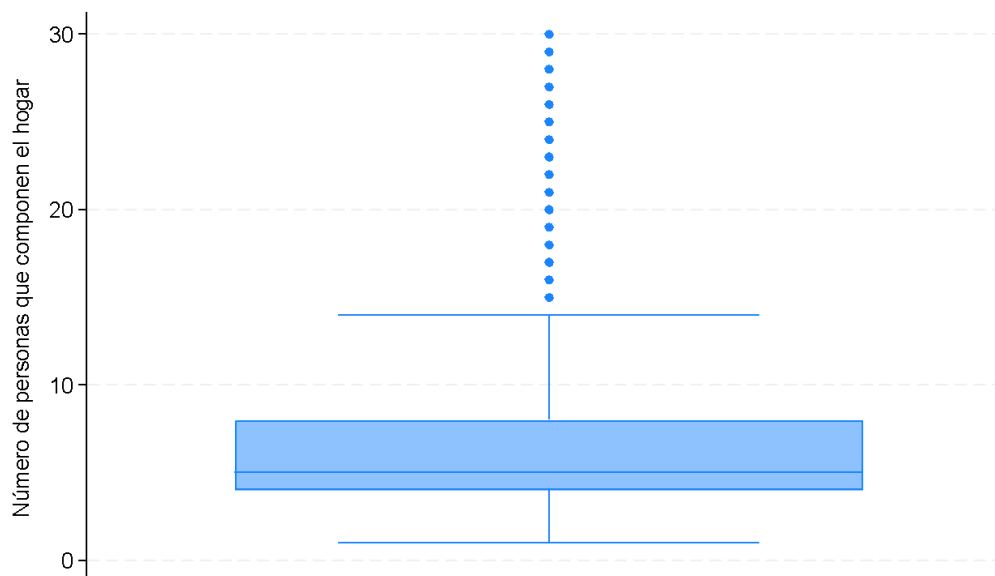


Figura 3

Diagrama de Caja para el número de miembros del hogar



Anexo 2. Modelos de elección binaria, ajustados para el estudio de las personas interesadas en vacunarse

Tabla 6

Estimaciones del modelo binario

Variable Dependiente	Interés por Vacunarse		Modelos	
	Categoría		Logit	Probit
¿Se ha contagiado de Covid-19?	No se ha contagiado			
	Si se contagió		0.2172*** (0.0064)	0.1342*** (0.0388)
	No sabe		0.0324 (0.2266)	0.0287 (0.1385)
Sexo	Hombre			
	Mujer		0.1721*** (0.0585)	0.1050*** (0.0359)
Edad			-0.0730*** (0.0075)	-0.0452*** (0.0046)
Edad al cuadrado			0.0005*** (0.0001)	0.0003*** (0.0000)
Etnia	Mestizo			

Variable Dependiente Variables Explicativa	Interés por Vacunarse Categoría	Modelos	
		Logit	Probit
Área	Blanco	-0.2481 (0.1881)	-0.1567 (0.1156)
	Indígena	-0.5310*** (0.0777)	-0.3269*** (0.0475)
	Afroecuatoriano y negro	-0.1945* (0.1136)	-0.1166*** (0.0692)
	Otro	-0.0635 (0.1113)	-0.0402 (0.0681)
	Rural		
	Urbana	-0.0124 (0.0580)	-0.0063 (0.0357)
	Jefe		
	Cónyuge	-0.0237 (0.0946)	-0.0136 (0.0581)
	Hijo(a)	-0.2091** (0.0965)	-0.1307** (0.0593)
	Hijo(a) político	0.0275 (0.1767)	0.0188 (0.1092)
Relación con el jefe de hogar	Nieto(a)	-0.2589* (0.1511)	-0.1581* (0.0934)
	Otros	-0.0478 (0.1102)	-0.0314 (0.0674)
	Ninguno		
	Centro de Alfabetización	-0.1054 (0.5914)	-0.0703 (0.3480)
	E. Básica	0.1495 (0.1387)	0.0823 (0.0830)
Nivel de Instrucción	E. Media / Bachillerato	-0.0604 (0.1462)	-0.0478 (0.0877)
	E. Superior	0.0472 (0.1619)	0.0176 (0.0977)
	Soltero(a)		
Estado Civil	Casado(a)	0.0170 (0.0853)	0.0079 (0.0523)
	Viudo(a)	0.0567 (0.1526)	0.0272 (0.0927)
	Empleo Adecuado		

Variable Dependiente Variables Explicativa	Interés por Vacunarse	Modelos	
	Categoría	Logit	Probit
Condición de actividad del jefe de hogar	Empleo Inadecuado	0.0792 (0.0904)	-0.0472 (0.0558)
	Desempleo	-0.2589 (0.1729)	-0.1600 (0.1068)
	Población Económicamente Inactiva	0.1011 (0.1004)	0.0647 (0.0619)
Logaritmo del ingreso per cápita		-0.0920** (0.0386)	-0.0560** (0.0237)
Tamaño del hogar		-0.0003 (0.0064)	-0.0002*** (0.0039)
Constante		2.0114*** (0.3308)	1.2497*** (0.2025)
N		7190	7190
R ²		0.0681	0.0681
Criterios Informacionales		Errores estándar en paréntesis * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01	
AIC		9313.835	9313.511
BIC		9499.607	9499.283

Anexo 3. Resultados de las pruebas de diagnóstico

3.1. Test de especificación de Pregibon (*Linktest*)

Tabla 7

Prueba de Pregibon

Estadísticos	Modelo Estimado	
	Probit	
	Coefficiente	p-value
hat	0.9978	0.000
hat²	-0.160	0.870
Constante	0.0023	0.912

3.2. Prueba de colinealidad severa

Tabla 8

Resultados de las pruebas de Multicolinealidad

Variables Explicativas	VIF	$\sqrt{\text{VIF}}$	Tolerancia
¿Se ha contagiado de Covid-19?	1.02	1.01	0.9798
Sexo	1.06	1.03	0.9424
Edad	1.73	1.32	0.5781
Etnia	1.06	1.03	0.94
Área	1.17	1.08	0.8583
Relación con el jefe de hogar	1.36	1.16	0.7379
Nivel de Instrucción	1.36	1.17	0.7338
Estado Civil	1.58	1.26	0.6328
Condición de actividad del jefe de hogar	1.23	1.11	0.8119
Logaritmo del ingreso per cápita	1.34	1.16	0.7475
Tamaño del hogar	1.11	1.05	0.9003

3.3. Prueba de heterocedasticidad de Harvey

Tabla 9

Resultados de la prueba de heterocedasticidad

$\chi^2(12) =$	48.47
Prob $> \chi^2 =$	0.0000