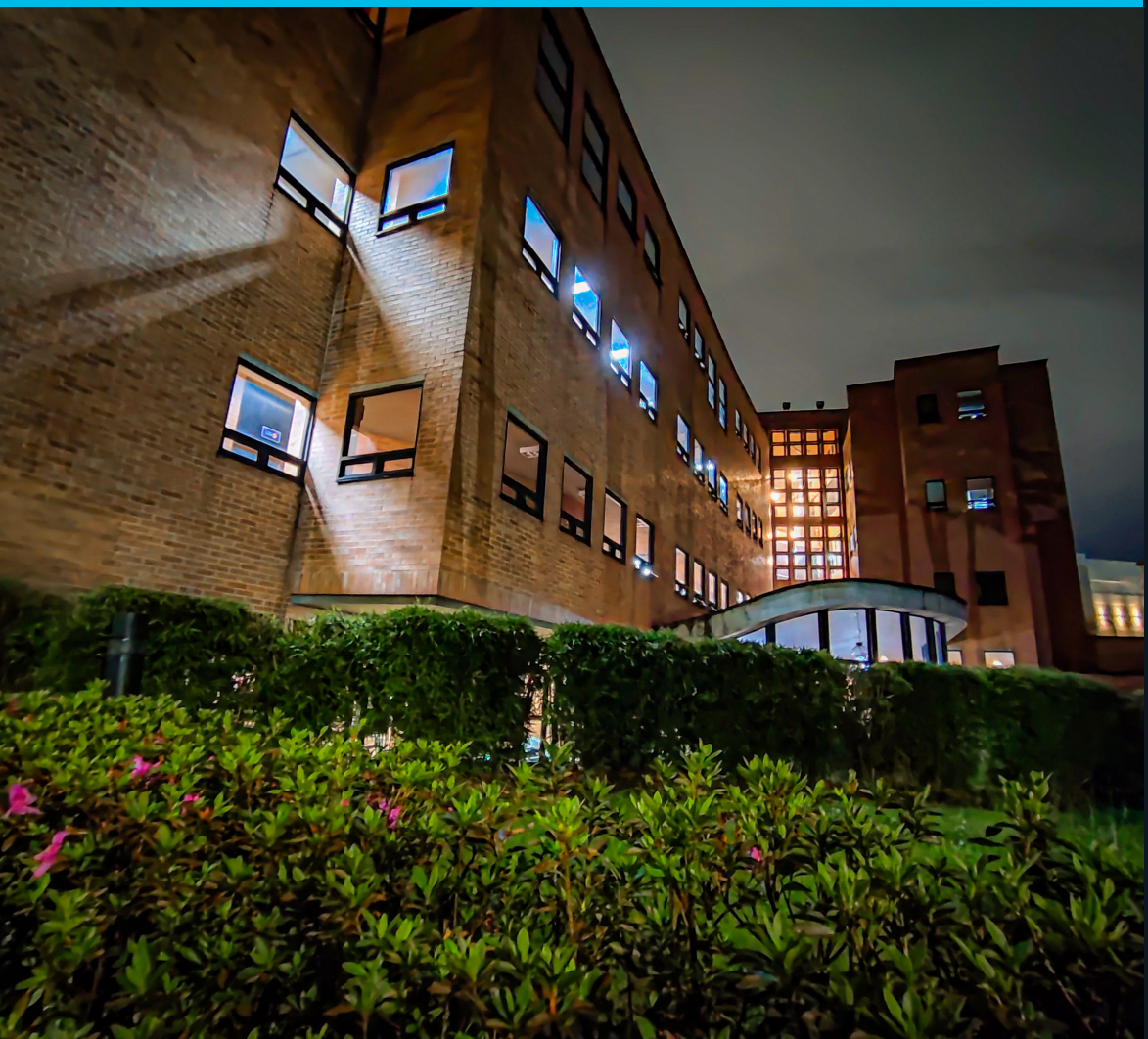




CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

ASESORES EXTERNOS

COMITÉ CIENTÍFICO

Ernesto Cárdenas
Pontificia Universidad Javeriana-Cali

José Félix Cataño
Universidad de los Andes

Philippe De Lombaerde
NEOMA Business School y UNU-CRIS

Edith Klimovsky
Universidad Autónoma Metropolitana de México

José Manuel Menudo
Universidad Pablo de Olavide

Gabriel Misas
Universidad Nacional de Colombia

Mauricio Pérez Salazar
Universidad Externado de Colombia

Fábio Waltenberg
Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

EQUIPO EDITORIAL

Daniela Cárdenas
Karen Tatiana Rodríguez

William David Malaver
Estudiante auxiliar

Proceditor Ltda.
Corrección de estilo, armada electrónica,
finalización de arte, impresión y acabados
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

Luis Tarapuez - Equipo de comunicaciones FCE
Fotografía de la cubierta

Indexación, resúmenes o referencias en

SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science
(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

EBSCO

PubIndex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEs - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso
Correo electrónico: revcuaco_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

Cuadernos de Economía Vol. 45 No. 97 - 2026

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente. El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Rector

José Ismael Peña Reyes

Vicerrectora Sede Bogotá

Olivia Lorena Chaparro Díaz

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Decana

Liliana Alejandra Chicaiza Becerra

ESCUELA DE ECONOMÍA

Director

Óscar Arturo Benavidez González

VICEDECANATURA DE INVESTIGACIÓN Y EXTENSIÓN

Hernando Bayona Rodríguez

CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID

Carlos Osorio Ramírez

DOCTORADO Y MAestrÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

Coordinador

Mario García Molina

CUADERNOS DE ECONOMÍA

EDITOR

Jonathan Daniel Gómez Zapata

Universidad Nacional de Colombia

CONSEJO EDITORIAL

Liliana Chicaiza

Universidad Nacional de Colombia

Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

Mario García Molina

Universidad Nacional de Colombia

Iván Hernández

Universidad de Ibagué

Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

Noemí Levy

Universidad Nacional Autónoma de México

Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

Juan Carlos Moreno Bríd

Universidad Nacional Autónoma de México

Manuel Muñoz Conde

Universidad Nacional de Colombia

Esteban Pérez Caldentey

Universidad de Pittsburgh

Matías Vernengo

Bucknell University

Marta Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

Usted es libre de:

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

Bajo las condiciones siguientes:

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).

EXCLUSIÓN LABORAL Y EDUCATIVA DE LOS JÓVENES EN COLOMBIA ANTES Y DESPUÉS DEL COVID-19

Libardo Rojas-Velásquez
Camilo Fabiam Gómez Segura
Óscar Hernán Cerquera Losada

Rojas-Velásquez, L., Gómez Segura, C. F., & Cerquera Losada, Ó. H. (2026). Exclusión laboral y educativa de los jóvenes en Colombia antes y después del COVID-19. *Cuadernos de Economía*, 45(97), 265-294.

Este artículo estudia los factores socioeconómicos asociados con la exclusión laboral y educativa de los jóvenes colombianos entre 14 y 28 años (nini), y el efecto potencial de la pandemia del COVID-19. Usando datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares, se estiman modelos de elección discreta para conocer los factores

L. Rojas-Velásquez
Universidad Icesi, Departamento de Economía, Cali (Colombia). Correo electrónico: lrojas@icesi.edu.co.
Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-2588-2658>

C. F. Gómez Segura
Universidad Surcolombiana, Programa de Economía, Neiva (Colombia). Correo electrónico: camilo.gomez@usco.edu.co. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-0043-105X>

Ó. H. Cerquera Losada
Universidad Surcolombiana, Programa de Economía, Neiva (Colombia). Correo electrónico: oscar.cerquera@usco.edu.co. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-7945-6670>

Sugerencia de citación: Rojas-Velásquez, L., Gómez Segura, C. F., & Cerquera Losada, Ó. H. (2026). Exclusión laboral y educativa de los jóvenes en Colombia antes y después del COVID-19. *Cuadernos de Economía*, 45(97), 265-294. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v45n97.107273>

Este artículo fue recibido el 15 de febrero 2023, ajustado el 20 de agosto de 2024 y su publicación aprobada el 6 de julio de 2025.

que afectan la probabilidad de ser nini. Los resultados muestran que la probabilidad de ser nini es mayor conforme aumenta la edad y el tamaño del hogar, y disminuye a medida que aumenta el nivel socioeconómico y el nivel educativo. Las personas que enfrentaron problemas laborales y de salud mental durante la pandemia tienen mayor probabilidad de ser nini.

Palabras clave: educación; trabajo; exclusión; nini; jóvenes.

JEL: D63, I20, J20, J64.

Rojas-Velásquez, L., Gómez Segura, C. F., & Cerquera Losada, Ó. H. (2026). Labour and educational exclusion of young people in Colombia before and after of the COVID-19. *Cuadernos de Economía*, 45(97), 265-294.

This paper studies the socioeconomic factors associated with labour and educational exclusion of young Colombians between 14 and 28 years of age (NEET) and the potential effect of the COVID-19 pandemic. Using data from the Gran Encuesta Integrada de Hogares, discrete choice models are estimated to determine the factors affecting NEET probability. Results show that the likelihood of being NEET increases as age and household size increase and decreases as socioeconomic status and educational level increase. Persons who faced labour and mental health problems during the pandemic are more likely to be NEET.

Keywords: Education; labour; exclusion; NEET; youth.

JEL: D63, I20, J20, J64.

INTRODUCCIÓN

La juventud es una etapa de vital importancia para el desarrollo porque en ella tienen lugar diferentes transiciones hacia la vida adulta en términos de educación, empleo, emancipación y formación familiar (CEPAL, 2006; Hernández-Cardozo, Silva-Arias y Sarmiento-Espinel, 2016). Los individuos se enfrentan a la decisión de asignar su tiempo entre diferentes actividades. Los jóvenes pueden asistir a la escuela, trabajar, realizar las dos actividades o ninguna de ellas. Los jóvenes que no estudian ni trabajan están excluidos del sistema educativo y el mercado laboral y se clasifican como jóvenes nini (Aina et al., 2024; Apunyo et al., 2022; Buitrón et al., 2018; De Hoyos et al., 2016; Mawn et al., 2017; OIT, 2012; Owen et al., 2024; Rahmani et al., 2024; Russell et al., 2012)¹.

El interés en la exclusión laboral y educativa de los jóvenes radica en que la educación formal y la experiencia laboral inciden directamente en la acumulación de capital humano, el aumento de los ingresos, la productividad, la adopción de nuevas tecnologías y el crecimiento económico (Becker, 1964; Hanushek y Woessman, 2008; Lucas, 1988; Makiw et al., 1992; Mincer, 1958; Schultz, 1961). Si bien ser nini permite a un joven consumir ocio en el presente, el costo de oportunidad de ese ocio es muy alto tanto para el individuo como para la sociedad. En primer lugar, la exclusión laboral y educativa interrumpe el proceso de acumulación de capital humano, y afecta directamente la productividad individual, los ingresos esperados y el consumo futuro (De Hoyos et al., 2016). En segundo lugar, aquellos que retrasan o no finalizan sus estudios y quienes permanecen demasiado tiempo desvinculados del mercado laboral son más propensos a no contar con una red profesional que apoye la búsqueda de nuevas y mejores oportunidades (De Hoyos et al., 2016). Asimismo, los jóvenes con un bajo nivel de cualificación y con poca experiencia tienden a generar una dependencia negativa de la duración, debido a que entre más largo sea el periodo de inactividad menor será la probabilidad de encontrar un empleo. Por lo general, los empleadores perciben que una mayor duración del desempleo es señal de poca motivación y baja productividad (Fabrizi y Rocca, 2024). En tercer lugar, la exclusión laboral y educativa puede generar resultados psicosociales adversos, marginar a las personas, motivar comportamientos delictivos y aumentar el gasto en salud pública (Belfield y Levin, 2007; Bynner y Parsons, 2002; Owen et al., 2024). Por tanto, esta doble exclusión tiene la capacidad de reproducir precarias condiciones de vida y afectar negativamente el bienestar social e individual (Amarante et al., 2011; Buitrón et al., 2018; Hernández-Cardozo et al., 2016).

¹ Aunque existe una abierta discusión en torno a la manera de nombrar a las personas que no estudian ni trabajan, el término nini (equivalente al término NEET en inglés) es usado ampliamente por la literatura científica, y por instituciones gubernamentales y no gubernamentales como la Organización Internacional del Trabajo (OIT). Por lo tanto, el término *nini* será usado en este artículo para hacer referencia a los jóvenes que están excluidos del mercado laboral y el sistema educativo.

Por estas razones, diversos organismos gubernamentales y no gubernamentales se han propuesto aumentar la cobertura educativa y garantizar el acceso al mercado laboral (Angrist *et al.*, 2002; Baird *et al.*, 2022; Bernal y Penney, 2019; Blázquez *et al.*, 2019; Graversen y Ours, 2008; Hara, 2022; Kim y Lee, 2019; Laajaj *et al.*, 2022). Dentro de los objetivos de desarrollo sostenible, la Organización de las Naciones Unidas (ONU) se propone garantizar una educación inclusiva, equitativa y de calidad, así como promover oportunidades de aprendizaje durante toda la vida. También busca promover el crecimiento económico inclusivo y sostenible, el empleo y el trabajo decente para todas las personas. Sin embargo, a pesar de estos esfuerzos, aún persiste la exclusión laboral y educativa de las personas jóvenes. El 22,4% de la población joven en el mundo no estudia ni trabaja. En América Latina, esta proporción es equivalente al 20,3% (De Hoyos *et al.*, 2016). De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (OIT), en 2010 el 15,6% de los jóvenes en Estados Unidos no trabajaban ni estudiaban ni recibían algún tipo de formación. En esa época, la tasa de jóvenes nini en los países de la OCDE era de 12,8%. En la Unión Europea, la tasa de jóvenes nini superó el 15% después de la crisis económica de 2008. Los países en desarrollo mostraron una tasa promedio de 12,4% para los hombres y 28,1% para las mujeres jóvenes (OIT, 2012).

La literatura muestra que la probabilidad de que los jóvenes pertenezcan al grupo de los nini es mayor para las personas cuyo rendimiento esperado en el trabajo es menor y para quienes enfrentan algún tipo de vulnerabilidad socioeconómica (Buitrón *et al.*, 2018; Cabral, 2018; Genda, 2007; Mora-Rodríguez *et al.*, 2017; Zuccotti y Jacqueline, 2019). Este fenómeno pudo haberse intensificado con la emergencia sanitaria mundial ocasionada por el COVID-19, que afectó en mayor medida a las personas más vulnerables (Aina *et al.*, 2024; Brown *et al.*, 2022; Collins *et al.*, 2022; Pastore y Choudhry, 2022; Rahmani y Groot, 2023). El confinamiento estricto obligó el cierre de empresas e instituciones educativas. Debido a esto, las empresas tuvieron que implementar el trabajo remoto; sin embargo, muchas de ellas debieron suprimir puestos de trabajo y otras debieron cerrar definitivamente, lo que aumentó las tasas de desempleo. Por su parte, los colegios y las universidades debieron implementar clases virtuales o suspender las actividades escolares. Por tanto, es probable que parte de los estudiantes hayan decidido abandonar el sistema educativo. Esto, sumado a las dificultades generadas por los casos positivos de COVID-19 y las pérdidas humanas al interior de los hogares, pudo haber intensificado la exclusión laboral y educativa de los jóvenes. De acuerdo con Aina *et al.* (2024), la exposición al COVID-19 aumentó el riesgo de ser nini, mientras que para Gustavsson y Jonsson (2024) la pandemia agravó una situación ya tensa para este grupo. En efecto, según datos de la OIT, durante el 2020 el empleo juvenil a nivel mundial cayó el 8,7%, en comparación con la reducción de 3,7% observada para los adultos. Asimismo, durante 2020 aumentó considerablemente la tasa de jóvenes nini en el mundo (OIT, 2021).

El objetivo de este artículo es analizar los factores asociados con la probabilidad de ser joven nini en Colombia antes y después de la pandemia del COVID-19. Para

ello, se estiman modelos de elección discreta con datos de la GEIH, de 2018 y 2021, para las trece áreas metropolitanas del país. Este artículo contribuye a la literatura de dos maneras. Primero, además de estimar modelos binomiales para analizar los factores asociados con la probabilidad de ser nini, se estiman modelos logísticos multinomiales para analizar la probabilidad de ser un determinado tipo de nini con respecto a no ser joven nini, de acuerdo con la línea metodológica de los trabajos desarrollados por Genda (2007) para Japón, y de Málaga *et al.* (2014) para Perú. En Colombia la probabilidad de ser nini se ha estudiado como un problema de elección binomial, pues se asume que esta población es homogénea. Sin embargo, dado que este grupo es heterogéneo en cuanto a su situación en el mercado laboral, en este artículo los jóvenes nini se clasifican en tres categorías: i) jóvenes nini que buscan trabajo (desempleados); ii) jóvenes nini que no realizan esfuerzos por buscar trabajo, pero manifiestan el deseo de trabajar; y iii) jóvenes nini que no realizan esfuerzos por buscar trabajo y no desean trabajar (nini voluntario). Esta clasificación permite entender mejor las motivaciones y las barreras que enfrentan los jóvenes en situación de doble exclusión. De allí se sugeriría el diseño de políticas diferenciadas según la necesidad del individuo. Aunque Hernández-Cardozo *et al.* (2016) clasifican a los jóvenes nini de Colombia en tres grupos (nini desempleado, nini que realiza oficios del hogar y nini que realiza otra actividad) para estimar un modelo de elección multinomial, su clasificación no tiene en cuenta a los adultos jóvenes ni a los jóvenes nini que no buscan trabajo pero que desean trabajar, ni a los que son nini voluntariamente.

Segundo, este artículo relaciona la probabilidad de ser nini con los efectos adversos de la pandemia del COVID-19. La GEIH incluye información que indica si los individuos fueron positivos para COVID-19, si presentaron problemas de salud mental y estrés, si tuvieron problemas para ejercer o buscar trabajo y, si las clases fueron suspendidas en el colegio o la universidad. Aunque existen trabajos que estudian el efecto de la pandemia del COVID-19 sobre la probabilidad de ser nini en Italia (Aina, 2024), la Unión Europea (Tamesberger y Bacher, 2020) y Estados Unidos (Collins *et al.*, 2022), la evidencia para América Latina es muy escasa.

Los resultados de las estimaciones muestran que la probabilidad de ser nini es mayor conforme aumenta la edad y el tamaño del hogar, y disminuye a medida que aumenta el nivel socioeconómico y el nivel educativo. Las mujeres, las mujeres casadas y las personas que reciben remesas tienen una mayor probabilidad de ser nini, a diferencia de los hombres casados y las personas que son jefe de hogar. Estas características también inciden sobre las motivaciones individuales con respecto a la búsqueda de empleo y sobre el estatus laboral. Las estimaciones también sugieren que las personas que enfrentaron problemas laborales y de salud mental durante la pandemia del COVID-19 tienen mayor probabilidad de ser nini.

Este artículo está dividido en seis secciones: en la segunda sección se hace una revisión de literatura; en la tercera sección se describen los datos utilizados; en la cuarta sección se presenta la metodología; en la quinta sección se muestran los principales resultados; y, finalmente, la sexta sección presenta las conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA

El término *nini* es usado para distinguir a los jóvenes que no estudian ni trabajan y es equivalente al término *NEET*, acrónimo en inglés para la expresión *not in employment, education or training* (Aina *et al.*, 2024; Apunyo; 2022; Buitrón *et al.*, 2018). La Fundación Europea para la Mejora de las Condiciones de Vida y el Trabajo ubica el surgimiento de este fenómeno en Inglaterra en la década de 1980 (Eurofound, 2012; Holmes *et al.*, 2019). Desde entonces, la literatura económica ha avanzado en la consolidación de un referente teórico y empírico acerca de los factores que inciden en la formación de los jóvenes *nini* (Assmann y Broschinsk, 2021; Gustavsson y Jonsson, 2024; OIT, 2012; Paabort *et al.*, 2023; Rahmani *et al.*, 2024; Russell *et al.*, 2012). De acuerdo con De Hoyos *et al.* (2016), los jóvenes y sus familias se enfrentan a la elección del uso del tiempo. El proceso de maximización de la utilidad, dadas las restricciones de tiempo, dan forma a estas decisiones. Cuando los adolescentes llegan a un cierto umbral crítico de edad, deben asignar su tiempo entre diferentes actividades y enfrentar las limitaciones de su contexto individual, social y cultural. Tales limitaciones contextuales pueden tener que ver con los factores socioeconómicos de las familias, las características demográficas, las normas culturales, la reglamentación laboral, el acceso a los mercados financieros, la inversión en capital humano de los padres durante la infancia de sus hijos, la disponibilidad y calidad de la educación pública, el desempeño escolar y las habilidades cognitivas.

Existe un amplio cuerpo de investigación que permite identificar los factores asociados con este fenómeno. Sin embargo, no son muchos los estudios empíricos aplicados al caso colombiano. La literatura atribuye la formación de jóvenes *nini* a factores individuales, familiares, socioeconómicos y culturales (Rahmani y Groot, 2023; Rahmani *et al.*, 2024). En estos estudios se observa una tendencia a utilizar métodos probabilísticos, tanto de elección binomial como de elección multinomial. En el contexto internacional, Cabral (2018) estudia los principales factores que impulsan el fenómeno *nini* entre los jóvenes de Senegal, y usa para ello modelos *logit*; encuentra que los factores asociados con la probabilidad de ser *nini* son la edad, el género, la presencia de discapacidades físicas y mentales, los ingresos del hogar, el nivel educativo y la situación laboral del jefe de familia. Zuccotti y O'Reilly (2019) realizan un análisis comparativo con el fin de comprender cómo la interacción entre el origen étnico, el género y la situación laboral de los padres de familia afecta los resultados educativos y laborales de los jóvenes en Reino Unido mediante la estimación de regresiones logísticas. Los autores encuentran que los jóvenes que provienen de hogares en los que ninguno de los dos padres trabaja tienen mayor probabilidad de convertirse en *nini*. Adicionalmente, tener padres sin trabajo es mucho menos perjudicial para los hombres indios y africanos y, para los hombres y mujeres provenientes de Bangladesh, en comparación con los individuos británicos.

Genda (2007) estudia los determinantes del desempleo de los jóvenes de 15 a 34 años en Japón, que no asisten a la escuela, no están casados y, generalmente,

no realizan algún trabajo remunerado. Mediante el método de regresión logística multinomial, el autor encuentra que los jóvenes cuyos rendimientos esperados del trabajo son más bajos (mujeres, las personas mayores, los menos educados y los empleados de largo plazo) tienden a abstenerse de trabajar y no buscan trabajo. Además, los jóvenes varones, menos educados, provenientes de familias pobres, tienen más probabilidad de perder el interés en el trabajo que los jóvenes provenientes de familias de ingreso medio y alto. Málaga *et al.* (2014) analizan las características de los jóvenes peruanos, entre 15 y 29 años, que no estudian, no trabajan ni se encuentran en entrenamiento laboral, mediante modelos logit ordenados. Los principales resultados muestran que la probabilidad de ser nini aumenta para las mujeres que tienen pareja o hijos en el hogar y para los jóvenes varones, mientras que la probabilidad de ser nini disminuye a medida que aumenta el nivel educativo, si los jóvenes son jefes de hogar o si la pareja se dedica a actividades domésticas. Buitrón *et al.* (2018) analizan las características de los jóvenes nini entre los 15 y 24 años en Ecuador, y exploran los factores que aumentan la probabilidad de que un joven no estudie ni trabaje y la probabilidad de acentuar la intensidad de este fenómeno. Mediante modelos logísticos binomiales y logísticos ordenados, los autores encuentran que la probabilidad de ser nini aumenta para los jóvenes que provienen de familias de bajos ingresos, las mujeres, los jóvenes que habitan en áreas urbanas y los jóvenes que provienen de minorías étnicas.

Debido a la magnitud de los efectos adversos de la pandemia del COVID-19 sobre la economía a nivel mundial, parte de la literatura se ha ocupado de estudiar la relación entre COVID-19 y el mercado laboral juvenil (Adams-Prassl *et al.*, 2020; Casarico y Lattanzio, 2022; Collins *et al.*, 2022; Tamesberger y Bacher, 2020). En esta línea, Aina *et al.* (2024) estudian si la pandemia del COVID-19 y la calidad de las instituciones afectan la probabilidad de ser joven nini en Italia mediante modelos de probabilidad lineal. Los autores encuentran que la pandemia condujo a un aumento significativo de la probabilidad de ser nini. No obstante, la calidad institucional y las políticas de apoyo tienen la capacidad de mitigar este efecto y proteger a los jóvenes más vulnerables. Por su parte, Gustavsson y Jonsson (2024) exploran las experiencias de los jóvenes nini en el contexto de la pandemia y encuentran que este suceso agravó las condiciones ya precarias de esta población. Otros trabajos que han estudiado la exclusión laboral y educativa de los jóvenes, a nivel internacional, son los desarrollados por Avanesian *et al.* (2024); Bălan (2014); Bălan (2015); Berigel *et al.* (2024); Cieslik *et al.* (2022); Contini *et al.* (2019); Erten y Keskin (2019); Escoto y Navarrete (2018); Fabrizi y Rocca (2024); Ghoshray *et al.* (2016); Gladwell *et al.* (2022); Holford (2020); Holmes *et al.* (2021); Kelly y McGuinness, 2015; Maynou *et al.* (2022); Mussida y Sciulli (2023); Odoardi *et al.* (2023); Parida *et al.* (2023); Spatarelu (2015); Vasile y Anghel (2015).

En Colombia, Hernández-Cardozo *et al.* (2016) estudian los factores asociados con la exclusión laboral y educativa de los adolescentes entre 15 y 19 años. Los autores clasifican los nini en tres grupos: ninis que buscan trabajo, ninis que se dedican a actividades del hogar y ninis que realizan otras actividades. A partir de

esta clasificación, los autores estiman modelos logísticos multinomiales diferenciados por sexo. Los principales resultados muestran que los adolescentes que no estudian ni trabajan presentan una significativa diferenciación de género dado que las mujeres mantienen roles intrafamiliares que restringen la igualdad de oportunidades en el acceso a la educación y al mercado laboral. Por su parte, Henao-Orozco (2024) estudia el fenómeno de las mujeres nini en Colombia mediante una metodología cualitativa, y encuentra que la corrupción y el género acentúan la exclusión laboral y educativa de las jóvenes. Finalmente, Mora-Rodríguez *et al.* (2017) encuentran que la probabilidad de ser nini aumenta para las mujeres, los jóvenes migrantes y los individuos que recurren a métodos de búsqueda informal para conseguir empleo.

DATOS

Este documento analiza empíricamente los factores asociados con la exclusión laboral y educativa de los jóvenes colombianos antes y después de la pandemia del COVID-19. Para alcanzar este objetivo, se usan datos de la GEIH de 2018 y 2021. La GEIH es una encuesta de ingresos y mercado laboral aplicada mensualmente por el DANE. Además de los datos de ingresos y mercado laboral, la GEIH recolecta información acerca de las características de las viviendas y las características sociodemográficas de las personas. En el año 2020 y 2021, la GEIH recolectó información individual y a nivel de hogar sobre las afectaciones del COVID-19 en la salud, la educación, el mercado laboral y los ingresos. La GEIH se construye a partir de un muestreo probabilístico, estratificado, de conglomerados y multietápico. El primer estrato corresponde a trece capitales y áreas metropolitanas. El segundo estrato corresponde al resto urbano y al resto de cabeceras, centros poblados y rural disperso. En este artículo se usan los datos de la GEIH para las trece áreas metropolitanas del país. Se toman los datos de cada uno de los meses del año 2018 y del 2021 y, posteriormente, se realiza un empalme de cada uno de sus módulos.

La muestra está compuesta por 92 763 individuos de entre los 14 y los 28 años de edad para el año 2018; y 82 301 individuos para el año 2021². La literatura usa diferentes criterios para clasificar a los jóvenes nini según las características asociadas con su doble exclusión. En primer lugar, la población joven se puede clasificar entre aquellos que estudian o trabajan, y aquellos que no ejercen ninguna de las dos actividades (Aina *et al.*, 2014; Apunyo *et al.*, 2022; Buitrón *et al.*, 2018; De Hoyos *et al.*, 2016; OIT, 2012; Rahmani *et al.*, 2024; Russell *et al.*, 2012). Por tanto, en este caso, la variable dependiente se define como una variable binaria que toma el valor de 1 cuando un joven se clasifica como nini y el valor de 0 en caso contrario. En segundo lugar, los jóvenes nini se pueden clasificar en función de su situación laboral. Autores como Buitrón *et al.* (2018), Genda (2007) y

² En este trabajo de investigación se excluye de la muestra a las personas menores de 14 años y mayores de 28. El rango de edad para la población joven se define a partir de Ley 1622 de 2013.

Málaga *et al.* (2014) distinguen entre jóvenes nini que buscan trabajo —y, por lo tanto, hacen parte de la población económicamente activa (PEA)—; jóvenes nini que no buscan trabajo, pero que desean trabajar; y jóvenes nini que no buscan trabajo y no desean trabajar. De manera similar, autores como a Hernández-Cardozo *et al.* (2016) y Ochoa-Díaz *et al.* (2015) clasifican a los jóvenes nini en tres categorías: los que buscan trabajo, los que realizan actividades del hogar y los que realizan una actividad diferente. En este artículo se usa la clasificación de Buitrón *et al.* (2018), Genda (2007) y Málaga *et al.* (2014) debido a dos importantes razones: por un lado, dado que la muestra está compuesta por jóvenes entre los 14 y los 28 años, esta es una clasificación más apropiada porque permite agrupar a las personas en edad adulta que, potencialmente, hacen parte del mercado laboral, pero al tiempo es posible observar a aquellos que son nini de manera voluntaria; por otro lado, esta clasificación permite entender las motivaciones y las barreras que enfrentan los jóvenes en situación de doble exclusión. En este caso, se define una variable dependiente compuesta por cuatro categorías, a saber:

- Categoría 0: joven que estudia, trabaja o ambas.
- Categoría 1: nini tipo 1. Jóvenes nini que buscan trabajo (desempleados).
- Categoría 2: nini tipo 2. Jóvenes nini que no han realizado esfuerzos por buscar trabajo, pero manifiestan el deseo de trabajar.
- Categoría 3. nini tipo 3. Jóvenes nini que no han realizado esfuerzos por buscar trabajo y no desean trabajar (nini voluntario).

Para capturar los efectos del COVID-19 se definen cuatro variables indicadoras: i) si la persona fue positiva para COVID-19, ii) si la persona presentó problemas de estrés durante la pandemia, iii) si la persona tuvo problemas para ejercer alguna labor y, iv) si la persona estudiaba y tuvo que suspender sus clases presenciales debido al confinamiento. A partir de los datos de la GEIH, se dispone de información para todos los individuos sobre la actividad principal que ejercen. Adicionalmente, se cuenta con información sociodemográfica como el género, la edad, el nivel educativo, el estrato socioeconómico, el tamaño del hogar donde viven, el estado civil y los efectos del COVID-19, etc. La tabla 1 presenta la operacionalización de las variables dependientes e independientes usadas en este trabajo de investigación.

De acuerdo con los datos de la GEIH, en el año 2018, 48,97% son hombres y el 51,03%, mujeres. El 51,5% de los hombres jóvenes estuvo realizando alguna actividad laboral y el 37,33% asistió al sistema educativo. En el caso de las mujeres, el 40% realizó alguna actividad laboral y el 37,2% accedió a la educación. De acuerdo con los datos de la tabla 2, el 19,86% de los jóvenes colombianos se clasifican como nini. La proporción de hombres jóvenes que no estudian ni trabajan es equivalente al 14,1%, mientras que la tasa de ninis entre las mujeres es de 25,4%. El 8,5% de los jóvenes son nini que buscan trabajo (nini tipo 1), el 3,5% son nini que no buscan trabajo pero desean trabajar (nini tipo 2), y el 7,5% son nini de manera voluntaria (nini tipo 3).

Tabla 1.
Descripción de variables

Variable	Descripción	Variable	Descripción
nini	0 = Estudia, trabaja o ambas	Estrato	4 = Medio-alto
	1 = No estudia ni trabaja		5 = Alto
Tipo nini	0 = Estudia, trabaja o ambos	Tamaño hogar	Número de personas
	1 = nini desempleado	Remesas	0 = No recibe
	2 = nini que desea trabajar		1 = Sí recibe
	3 = nini voluntario	Casado	0 = No está casado
Edad	Años cumplidos		1 = Está casado
Nivel educativo	0 = Ninguno o preescolar	Jefe de hogar	0 = No es jefe de hogar
	1 = Primaria		1 = Es jefe de hogar
	2 = Secundaria	Covid positivo	0 = No
	3 = Media		1 = Sí
	4 = Superior	Covid estrés	0 = No
Género	0 = Hombre		1 = Sí
Género	1 = Mujer	Covid trabajo	0 = No
	Estrato		0 = Bajo-bajo
Estrato	1 = Bajo	Covid clases	0 = No
	2 = Medio-bajo		1 = Sí
	3 = Medio		

Fuente: elaboración propia.

En el año 2021, 49,1 % son hombres y 50,9 % son mujeres. El 46,7 % de los hombres jóvenes estuvo realizando alguna actividad laboral y el 37,3 % asistió al sistema educativo. El 36 % de las mujeres realizó alguna actividad laboral y el 37,5 % estuvo en el sistema educativo. En este sentido, se observa que la proporción de jóvenes que estudian en 2021, tanto hombres como mujeres, es muy similar a la observada en 2018. Sin embargo, los datos de la GEIH muestran que, entre 2018 y 2021, se redujeron las tasas de empleo juvenil en Colombia. Adicionalmente, la proporción de jóvenes nini aumentó hasta 23,36 %. Para los hombres aumentó hasta 18,04 % y para las mujeres hasta 28,49 %.

Tabla 2.

Clasificación de la población joven en Colombia

Clasificación	2018			2021		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
<i>Según actividad</i>						
Estudia o trabaja	80,14 %	85,88 %	74,63 %	76,64 %	81,96 %	71,51 %
No estudia ni trabaja	19,86 %	14,12 %	25,37 %	23,36 %	18,04 %	28,49 %
<i>Según tipo de nini</i>						
nini tipo 1	8,55 %	7,71 %	9,35 %	11,05 %	10,45 %	11,62 %
nini tipo 2	3,55 %	1,60 %	5,42 %	3,34 %	1,72 %	4,90 %
nini tipo 3	7,49 %	4,44 %	10,41 %	8,64 %	5,42 %	11,75 %
No identificado	0,27 %	0,37 %	0,19 %	0,33 %	0,45 %	0,22 %

Fuente: elaboración propia a partir de datos de la GEIH de 2018 y 2021.

METODOLOGÍA

Para analizar los factores asociados con la exclusión laboral y educativa antes y después del COVID-19, se estiman dos tipos de modelos econométricos. Inicialmente, se estiman modelos de elección binomial para conocer la relación entre las variables explicativas y la probabilidad de ser joven nini en Colombia. Posteriormente, se estiman modelos de elección multinomial para estimar la relación entre el vector de variables explicativas y la probabilidad de ser un determinado tipo de nini.

Cuando se tiene una variable dependiente binaria, se podrían realizar estimaciones econométricas mediante el modelo de probabilidad lineal (MPL). Sin embargo, este modelo presenta varios inconvenientes: primero, la varianza de la perturbación aleatoria no es constante y se violaría el supuesto de homocedasticidad (Wooldridge, 2010); y, segundo, dado que el MPL relaciona la variable dependiente y las variables explicativas de manera lineal, se pueden obtener probabilidades predichas menores a cero o mayores a uno. Para resolver estos inconvenientes es recomendable usar modelos más sofisticados que restrinjan la forma en que la probabilidad de respuesta en la variable explicada dependa de las variables explicativas. En un modelo de respuesta binaria, el interés radica en la probabilidad de respuesta de la siguiente forma:

$$P(Y = 1|X) = P(Y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k) \quad (1)$$

donde Y es la variable dependiente binaria que toma el valor de 1 para los jóvenes nini y el valor de 0 en caso contrario. X denota un vector de variables explicativas como la edad de la persona, el nivel educativo, el estrato socioeconómico, el

género, el tamaño del hogar, el estado civil, la condición de jefe de hogar y el conjunto de variables indicadoras asociadas con el COVID-19. Para evitar las limitaciones del MPL, el modelo puede especificarse de la siguiente manera:

$$P(Y = 1|X) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \beta'X) \quad (2)$$

donde G es una función que asegura que las probabilidades de respuesta estimada estén estrictamente entre cero y uno (Wooldridge, 2010). Existen varias funciones no lineales para especificar la función G . En muchos análisis se utiliza la función de distribución normal tipificada con lo cual se da lugar al modelo probit, que se expresa de la siguiente forma:

$$P(Y = 1|X) = \int_{-\infty}^{\beta'X} \phi(t)dt = \Phi(\beta'X) \quad (3)$$

En otros casos se utiliza la función de distribución logística que da lugar al modelo logit, el cual se especifica de la siguiente forma:

$$P(Y = 1|X) = \frac{e^{\beta'X}}{1 + e^{\beta'X}} = \Lambda(\beta'X) \quad (4)$$

Es recomendable usar un modelo probit cuando los datos están distribuidos aproximadamente de manera igual entre el valor 0 y el valor 1, y usar un modelo logit cuando la distribución de los datos está cargada hacia uno de los dos valores. En este caso se utiliza un modelo logit debido a que existe una concentración de datos en el valor 0. En 2018, el 80,4 % de los jóvenes estudiaba o trabajaba, mientras que el 2021 el 76,6 % no se clasificó como nini.

Para estimar los modelos multinomiales los jóvenes nini son clasificados en tres grupos (nini tipo 1, nini tipo 2, nini tipo 3), siguiendo la línea metodológica de Buitrón *et al.* (2018), Genda (2007) y Málaga *et al.* (2014). Los modelos de variable dependiente categórica pueden ser estimados de acuerdo con una distribución normal tipificada o una distribución logística. Dado que, en este caso, más del 75 % de las observaciones se acumulan en la categoría 0, es recomendable usar modelos logísticos. Es posible estimar modelos logísticos ordenados si las alternativas de elección siguen un orden, pero si las alternativas de elección no siguen un orden, se recomienda estimar modelos logísticos multinomiales.

El modelo logit ordenado toma la primera o la última categoría como categoría de referencia y, estima un parámetro para cada variable explicativa y un intercepto separado para cada categoría. Para determinar si las categorías de la variable dependiente siguen un orden, en este trabajo se utilizan los contrastes de

regresiones paralelas de Brant (1990), Williams (2006) y Wolfe y Gould (1998). Valores significativos de esta prueba indican que se rechaza el supuesto de regresiones paralelas. En el modelo logit multinomial se tiene un conjunto de regresores que explican, al mismo tiempo, la probabilidad de ocurrencia de cada una de las categorías de la variable dependiente en comparación con una categoría de referencia. Para estimar un modelo logit multinomial se debe asumir que las alternativas de elección son independientes, de tal manera que la probabilidad de elegir una categoría j en comparación con una categoría k no dependa de las otras categorías disponibles. Para determinar si se cumple este supuesto se acude a la prueba de independencia de las alternativas irrelevantes (IIA) de Hausman y McFadden (1984). Valores significativos de esta prueba indican que se rechaza el supuesto IIA.

Si se cumple el supuesto IIA es posible estimar un modelo logístico multinomial. En términos generales, este modelo especifica la probabilidad de que el i -ésimo individuo se encuentre en la categoría j en comparación con la probabilidad de que se encuentre una categoría k , dado un conjunto de variables explicativas, tal y como se muestra en la siguiente ecuación:

$$P(Y = 1|X) = \frac{e^{\beta_j' X_i}}{\sum_{l=1}^J e^{\beta_l' X_i}} \quad (5)$$

RESULTADOS

La tabla 3 presenta los resultados de los modelos de elección binominal estimados para conocer los factores asociados con la probabilidad de ser nini en Colombia antes y después de la pandemia del COVID-19. El modelo 1 se estimó con datos de 2018 y los dos modelos siguientes con datos de 2021. El modelo 2 incluye variables binarias para las personas que fueron casos positivos de COVID-19 y para aquellos que presentaron problemas estrés y salud mental debido a la pandemia. El modelo 3 incluye variables binarias para las personas que sufrieron problemas para ejercer algún trabajo durante la pandemia y para aquellos que tuvieron que enfrentar la suspensión de clases presenciales debido al confinamiento. Todos los modelos fueron sometidos a una serie de contrastes para dar soporte empírico a los resultados obtenidos.

Debido a la presencia de un potencial problema de heterocedasticidad (ver tabla A1 en los anexos), los modelos presentados se estimaron usando errores estándar robustos. Además, en cada uno de ellos se incluyeron efectos fijos de área metropolitana para controlar la varianza entre regiones y efectos fijos de tiempo (trimestre) para controlar la varianza entre diferentes periodos de un mismo año. El contraste de Ramsey indica que cada uno de los modelos está correctamente especificado (ver tabla A2). El contraste de Wald y el contraste de la razón de

verosimilitud (LR) indican que las variables explicativas de los modelos son, en conjunto, estadísticamente significativas para explicar la variable dependiente. El *pseudo R²* y la tasa de aciertos muestran que los modelos estimados predicen bien la probabilidad de ser un joven nini en Colombia. Por tanto, los resultados de las estimaciones son confiables.

Las estimaciones indican que la probabilidad de ser nini aumenta conforme aumenta la edad de las personas. Sin embargo, existen rendimientos marginales decrecientes dado que el cuadrado de los años de edad es negativo. Esto sugiere que, en promedio, las personas que se hallan en condición de doble exclusión lo están hasta determinada edad y, a partir de ese momento, dejan de ser nini. Por lo tanto, la exclusión laboral y educativa no es permanente. Asimismo, la probabilidad de ser nini es mayor para los jóvenes que reciben remesas, las mujeres y las mujeres casadas. A medida que aumenta el tamaño del hogar también aumenta la probabilidad de pertenecer al grupo de jóvenes que no estudian ni trabajan. Por un lado, estos resultados sugieren que la exclusión laboral y educativa está asociada con roles que asumen las personas dentro del hogar según el género. Por otro lado, la exclusión laboral y educativa de los jóvenes podría estar relacionada con la excesiva dependencia hacia otras personas, lo cual puede brindar una sensación de seguridad y confort que desmotiva o retrasa la búsqueda de empleo y el acceso a la educación formal.

Tabla 3.
Modelos binomiales

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
Edad	1,0968***	0,0275	1,1679***	0,0279	0,6274***	0,0292
Edad al cuadrado	-0,0236***	0,0006	-0,0247***	0,0006	-0,0142***	0,0007
Ed. Primaria	-2,0019***	0,1236	-1,9516***	0,1507	-1,9305***	0,1381
Ed. Secundaria	-2,9151***	0,1169	-2,9287***	0,1420	-2,7518***	0,1304
Ed. Media	-2,7949***	0,1164	-2,7927***	0,1418	-2,6088***	0,1298
Ed. Superior	-4,0028***	0,1173	-3,9701***	0,1425	-3,5452***	0,1308
Estrato bajo	-0,1997***	0,0222	-0,1790***	0,0222	-0,1445***	0,0230
Estrato medio-bajo	-0,3593***	0,0267	-0,3253***	0,0269	-0,2605***	0,0280
Estrato medio	-0,6122***	0,0520	-0,6218***	0,0524	-0,5007***	0,0544
Estrato medio-alto	-0,7681***	0,0959	-0,7343***	0,0973	-0,5679***	0,1001
Estrato alto	-0,8223***	0,1329	-0,8465***	0,1229	-0,7193***	0,1250
Tamaño hogar	0,0299***	0,0042	0,0377***	0,0046	0,0335***	0,0046
Remesas	0,7561***	0,0897	0,5561***	0,1123	0,6573***	0,1209

(Continúa)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coficiente	EE	Coficiente	EE	Coficiente	EE
Casado	-0,8716***	0,1444	-0,8493***	0,1628	-0,7862***	0,1607
Mujer	0,8244***	0,0192	0,7105***	0,0188	0,7490***	0,0194
Mujer casada	1,4806***	0,1533	1,4958***	0,1744	1,3896***	0,1724
Jefe de hogar	-0,8529***	0,0353	-0,7058***	0,0322	-0,7443***	0,0323
Covid positivo			-0,1097***	0,0338		
Covid estrés			0,1972***	0,0237		
Covid trabajo					1,3945***	0,0341
Covid clases					-1,5530***	0,0322
Constante	-10,7236***	0,3110	-11,5022***	0,3225	-4,9201***	0,3370
Observaciones	92 763		82 301		82 301	
LR	11 743,71		11 002,47		16 015,84	
Pseudo R2	0,1270		0,1230		0,1790	
Wald	9392,57		8940,91		11 468,12	
Tasa aciertos	74,52 %		69,80 %		70,98 %	

Nota. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

Por su parte, la probabilidad de ser nini es menor para los hombres casados y para los jóvenes que son jefes de hogar. Además, esta probabilidad disminuye conforme aumenta el nivel educativo y el nivel socioeconómico. Este hallazgo apoya la idea de que la probabilidad de ser nini está asociada con los roles asumidos dentro del hogar. También indica que las personas con mayor educación y mejor nivel socioeconómico han acumulado más capital humano, son más productivos, disponen de mejores redes profesionales y tienen más recursos para reducir el riesgo de exclusión. Con respecto al potencial efecto de la pandemia del COVID, las estimaciones muestran que las personas que manifiestan haber sufrido problemas de soledad, estrés o depresión tienen una mayor probabilidad de ser nini, mientras que las personas que fueron diagnosticadas como casos positivos de COVID-19 tienen una menor probabilidad de pertenecer al grupo nini. Este resultado indica que, a pesar de los efectos adversos del COVID-19 en la salud de las personas, la afectación física del virus no constituyó un motivo para abandonar el trabajo o los estudios formales. Esto pudo haber ocurrido debido a la flexibilidad ofrecida por las empresas y las instituciones educativas y por la rápida adaptación del mundo a la virtualidad. En cambio, no fue posible superar oportunamente los efectos psicológicos adversos del confinamiento, dado que este tipo de afectaciones suele tener consecuencias en el mediano y largo plazo, y requiere atención especializada.

De las estimaciones se deduce que las personas que tuvieron problemas para ejercer su trabajo, para buscar un trabajo nuevo o para iniciar un negocio tienen una mayor probabilidad de pertenecer al grupo de los nini. Esto se debió a que una gran cantidad de empresas redujeron puestos de trabajo o cerraron definitivamente. También es posible que muchas de las personas que perdieron sus empleos también hayan perdido el capital social acumulado y el apoyo de las redes profesionales con las que contaban. Por el contrario, las personas que sufrieron la suspensión de clases presenciales tienen una menor probabilidad de ser nini. Este resultado puede estar asociado con que la educación en modalidad virtual se convirtió en un mecanismo para amortiguar los efectos adversos del confinamiento. Por un lado, ante las suspensiones de las clases presenciales, las personas no abandonaron el sistema educativo, sino que rápidamente se adaptaron a la virtualidad. Dado que en este artículo se usan datos de las áreas metropolitanas del país, es razonable suponer que los jóvenes no tuvieron mayores dificultades de conectividad, como pudo haber sucedido con aquellos que habitaban en zonas rurales. Por otro lado, la virtualidad pudo haber motivado a las personas que no estaban estudiando a ingresar a una institución educativa. Bajo este escenario existe una mayor flexibilidad para organizar el uso del tiempo y se evitan los largos recorridos para llegar al colegio o la universidad.

El contraste de regresiones paralelas indica que las categorías de la variable dependiente (nini tipo 1, nini tipo 2, nini tipo 3) no están ordenadas (ver tabla A3). Los resultados de la prueba IIA muestran que, en la mayoría de los casos y modelos, no es posible rechazar la hipótesis nula (ver tabla A4). Por tanto, se asume que las alternativas son independientes y es apropiado estimar modelos logísticos multinomiales. Estos modelos permiten observar los factores asociados con la probabilidad de ser un determinado tipo de nini en comparación con la probabilidad de no ser nini. Cada uno de estos modelos se estima con el uso de errores estándar robustos e incluyen efectos fijos de área y de trimestre.

La tabla 4 presenta la estimación multinomial del modelo 1. Los resultados muestran que la edad se relaciona positivamente con la probabilidad de ser cada uno de los distintos tipos de nini. Sin embargo, el parámetro estimado es mayor para los nini que buscan trabajo. El tamaño del hogar se relaciona positivamente con la probabilidad de ser cada uno de los distintos tipos de nini en comparación con la categoría de referencia, pero el parámetro estimado es mayor para los jóvenes nini que desean trabajar y no han hecho ningún esfuerzo para buscar trabajo. Los jóvenes que reciben remesas, las mujeres y las mujeres casadas tienen mayor probabilidad de ser cada uno de los distintos tipos de nini. En estos casos, el parámetro estimado es mayor para los jóvenes nini que no buscan trabajo pero desean trabajar. Esto sugiere que factores asociados a los roles de género, la discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral y la alta dependencia económica de otras personas tiene incidencia sobre las acciones que toman las personas para superar la exclusión. En particular, aunque estas personas desean trabajar, no han encontrado los mecanismos apropiados para ingresar al mercado laboral o su motivación no es

suficiente. Adicionalmente, para los que reciben remesas, el parámetro estimado es menor que para los nini voluntarios, mientras que para las mujeres y las mujeres casadas el parámetro es menor si son personas desempleadas.

Tabla 4.

Modelo multinomial (modelo 1)

	nini T1		nini T2		nini T3	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
Edad	1,814***	0,043	1,353***	0,057	0,743***	0,040
Edad al cuadrado	-0,038***	0,001	-0,029***	0,001	-0,017***	0,001
Ed. Primaria	0,360	0,287	-0,597**	0,239	-1,951***	0,136
Ed. Secundaria	-0,115	0,282	-1,380***	0,232	-3,313***	0,131
Ed. Media	0,190	0,280	-1,528***	0,229	-3,190***	0,129
Ed. Superior	-0,581**	0,280	-3,084***	0,232	-5,043***	0,133
Estrato bajo	-0,158***	0,031	-0,309***	0,045	-0,207***	0,033
Estrato medio-bajo	-0,329***	0,037	-0,600***	0,058	-0,318***	0,040
Estrato medio	-0,671***	0,072	-0,922***	0,131	-0,445***	0,081
Estrato medio-alto	-0,774***	0,127	-1,308***	0,267	-0,564***	0,154
Estrato alto	-0,932***	0,186	-1,414***	0,388	-0,593***	0,201
Tamaño hogar	0,031***	0,006	0,037***	0,008	0,026***	0,006
Remesas	0,755***	0,113	0,867***	0,164	0,731***	0,145
Casado	-0,624***	0,152	-1,009**	0,414	-2,765***	0,713
Mujer	0,357***	0,026	1,486***	0,046	1,171***	0,030
Mujer casada	0,720***	0,170	1,846***	0,422	3,927***	0,717
Jefe de hogar	-0,833***	0,045	-0,944***	0,078	-0,838***	0,060
Constante	-22,695***	0,542	-16,879***	0,654	-7,319***	0,433
Observaciones	92 446					
LR	16 323,43					
Pseudo R2	0,1265					
Wald	13 567,91					

Nota. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

El nivel educativo incide negativamente en la probabilidad de ser cada uno de los determinados tipos de nini. No obstante, conforme aumenta el nivel educativo, se reduce en mayor medida la probabilidad de ser nini voluntario y nini que no busca trabajo, pero que desea trabajar. Es decir que la educación no solo incide en la

acumulación de capital humano y en el desarrollo de nuevas competencias, sino que ofrece mejores mecanismos de búsqueda de empleo y brinda la oportunidad de acumular capital social y aprovechar las redes profesionales; así, afecta directamente la motivación de las personas para abandonar la inactividad laboral. El acceso a la educación superior, seguido del acceso a la educación media y secundaria, son los niveles educativos que tienen mayor incidencia en la reducción de la exclusión laboral y educativa. Para reducir la probabilidad de ser nini desempleado es necesario tener educación superior.

El nivel socioeconómico también se relaciona negativamente con la probabilidad de ser cada uno de los distintos tipos de nini. En este caso, el parámetro estimado es mayor (en valor absoluto si el parámetro estimado es negativo) para los jóvenes nini que no buscan trabajo, pero que desean trabajar. Pertenecer a los estratos alto y medio alto incide en mayor medida en la reducción de la probabilidad de ser nini. Los hombres casados y las personas que son jefe de hogar tienen una menor probabilidad de ser cada uno de los diferentes tipos de nini. Para los hombres casados el parámetro estimado es mayor sobre la probabilidad de ser nini tipo 3, mientras que para los jefes de hogar el parámetro estimado es mayor sobre la probabilidad de ser nini tipo 2. Nuevamente, los roles asumidos dentro del hogar contribuyen a reducir la exclusión laboral y educativa, pero en este caso, esos roles motivan a las personas a participar en la fuerza laboral, aun cuando no encuentren un empleo.

La tabla 5 presenta la estimación multinomial del modelo 2. De acuerdo con la estimación, las variables explicativas tienen una incidencia sobre la probabilidad de ser cada uno de los tipos de nini, similar a la observada en las estimaciones de la tabla 4. Esto indica, además, que los resultados de este artículo son robustos y se mantienen incluso cuando se usa una muestra diferente de la misma población. Sin embargo, se observan pequeños cambios en el tamaño de los coeficientes estimados. Por ejemplo, el tamaño de los parámetros asociados con los años de edad aumentó en 2021 en comparación con los parámetros estimados para 2018. Lo mismo ocurre con la variable tamaño del hogar y la variable que indica si la persona recibe remesas desde el exterior. Con respecto a esto último, los resultados sugieren que los jóvenes son cada vez más dependientes de las remesas y que cada vez les interesa menos educarse o acceder al mercado laboral formal. Por tanto, es posible que en el largo plazo cambien las preferencias en cuanto a la educación y el trabajo. De hecho, durante los últimos años la demanda de educación superior ha comenzado a disminuir. Para las mujeres, aunque el parámetro sigue siendo positivo, este se redujo para el 2021. No obstante, se observa que para las mujeres casadas los parámetros estimados aumentaron, excepto para la categoría de nini voluntario. En 2018, las mujeres casadas tenían una mayor probabilidad de pertenecer al grupo de jóvenes que son nini de manera voluntaria, pero en 2021 las mujeres casadas tienen una mayor probabilidad de pertenecer al grupo de jóvenes nini que desean trabajar. En el caso de los hombres casados, en 2018 tenían una menor probabilidad de pertenecer al grupo de jóvenes nini que son voluntarios, en

2021 tienen una menor probabilidad de pertenecer al grupo de jóvenes nini que desean trabajar.

Con respecto a la incidencia de la pandemia del COVID-19 sobre la probabilidad de ser un determinado tipo de nini, la estimación muestra que ser positivo para COVID-19 no tiene relación con la probabilidad de ser nini tipo 1 ni nini Tipo 2, pero sí se relaciona de manera negativa con la probabilidad de ser nini voluntario. Esto da a entender que las personas que sufrieron afectaciones físicas a causa del COVID-19 pudieron haberse visto motivadas a buscar un empleo o alguna actividad escolar. Por su parte, las personas que manifestaron problemas de estrés y salud mental tienen una mayor probabilidad de ser nini desempleado o nini que desea trabajar. Este resultado también está ligado a las motivaciones personales, porque es posible que debido a las afectaciones psicológicas las personas hayan optado por salir de la inactividad y hacer parte de la fuerza laboral, sin mayor éxito, con el fin de hacer mejor uso de su tiempo y reducir la preocupación y el estrés.

Tabla 5.
Modelo multinomial (modelo 2)

	nini T1		nini T2		nini T3	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
Edad	1,932***	0,041	1,542***	0,064	0,780***	0,040
Edad al cuadrado	-0,040***	0,001	-0,033***	0,001	-0,018***	0,001
Ed. Primaria	0,670**	0,329	-0,150	0,338	-1,695***	0,157
Ed. Secundaria	0,196	0,323	-0,899***	0,327	-3,152***	0,149
Ed. Media	0,403	0,322	-0,975***	0,325	-2,953***	0,147
Ed. Superior	-0,383	0,322	-2,436***	0,327	-4,800***	0,151
Estrato bajo	-0,135***	0,030	-0,283***	0,048	-0,203***	0,033
Estrato medio-bajo	-0,339***	0,036	-0,498***	0,064	-0,271***	0,041
Estrato medio	-0,675***	0,069	-1,106***	0,159	-0,450***	0,082
Estrato medio-alto	-0,887***	0,130	-1,185***	0,300	-0,387***	0,149
Estrato alto	-1,355***	0,201	-0,875***	0,316	-0,382**	0,168
Tamaño hogar	0,037***	0,006	0,036***	0,009	0,041***	0,006
Remesas	0,325**	0,147	0,828***	0,215	0,816***	0,168
Casado	-0,660***	0,171	-2,490**	1,007	-1,238***	0,393
Mujer	0,294***	0,024	1,336***	0,048	1,095***	0,029
Mujer casada	0,877***	0,192	3,186***	1,015	2,536***	0,401
Jefe de hogar	-0,697***	0,040	-0,617***	0,072	-0,787***	0,056

(Continúa)

	nini T1		nini T2		nini T3	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
Covid positivo	-0,052	0,042	-0,023	0,073	-0,285***	0,059
Covid estrés	0,284***	0,030	0,420***	0,048	-0,046	0,038
Constante	-24,245***	0,546	-19,644***	0,762	-7,922***	0,440
Observaciones	81 951					
LR	16051,38					
Pseudo R2	0,1272					
Wald	13 723,20					

Nota. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con la tabla 6, las personas que presentaron problemas para ejercer su trabajo, buscar un nuevo trabajo o emprender un negocio, tienen una menor probabilidad de pertenecer al grupo nini tipo 3 y una mayor probabilidad de ser un nini que busca trabajo o que desea trabajar. Es decir que, en el periodo de postpandemia, las personas se motivaron rápidamente a buscar nuevos empleos, y aumentó la oferta agregada de trabajo, pero dada la crisis económica y las condiciones del mercado laboral, fue más difícil encontrarlo. Mientras que los jóvenes que se vieron obligados a suspender las clases presenciales tienen una menor probabilidad de pertenecer a cada uno de los diferentes tipos de nini en comparación con no ser nini, pero el parámetro estimado es más negativo para el grupo nini voluntario.

Tabla 6.

Modelo multinomial (modelo 3)

	nini T1		nini T2		nini T3	
	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE	Coefficiente	EE
Edad	1,367***	0,044	1,072***	0,069	0,273***	0,042
Edad al cuadrado	-0,029***	0,001	-0,023***	0,002	-0,008***	0,001
Ed. Primaria	0,489	0,334	-0,198	0,337	-1,719***	0,152
Ed. Secundaria	0,148	0,328	-0,819**	0,327	-2,944***	0,145
Ed. Media	0,360	0,327	-0,889***	0,324	-2,736***	0,142
Ed. Superior	-0,175	0,327	-2,134***	0,326	-4,307***	0,147
Estrato bajo	-0,104***	0,031	-0,263***	0,048	-0,152***	0,033
Estrato medio-bajo	-0,260***	0,038	-0,453***	0,064	-0,224***	0,041
Estrato medio	-0,528***	0,071	-1,022***	0,160	-0,358***	0,084

(Continúa)

	nini T1		nini T2		nini T3	
	Coeficiente	EE	Coeficiente	EE	Coeficiente	EE
Estrato medio-alto	-0,664***	0,132	-1,068***	0,301	-0,320**	0,153
Estrato alto	-1,166***	0,202	-0,792**	0,314	-0,315*	0,172
Tamaño hogar	0,033***	0,006	0,033***	0,009	0,035***	0,006
Remesas	0,462***	0,158	0,926***	0,217	0,853***	0,173
Casado	-0,575***	0,169	-2,464**	1,007	-1,211***	0,391
Mujer	0,314***	0,025	1,369***	0,048	1,126***	0,030
Mujer casada	0,750***	0,191	3,114***	1,015	2,389***	0,400
Jefe de hogar	-0,715***	0,041	-0,633***	0,071	-0,838***	0,055
Covid trabajo	1,829***	0,035	1,081***	0,065	-0,429***	0,084
Covid clases	-1,493***	0,048	-1,303***	0,084	-1,681***	0,047
Constante	-17,260***	0,585	-13,757***	0,832	-1,652***	0,462
Observaciones	81 951					
LR	22065,89					
Pseudo R2	0,1749					
Wald	17 130,02					

Nota. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: elaboración propia.

CONCLUSIONES

Este artículo analiza los factores asociados con la probabilidad de ser nini para los jóvenes colombianos entre los 14 y 28 años y el potencial efecto de la pandemia sobre la exclusión laboral y educativa mediante la estimación de un conjunto de modelos de regresión logística, con datos de la GEIH del 2018 y 2021. El propósito de esta investigación es brindar una comprensión general y clara acerca de la exclusión laboral y educativa de los jóvenes colombianos, antes y después de la pandemia del COVID-19. Los datos de la GEIH muestran que en el año 2018 el 19,86% de los jóvenes colombianos no estudiaron ni trabajaron y en el año 2021, inmediatamente después de la pandemia, la tasa de jóvenes tipificados como nini ascendió a 23,36%. En ambos años, la mayor proporción de nini se encontró entre las mujeres y en una menor medida entre los hombres. Además, la mayor parte de los jóvenes colombianos excluidos se clasifican en el grupo de jóvenes nini que buscan trabajo (desempleados).

Los principales resultados muestran que las mujeres, las mujeres casadas y los jóvenes que reciben remesas, son más propensos a pertenecer a cualquiera de los diferentes tipos de nini. Además, la probabilidad de ser nini aumenta conforme

aumenta la edad y el tamaño del hogar. Por el contrario, la probabilidad de ser nini disminuye con el nivel socioeconómico, con el nivel educativo y para los hombres casados y aquellos que son jefes de hogar. Con respecto a la incidencia del COVID-19, se encuentra que haber sufrido problemas de salud mental y problemas para desempeñar alguna actividad laboral aumenta la probabilidad de pertenecer al grupo nini que busca trabajo y al grupo nini que desea trabajar. Entre tanto, ser positivo para COVID-19 y haber tenido problemas para recibir clases de manera presencial se relaciona negativamente con la probabilidad de ser nini.

Los resultados presentados en este artículo tienen importantes implicaciones académicas y prácticas. Por un lado, se contribuye a la literatura de dos maneras. Primero, se analizó el fenómeno de la exclusión laboral y educativa los jóvenes colombianos como un problema de elección multinomial, lo cual permite obtener mejores conclusiones. Segundo, se estimó la incidencia del COVID-19 sobre la probabilidad de ser un determinado tipo de nini. Por otro lado, en términos prácticos, los resultados presentados pueden guiar el diseño de las políticas orientadas a reducir la exclusión laboral y educativa, tomando como punto de referencia las motivaciones y las barreras que enfrentan los jóvenes según sus características y su posición en el mercado laboral. La exclusión laboral y educativa varía dependiendo de las características individuales y las condiciones socioeconómicas, por tanto, las políticas orientadas a mitigar el fenómeno nini deben ser focalizadas y priorizar a las personas más vulnerables como, por ejemplo, las mujeres, las mujeres casadas, los jóvenes de mayor edad que buscan trabajo y no encuentran, los jóvenes que provienen de familias numerosas, quienes tienen un menor nivel educativo, los que pertenecen a los estratos socioeconómicos más bajos y los que sufrieron dificultades laborales y de salud mental durante la pandemia del COVID-19.

REFERENCIAS

1. Aina, C., Brunetti, I., Mussida, C., & Scicchitano, S. (2024). Even more discouraged? The NEET generation at the age of COVID-19. *Applied Economics*, 56, 1-18. <https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2337790>
2. Amarante, V., Filardo, V., Lasida, J., & Operti, R. (2011). *Jóvenes en tránsito: Oportunidades y obstáculos en las trayectorias hacia la vida adulta*. Rumbos .
3. Angrist, J., Bettinger, E., Bloom, E., King, E., & Kremer, M. (2002). Vouchers for private schooling in Colombia: evidence from a randomized natural experiment. *American Economic Review*, 92(5), 1535-1558. <https://doi.org/10.1257/000282802762024629>
4. Apunyo, R., White, H., Otiye, C., Katairo, T., Puerto, S., Gardiner, D., Kinengyere, A., Eyers, J., Saran, A., & Obuku, E. A. (2022). Interventions to increase youth employment: An evidence and gap map. *Campbell Systematic Review*, 18(1), 1-28. <https://doi.org/10.1002/cl2.1216>

5. Assmann, M.-L., & Broschinski, S. (2021). Mapping young NEETs across Europe: Exploring the institutional configurations promoting youth disengagement from education and employment. *Journal of Applied Youth Studies*(4), 95-117. <https://doi.org/10.1007/s43151-021-00040-w>
6. Avanesian, G., Borovskaya, M., Masych, M., Dikaya, L., Ryzhova, V., & Egorova, V. (2024). How far are NEET youth falling behind in their non-cognitive skills? An econometric analysis of disparities. *Economies*, *12*(1), 1-15. <https://doi.org/10.3390/economies12010025>
7. Baird, M. D., Engberg, J., & Gutierrez, I. A. (2022). RCT evidence on differential impact of US job training programmes by pre-training employment status. *Labour Economics*, *75*, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2022.102140>
8. Bălan, M. (2014). Youth labor market vulnerabilities: Characteristics, dimensions and costs. *Procedia Economics and Finance*, *8*, 66-72. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00064-1](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00064-1)
9. Bălan, M. (2015). Methods to estimate the structure and size of the “Neet” youth. *Procedia Economics and Finance*, *32*, 119-124. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01372-6](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01372-6)
10. Becker, G. (1964). *Human capital*. Columbia University Press.
11. Belfield, C. R., & Levin, H. M. (2007). *The price we pay: Economic and social consequences of inadequate education*. Brookings Institution Press. <https://www.jstor.org/stable/10.7864/j.ctt126269>
12. Berigel, M., Boztaş, G. D., Rocca, A., & Neagu, G. (2024). Using machine learning for NEETs and sustainability studies: Determining best machine learning algorithms. *Socio-Economic Planning Sciences*, *94*, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2024.101921>
13. Bernal, G. L., & Penney, J. (2019). Scholarships and student effort: Evidence from Colombia’s Ser Pilo Paga program. *Economics of Education Review*, *72*, 121-130. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2019.04.008>
14. Blázquez, M., Herrarte, A., & Sáez, F. (2019). Training and job search assistance programmes in Spain: The case of long-term unemployed. *Journal of Policy Modeling*, *41*(2), 316-335. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.03.004>
15. Brant, R. (1990). Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, *46*(4), 1171-1178. <https://doi.org/10.2307/2532457>
16. Brown, C., Douthwaite, A., Savvides, N., & Costas Batlle, I. (2022). Five mechanisms for tackling the risks to NEETHood: Introducing a pathway to change to guide educators’ support strategies. *International Journal of Adolescence and Youth*, *27*(1), 457-474. <https://doi.org/10.1080/02673843.2022.2130082>

17. Buitrón, K., Jami, V., & Salazar Méndez, Y. (2018). Los jóvenes ninis en el Ecuador. *Revista de Economía del Rosario*, 21(1), 39-80. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.6800>
18. Bynner, J., & Parsons, S. (2002). Social exclusion and the transition from school to work: The case of young people not in education, employment, or training (NEET). *Journal of Vocational Behavior*, 60(2), 289-309. <https://doi.org/10.1006/jybe.2001.1868>
19. Cabral, F. J. (2018). Key drivers of NEET phenomenon among youth people in Senegal. *Economic Bulletin*, 38(1), 248-261. <https://econpapers.repec.org/article/eblecbull/eb-17-00621.htm>
20. Casarico, A., & Lattanzio, S. (2022). The heterogeneous effects of COVID-19 on labor market flows: Evidence from administrative data. *The Journal of Economic Inequality*, 20, 537-558. <https://doi.org/10.1007/s10888-021-09522-6>
21. CEPAL. (2006). *Los jóvenes y el empleo en América Latina. Desafíos y perspectivas ante el nuevo escenario laboral*. Colombia: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/1902-jovenes-empleo-america-latina-desafios-perspectivas-nuevo-escenario-laboral>
22. Cieslik, K., Barford, A., & Vira, B. (2022). Young people not in Employment, Education or Training (NEET) in Sub-Saharan Africa: Sustainable development target 8.6 missed and reset. *Journal of Youth Studies*, 25(8), 1126-1147. <https://doi.org/10.1080/13676261.2021.1939287>
23. Collins, M. E., Kuykendall, S., Ramirez, M., & Spindle-Jackson, A. (2022). COVID impacts on U.S. youth workforce system: Challenges and opportunities. *Journal of Education and Work*, 35(5), 470-484. <https://doi.org/10.1080/13639080.2022.2091119>
24. Contini, D., Filandri, M., & Pacelli, L. (2019). Persistency in the NEET state: A longitudinal analysis. *Journal of Youth Studies*, 22(7), 959-980. <https://doi.org/10.1080/13676261.2018.1562161>
25. De Hoyos, R., Rogers, H., & Székely, M. (2016). *Ninis en América Latina: 20 millones de jóvenes en busca de oportunidades*. Banco Mundial. <https://igualdad.cepal.org/es/digital-library/ninis-en-america-latina-20-millones-de-jovenes-en-busqueda-de-oportunidades>
26. Erten, B., & Keskin, P. (2019). Compulsory schooling for whom? The role of gender, poverty, and religiosity. *Economics of Education Review*, 72, 187-203. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2019.06.001>
27. Escoto, A., & Navarrete, E. L. (2018). Qué hacer para ser NiNi. Recupero las particularidades de los jóvenes que no estudian y no trabajan en México y El Salvador. *Papeles de Población*, 96, 217-254. <https://doi.org/10.22185/24487147.2018.96.20>
28. Eurofound. (2012). *NEETs – Young people not in employment, education or training: Characteristics, costs and policy responses in Europe*.

- Publications Office of the European Union. <https://www.eurofound.europa.eu/en/publications/2012/neets-young-people-not-employment-education-or-training-characteristics-costs-and>
29. Fabrizi, E., & Rocca, A. (2024). NEET status duration and socio-economic background. *Socio-Economic Planning Sciences*, 95, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2024.101986>
 30. Genda, Y. (2007). Jobless youths and the NEET problem in Japan. *Social Science Japan Journal*, 10(1), 23-40. <https://doi.org/10.1093/ssjj/jym029>
 31. Ghoshray, A., Ordóñez, J., & Sala, H. (2016). Euro, crisis and unemployment: Youth patterns, youth policies? *Economic Modelling*, 58, 442-453. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2016.05.017>
 32. Gladwell, D., Popli, G., & Tsuchiya, A. (2022). Predictors of becoming not in education, employment or training: A dynamic comparison of the direct and indirect determinants. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, (185), 485-514. <https://doi.org/10.1111/rssa.12961>
 33. Graversen, B.-K., & Ours, J. C. (2008). How to help unemployed find jobs quickly: Experimental evidence from a mandatory activation program. *Journal of Public Economics*, 92(10-11), 2020-2035. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.04.013>
 34. Gustavsson, I. N., & Jonsson, F. (2024). Exploring the experiences of NEET-situated young people within the context of the COVID-19 pandemic using resonance theory. *Journal of Applied Youth Studies*, 1-20. <https://doi.org/10.1007/s43151-024-00119-0>
 35. Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607-668. <https://doi.org/10.1257/jel.46.3.607>
 36. Hara, H. (2022). The effect of public-sponsored job training in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 64, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2021.101187>
 37. Hausman, J., & McFadden, D. (1984). Specification tests for the multinomial logit model. *Econometrica*, 52(5), 1219-1240. <https://doi.org/10.2307/1910997>
 38. Henao Orozco, N. (2024). Brechas de género y corrupción: el fenómeno de las mujeres ninis en Colombia. *Apuntes del CENES*, 43(7), 131-149. <https://doi.org/10.19053/uptc.01203053.v43.n77.2024.16103>
 39. Hernández Cardozo, J. C., Silva Arias, A. C., & Sarmiento Espinel, J. A. (2016). Factores asociados a la exclusión laboral y educativa de los adolescentes colombianos. *Revista de Economía del Caribe*, 17, 64-89. <https://doi.org/10.14482/ecoca.17.7576>
 40. Holford, A. (2020). Youth employment, academic performance and labour market outcomes: Production functions and policy effects. *Labour Economics*, 63, 1-27. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101806>

41. Holmes, C., Murphy, E., & Mayhew, K. (2021). What accounts for changes in the chances of being NEET in the UK? *Journal of Education and Work*, 34(4), 389-413. <https://doi.org/10.1080/13639080.2021.1943330>
42. Kelly, E., & McGuinness, S. (2015). Impact of the Great Recession on unemployed and NEET individuals' labour market transitions in Ireland. *Economic Systems*, 39(1), 59-71. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.06.004>
43. Kim, H., & Lee, J. (2019). Can employment subsidies save jobs? Evidence from a shipbuilding city in South Korea. *Labour Economics*, 61, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.101763>
44. Laajaj, R., Moya, A., & Sánchez, F. (2022). Equality of opportunity and human capital accumulation: Motivational effect of a nationwide scholarship in Colombia. *Journal of Development Economics*, 154, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102754>
45. Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
46. Málaga, R., Oré, T., & José, T. (2014). Jóvenes que no estudian ni trabajan: el caso peruano. *Economía*, 37(74), 95-132. <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/economia/article/view/11414/11931>
47. Mawn, L., Oliver, E. J., Akhter, N., Bambra, C. L., Bridle, C., & Stain, H. J. (2017). Are we failing young people not in employment, education or training (NEETs)? A systematic review and meta-analysis of re-engagement interventions. *Systematic Reviews*, 6(16), 1-17. <https://doi.org/10.1186%2Fs13643-016-0394-2>
48. Maynou, L., Ordóñez, J., & Silva, J.-I. (2022). Convergence and determinants of young people not in employment, education or training: An European regional analysis. *Economic Modelling*, 110, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105808>
49. Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281-302. <https://www.jstor.org/stable/1827422>
50. Mora Rodríguez, J. J., Caicedo Marulanda, C., & González Espitia, C. G. (2017). La duración del desempleo de los jóvenes y los "ninis" en Cali, Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 19(37), 167-184. <http://dx.doi.org/10.18601/01245996.v19n37.09>
51. Mussida, C., & Sciulli, D. (2023). Being poor and being NEET in Europe: Are these two sides of the same coin? *The Journal of Economic Inequality*, 21, 463-482. <https://doi.org/10.1007/s10888-022-09561-7>
52. Ochoa Díaz, D., Silva Arias, A. C., & Sarmiento Espinel, J. A. (2015). Actividades y uso del tiempo de las y los jóvenes que ni estudian ni trabajan en Colombia. *Civilizar*, 15(29), 149-162.

53. Odoardi, I., D'Ingiullo, D., & Quaglione, D. (2023). Gender disparities between young and adult NEETs: Do we need a more refined policy approach? *Applied Economics*, 55, 6685-6699. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2161991>
54. OIT. (2012). No trabajan ni estudian: el futuro de millones de jóvenes en el mundo. OIT. https://www.ilo.org/global/research/global-reports/youth/2012/WCMS_181079/lang-es/index.htm
55. OIT. (2021). *An update on the youth labour market impact of the COVID-19 crisis*. International Labour Organization. <https://www.ilo.org/resource/brief/update-youth-labour-market-impact-covid-19-crisis>
56. ONU. (2015). *Transformar nuestro mundo: la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible*. http://www.un.org/ga/search/view_doc.asp?symbol=A/RES/70/1&referer=http://www.un.org/sustainabledevelopment/
57. Owen, E. C., Knight, C. J., & Hill, D. M. (2024). A realist evaluation of a multi-component program with disengaged students. *Evaluation and Program Planning*, 103, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.evalprogplan.2024.102417>
58. Paabort, H., Flynn, P., M. B., & Petrescu, C. (2023). Policy responses to real world challenges associated with NEET youth: A scoping review. *Frontiers in Sustainable Cities*, 5, 1-16. <https://doi.org/10.3389/frsc.2023.1154464>
59. Parida, J. K., Pattayat, S. S., & Verick, S. (2023). Why is the size of discouraged labour force increasing in India? *Economic Change and Restructuring*, 56, 3601-3630. <https://doi.org/10.1007/s10644-023-09538-0>
60. Pastore, F., & Choudhry, M. T. (2022). Determinants of school to work transition and COVID-19. *International Journal of Manpower*, 43(7), 1487-1501. <https://doi.org/10.1108/IJM-10-2022-711>
61. Rahmani, H., & Groot, W. (2023). Risk factors of being a youth not in education, employment or training (NEET): A scoping review. *International Journal of Educational Research*, 120, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2023.102198>
62. Rahmani, H., Groot, W., & Rahmani, A. M. (2024). Unravelling the NEET phenomenon: A systematic literature review and meta-analysis of risk factors for youth not in education, employment, or training. *International Journal of Adolescence and Youth*, 29(1), 1-37. <https://doi.org/10.1080/02673843.2024.2331576>
63. Russell, L., Simmons, O., & Thompson, R. (2012). Conceptualising the lives of NEET young people: Structuration theory and 'disengagement'. *Education, Knowledge and Economy*, 5(3), 89-106. <https://doi.org/10.1080/17496896.2012.662010>
64. Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, 51(1), 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>

65. Spatarelu, E.-M. (2015). Youth insertion on labor market. *Procedia Economics and Finance*, 32, 1020-1026. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01563-4](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01563-4)
66. Tamesberger, D., & Bacher, J. (2020). COVID-19 Crisis: How to avoid a 'lost generation'. *Intereconomics. Review of European Economic Policy*, 55(4), 232-238. <https://doi.org/10.1007/s10272-020-0908-y>
67. Vasile, V., & Anghel, I. (2015). The educational level as a risk factor for youth exclusion from the labour market. *Procedia Economics and Finance*, 22, 64-71. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00227-0](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00227-0)
68. Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82. <https://doi.org/10.1177%2F1536867X0600600104>
69. Wolfe, R., & Gould, W. (1998). An approximate likelihood-ratio test for ordinal response models. *Stata Technical Bulletin*, 7(42), 1-52. <http://stata-press.com/journals/stbcontents/stb42.pdf>
70. Wooldridge, J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.
71. Zuccotti, C., & O'Reilly, J. (2019). Ethnicity, gender and household effects on becoming NEET: An intersectional analysis. *Work, Employment and Society*, 33(3), 351-373. <https://doi.org/10.1177/0950017017738945>

ANEXOS

Tabla A1.
Contraste de heterocedasticidad

Variable	P-Valor		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Edad	0,0000	0,0000	0,0000
Edad al cuadrado	0,0000	0,0000	0,0000
Ed. Primaria	0,0000	0,0000	0,0000
Ed. Secundaria	0,0000	0,0000	0,0000
Ed. Media	0,0000	0,0000	0,0000
Ed. Superior	0,0000	0,0000	0,0000
E. Bajo	0,0000	0,0000	0,0000
E. Medio – bajo	0,0000	0,0000	0,0000
E. Medio	0,0000	0,0000	0,0000
E. Medio – Alto	0,0000	0,0000	0,0000
E. Alto	0,0000	0,0000	0,0000
Tamaño hogar	0,0000	0,0000	0,0000
Remesas	0,0000	0,0000	0,0000
Casado	0,0000	0,0000	0,0000
Mujer	0,0000	0,0000	0,0000
Mujer casada	0,0000	0,0000	0,0000
Jefe de hogar	0,0000	0,0000	0,0000
COVID positivo		0,0000	
COVID estrés		0,0000	
COVID trabajo			0,0000
COVID estudios			0,0000

Tabla A2.
Contraste de Ramsey

	Y estimado	Y estimado sq
Modelo 1	0,000	0,075
Modelo 2	0,000	0,000
Modelo 3	0,000	0,120

Tabla A3.

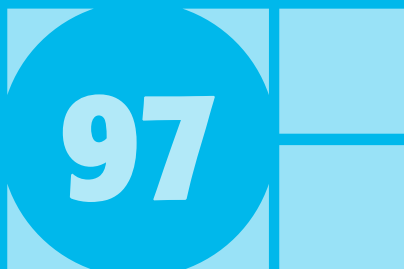
Contraste de regresiones paralelas

	Wolfe Gould	Brant	Score	LR	Wald
Modelo 1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Modelo 2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Modelo 3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Tabla A4,

Contraste IIA

	Categoría omitida			
	Categoría 0	Categoría 1	Categoría 2	Categoría 3
Modelo 1	-4876,14	62,61	98,18***	-255,78
Modelo 2	-5491,00	1022,31***	-17,22	406,29***
Modelo 3	-25074,25	263,75***	-105,60	122,43***



CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

ARTÍCULOS

- JESÚS ALBERTO PARADA PÉREZ Y CAMILO ALMANZA RAMÍREZ
¿Involución o evolución en la competitividad de los sectores económicos en Colombia?:
Una mirada desde la teoría de la complejidad económica 1
- JOSÉ LUIS MARTÍNEZ CAMPO, NOÉ VELÁZQUEZ-ESPINOZA Y HÉCTOR CUEVAS-VARGAS
Relación entre capacidad de reconfiguración y capacidad de innovación:
una aplicación en el sector hotelero 41
- JOSÉ REYES BERNAL-BELLÓN, JAVIER OSWALDO RODRÍGUEZ VELÁSQUEZ, SANDRA CATALINA CORREA HERRERA,
SIGNED ESPERANZA PRIETO BOHÓRQUEZ Y JORGE ELIÉCER GAITÁN MÉNDEZ
Predicción de la relación marginal capital-producto para China: una aplicación de la
caminata al azar probabilística 73
- JESÚS FERNANDO BARRIOS ORDÓÑEZ
Brecha digital en Colombia: ¿quiénes se conectan, cómo y para qué? 87
- OMAR NEME CASTILLO Y CESAIRE CHIATCHOUA
FDI and poverty in Mexican states (2010-2020) 133
- RICARDO ANTONIO SÁNCHEZ CÁRCAMO Y JOHNKER AUGUSTO SANTAMARÍA RAMOS
Aproximaciones hacia una economía para la paz. De la seguridad ontológica a la
seguridad diacrónica en Colombia 2000-2018 173
- ANA FLÁVIA MACHADO, MARIANGELA FURLAN ANTIGO, ALICE DEMATTOS GUIMARÃES, JONAS SULURICO,
FERNANDO UBA CARIÊLO VIEIRA Y MARIA EDUARDA GUIMARÃES
Survival in art occupations: The case of Brazilian state capitals 203
- MARCOS TOSTES LAMONICA Y SERGIANY DA SILVA LIM
Fragilidade financeira no setor industrial brasileiro, 2007-2018: uma análise usando VEC
com painel cointegrado 231
- LIBARDO ROJAS-VELÁSQUEZ, CAMILO FABIAM GÓMEZ SEGURA Y ÓSCAR HERNÁN CERQUERA LOSADA
Exclusión laboral y educativa de los jóvenes en Colombia antes y después del COVID-19 265
- LEOPOLDO GÓMEZ-RAMÍREZ Y JORGE QUINTERO OTERO
A model for teaching oil shocks in a small, open, oil-exporting, and developing economy 295
- JOSÉ CARLOS GONZÁLEZ NÚÑEZ Y FERNANDO MARINÉ OSORIO
Las variables de comportamiento que determinan la tenencia de crédito en México:
un análisis empírico 329
- JHON ALVARO PÉREZ CRUZ, CLAUDIA MILENA PICO BONILLA Y SUELEN EMILIA CASTIBLANCO MORENO
Modelación del *scoring* de crédito: una revisión sistemática de literatura de
sus determinantes psicológicos 359

ISSN 0121-4772



9 770121 477005 97