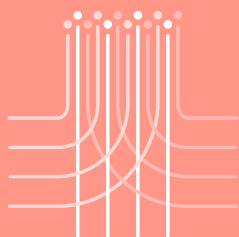


NOTAS DE Población



JULIO-DICIEMBRE
2025
AÑO LII

Nº 121

ISSN 0303-1829

Individual earnings differentials by education level in Brazil: the greater inequality of the informal sector

*Ernesto F. L. Amaral,
Bernardo Lanza Queiroz,
Samantha Haussmann Rodarte Faustino,
Guilherme Quaresma Gonçalves*

Impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ en el Brasil (2002-2016)

*Jamaika Prado, Alain Hernández Santoyo,
Thiago Costa Soares*

Relación entre la orientación sexual y la salud mental de las personas jóvenes en Chile

*Viviana Salinas Ulloa,
Valentina González Madariaga,
Alejandra Ramm,
Pablo Astudillo,
Daniel Venegas, Alejandra Bennit*

Demografía, desarrollo humano y desigualdades en materia de inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe

Jorge Paz

Vulnerabilidad a la pobreza y movilidad residencial: desigualdades socioeconómicas y estructuras familiares en la Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil)

*Ednelson Mariano Dota,
Cimar Alejandro Prieto Aparicio,
Igor Martins Medeiros Robaina*

Distribución regional y estructura espacial de la migración de las personas mayores en el Brasil

*Rodrigo Coelho de Carvalho,
Carlos Fernando Ferreira Lobo*

Niveles, tendencias y composición de la fecundidad en Colombia en el período de 2004 a 2023: estimaciones mediante el método de hijos propios a partir de censos y encuestas muestrales

*Sulma Marcela Cuervo-Ramírez,
Lina María Sánchez-Céspedes,
Karen Córdoba-Perozo*

Desigualdad económica y pobreza en las personas mayores del Estado Plurinacional de Bolivia: efectos de la seguridad social según condición étnica (2000-2021)

Vladimir Pinto Saravia

Relato de eventos

Segunda reunión de examen regional de implementación del Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular en América Latina y el Caribe

*Simone Cecchini,
Pamela Villalobos*

Entrevista

Entrevista a Fernando Ruiz Vallejo, Presidente de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP) 2023-2024

Jorge Dehays Rocha

Reseña bibliográfica

Migración internacional en la agenda de derechos y El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002

Una relectura a modo de homenaje a su autor, Jorge Martínez Pizarro



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL

Gracias por su interés en esta publicación de la CEPAL



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Si desea recibir información oportuna sobre nuestros productos editoriales y actividades, le invitamos a registrarse. Podrá definir sus áreas de interés y acceder a nuestros productos en otros formatos.

Deseo registrarme

Conozca nuestras redes sociales y otras fuentes de difusión en el siguiente link:



<https://bit.ly/m/CEPAL>



NOTAS DE Población

N° 121

Santiago, julio-diciembre de 2025

Año LII



NACIONES UNIDAS



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL

José Manuel Salazar-Xirinachs
Secretario Ejecutivo

Javier Medina Vásquez
Secretario Ejecutivo Adjunto a. i.

Simone Cecchini
Director del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía
(CELADE)-División de Población de la CEPAL

Sally Shaw
Directora de la División de Documentos y Publicaciones

Comité Editorial

Editores: Jorge Rodríguez Vignoli (CELADE-División de Población de la CEPAL)
y Jorge Dehays Rocha (Universidad de Chile)

Miembros: Jorge Barquero (Universidad de Costa Rica), Guiomar Bay (Consultora independiente, Brasil), Irene Casique (Universidad Nacional Autónoma de México), Helena Cruz Castanheira (CELADE-División de Población de la CEPAL), Daniela González (CELADE-División de Población de la CEPAL), Francis Jones (sede subregional de la CEPAL para el Caribe, Puerto España), Joice Melo Vieira (Universidad Estadual de Campinas, Brasil), Walter Mendoza (Consultor independiente, Perú), Verónica Montes de Oca (Universidad Nacional Autónoma de México), Antonio Morillo (Ministerio de Economía, Planificación y Desarrollo, República Dominicana), Ignacio Pardo (Universidad de la República, Uruguay), Bruno Ribotta (CONICET y Universidad Nacional de Córdoba, Argentina), Magda Ruiz (Consultora independiente, Colombia), Tania Vasquez (Instituto de Estudios Peruanos, Perú).

Secretaria: María Ester Novoa (CELADE-División de Población de la CEPAL)
Asistente administrativa: Orly Winer (CELADE-División de Población de la CEPAL)

Redacción y administración: casilla 179-D, Santiago
Correo electrónico: CELADE-NotasDePoblacion@cepal.org

La revista *Notas de Población* fue fundada en 1973 por Carmen Miró y es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica de manera continua, y dos veces al año como compendio, con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales, culturales, políticos y biológicos.

Las Naciones Unidas y los países que representan no son responsables por el contenido de vínculos a sitios web externos incluidos en esta publicación.

No deberá entenderse que existe adhesión de las Naciones Unidas o los países que representan a empresas, productos o servicios comerciales mencionados en esta publicación.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de las Naciones Unidas o las de los países que representan.

Las denominaciones empleadas en los mapas de este documento y la forma en que aparecen presentados los datos que contienen no implican, de parte de la Secretaría de las Naciones Unidas, juicio alguno sobre la condición jurídica de países, territorios, ciudades o zonas, o de sus autoridades, ni respecto de la delimitación de sus fronteras o límites.

La revista *Notas de Población* está indizada en Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades (CLASE), en el Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal (LATINDEX), en el Sistema de Búsqueda Avanzada de Documentos (DIALNET), en el Hispanic American Periodicals Index (HAPI), en la Matriz de Información para el Análisis de Revistas (MIAR) y en el Sistema de Información Científica Redalyc.

Consejo Editorial

Nombre	Afiliación institucional	País/organización
Antonio Aja Díaz	Universidad de La Habana	Cuba
Juan Carlos Alfonso Fraga	Oficina Nacional de Estadística e Información	Cuba
José Luis Ávila Martínez	Universidad Nacional Autónoma de México	México
Wanda Cabella	Universidad de la República	Uruguay
Francisco Cáceres	Oficina Nacional de Estadística	República Dominicana
Alejandro I. Canales	Universidad de Guadalajara	México
Suzana Cavenaghi	Instituto Brasileño de Geografía y Estadística	Brasil
Didimo Castillo	Universidad Autónoma del Estado de México	México
Dora E. Celton	Universidad Nacional de Córdoba	Argentina
Marcela Cerrutti	Centro de Estudios de Población	Argentina
Mirna Cunningham	Centro para la Autonomía y Desarrollo de los Pueblos Indígenas	Nicaragua
Mariachiara Di Cesare	Imperial College London	Reino Unido
Andreu Domingo Valls	Universidad Autónoma de Barcelona	España
Albert Esteve	Universidad Autónoma de Barcelona	España
Carmen Elisa Florez Nieto	Universidad del Rosario	Colombia
Anitza Freitez	Universidad Católica Andrés Bello	República Bolivariana de Venezuela
Silvia Elena Giorguli Saucedo	El Colegio de México	México
Enrique González Mata	Sede subregional de la CEPAL en México	CEPAL
Martín Hopenhayn	Consultor independiente	Chile
Sandra Huenchuan	Sede subregional de la CEPAL en México	CEPAL
Fernando Lozano Ascencio	Universidad Nacional Autónoma de México	México
Cássio Maldonado Turra	Universidad Federal de Minas Gerais	Brasil
Ciro Martínez	Consultor independiente	Colombia
Tim Miller	Consultor independiente	Estados Unidos
Abelardo Morales	Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO)	Costa Rica
Héctor Pérez Brignoli	Universidad de Costa Rica	Costa Rica
José Marcos Pinto da Cunha	Universidad Estadual de Campinas	Brasil
Laura Rodríguez Wong	Universidad Federal de Minas Gerais	Brasil
Luis Rosero-Bixby	Universidad de California en Berkeley	Estados Unidos
María Marta Santillán	CONICET/Universidad Nacional de Córdoba	Argentina
Susana Schkolnik	Consultora independiente	Chile
Alejandra Silva	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
Carolina Stefoni	Universidad de Tarapacá	Chile
Andras Uthoff	Consultor independiente	Chile
Miguel Villa	Consultor independiente	Chile
Brenda Yépez Martínez	Universidad Central de Venezuela	República Bolivariana de Venezuela

Publicación de las Naciones Unidas
ISSN: 0303-1829 (versión impresa)
Número de venta: S.25.II.G.12
LC/PUB.2025/15-P
Distribución: G
Copyright © Naciones Unidas, 2025
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.2500299[S]

Esta publicación debe citarse como: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2025). *Notas de Población* (121) (LC/PUB.2025/15-P).

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Documentos y Publicaciones, publicaciones.cepal@un.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.

Índice

Presentación	7
Individual earnings differentials by education level in Brazil: the greater inequality of the informal sector.....	13
<i>Ernesto F. L. Amaral, Bernardo Lanza Queiroz, Samantha Hausmann Rodarte Faustino, Guilherme Quaresma Gonçalves</i>	
Impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ en el Brasil (2002-2016).....	39
<i>Jamaika Prado, Alain Hernández Santoyo, Thiago Costa Soares</i>	
Relación entre la orientación sexual y la salud mental de las personas jóvenes en Chile.....	61
<i>Viviana Salinas Ulloa, Valentina González Madariaga, Alejandra Ramm, Pablo Astudillo, Daniel Venegas, Alejandra Bennit</i>	
Demografía, desarrollo humano y desigualdades en materia de inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe.....	89
<i>Jorge Paz</i>	
Vulnerabilidad a la pobreza y movilidad residencial: desigualdades socioeconómicas y estructuras familiares en la Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil).....	117
<i>Ednelson Mariano Dota, Cimar Alejandro Prieto Aparicio, Igor Martins Medeiros Robaina</i>	
Distribución regional y estructura espacial de la migración de las personas mayores en el Brasil	143
<i>Rodrigo Coelho de Carvalho, Carlos Fernando Ferreira Lobo</i>	
Niveles, tendencias y composición de la fecundidad en Colombia en el período de 2004 a 2023: estimaciones mediante el método de hijos propios a partir de censos y encuestas muestrales.....	163
<i>Sulma Marcela Cuervo-Ramírez, Lina María Sánchez-Céspedes, Karen Córdoba-Perozo</i>	
Desigualdad económica y pobreza en las personas mayores del Estado Plurinacional de Bolivia: efectos de la seguridad social según condición étnica (2000-2021).....	197
<i>Vladimir Pinto Saravia</i>	
Relato de eventos	
Segunda reunión de examen regional de implementación del Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular en América Latina y el Caribe	227
<i>Simone Cecchini, Pamela Villalobos</i>	
Entrevista	
Entrevista a Fernando Ruiz Vallejo, Presidente de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP) 2023-2024	239
<i>Jorge Dehays Rocha</i>	
Reseña bibliográfica	
<i>Migración internacional en la agenda de derechos y El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002</i>	
Una relectura a modo de homenaje a su autor, Jorge Martínez Pizarro.....	245

Presentación

El número 121 de *Notas de Población*, el segundo del año 2025, incluye cuatro artículos sobre el Brasil (demografía económica, demografía ambiental, demografía espacial y movilidad de la población), uno sobre Chile (salud mental de jóvenes no heterosexuales), uno sobre Colombia (evolución del nivel y la estructura de la fecundidad, incluido el período de pandemia y postpandemia de COVID-19), uno sobre el Estado Plurinacional de Bolivia (seguridad social, envejecimiento, pobreza y desigualdad entre las personas mayores) y uno sobre 11 países de la región: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay (estructura demográfica de los hogares y seguridad alimentaria). A ellos se suman las secciones de relato de eventos, entrevista y reseña bibliográfica.

Como es habitual, todos los artículos hacen uso de fuentes variadas de información incluidas las fuentes demográficas estándar, como censos, encuestas y, en menor medida, registros vitales y administrativos. En algunos casos se usa el último censo disponible, mientras que en otros la investigación podrá ser ampliada próximamente cuando se divulgue la base de datos del censo de la ronda de 2020; lo mismo ocurre con las encuestas que forman parte de la producción estadística regular, y que, por ello, pueden incorporarse en futuros estudios luego de este uso. Además, los artículos también aportan una revisión bibliográfica generosa, útil y actualizada en sus respectivos temas, lo que representa un beneficio potencial para el lector interesado o que se inicia en estos temas. Finalmente, los estudios ofrecen conclusiones que alimentan teorías y debates académicos, discusiones y desarrollos metodológicos, y políticas públicas en varios temas de la agenda regional de población y desarrollo, recogidos en el Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo.

Ernesto F. L. Amaral, Bernardo Lanza Queiroz, Samantha Hausmann Rodarte Faustino y Guilherme Quaresma Gonçalves abren este número con el artículo “Individual earnings differentials by education level in Brazil: the greater inequality of the informal sector”. Se trata de una investigación de demografía económica cuya hipótesis principal relaciona los niveles y cambios de los ingresos con los niveles y cambios de la composición de la población según educación y sector formal e informal de la economía urbana a escalas subnacionales. Para ello usan los microdatos de los censos de 1980 a 2010, que incluyen variables de ingresos de las personas, según tipo de ingreso. Sus análisis estadísticos muestran que la aglomeración territorial de trabajadores informales y con educación baja se asocia con menores ingresos de estos trabajadores y, en cambio, la concentración geográfica de

trabajadores con alta educación y del sector formal se asocia con mayores ingresos de estos trabajadores. Es decir, como ya han apuntado muchas otras investigaciones, el territorio y los patrones de segregación residencial importan porque son eslabones de la reproducción de desigualdades socioeconómicas. También hallan que la baja en la proporción de trabajadores con menor nivel educativo no ha mejorado su incorporación a los mercados de trabajo, lo que sugiere la existencia de exclusión y precariedad estructural para este grupo. Finalmente, encuentran mayores diferencias salariales entre los distintos grupos educativos en el caso de los trabajadores informales, lo que sugiere una mayor desigualdad económica en este sector que en el formal.

El siguiente artículo “Impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ en el Brasil (2002-2016)”, de Jamaika Prado, Alain Hernández Santoyo y Thiago Costa Soares, es una investigación de demografía económico-ambiental que parte del vínculo entre la edad y los niveles de producción y consumo de energía y emisiones de contaminantes. Se plantean diversas hipótesis sobre el impacto del cambio en la estructura etaria sobre las emisiones de CO₂ asociadas al consumo de energía, que se evalúan empíricamente en el caso del Brasil entre 2002 y 2016. Para ello, usaron el método generalizado de momentos (MGM), considerando la proporción de población en edad de trabajar (PET) como variable indirecta (*proxy*) de la estructura etaria. En lo que se refiere al efecto indirecto, mediado por la producción per cápita, existe una relación no lineal entre la PET y las emisiones. Los resultados indican que este efecto se mantiene negativo hasta el punto de inflexión estimado en 8.047 reales brasileños per cápita. Por encima de este umbral, el impacto de la proporción de la PET en las emisiones se vuelve positivo, lo que sugiere que el crecimiento económico inducido por una mayor proporción de la PET comienza a intensificar las emisiones de CO₂. Por último, el efecto total estimado muestra la prevalencia del efecto negativo de la proporción de la PET sobre las emisiones de CO₂ a largo plazo. Ciertamente, los resultados amplían la mirada sobre los impactos de la remodelación etaria en curso y futura, muestran efectos no lineales e intrincados y alertan sobre un envejecimiento que puede tener efectos climáticos adversos.

El tercer artículo, “Relación entre la orientación sexual y la salud mental de las personas jóvenes en Chile”, de Viviana Salinas Ulloa, Valentina González Madariaga, Alejandra Ramm, Pablo Astudillo, Daniel Venegas y Alejandra Bennit, se inserta en la demografía de la sexualidad y se centra en la discriminación que enfrentan las personas jóvenes de la diversidad sexual y el impacto que esto tiene sobre su salud mental. El estudio cubre el período 2015-2022, marcado por un escenario sociocultural y político más inclusivo de la diversidad sexual en Chile. Usando datos de la Encuesta Nacional de Juventudes, que levanta regularmente el Instituto Nacional de la Juventud de Chile, se encuentra que el 18% de la población de entre 15 y 29 años se identifica como parte de la diversidad sexual y que este grupo presenta un perfil socioeconómico similar al de la población joven heterosexual. Mediante modelos multivariados de regresión logística que consideran la orientación sexual, haber sufrido discriminación por la orientación sexual y controles sociodemográficos, se encuentra que la población joven no heterosexual tiene una probabilidad mucho más alta

de sufrir problemas de salud mental que la población joven heterosexual. Si bien la salud mental de todas las personas jóvenes empeoró en la medición de 2022, en asociación con la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19), la de jóvenes no heterosexuales tuvo una declinación mayor. Así, pese a la mayor apertura hacia la diversidad sexual, que en todo caso no impide la persistencia de la discriminación y la violencia hacia las minorías sexuales, las personas jóvenes de la diversidad sexual aún registran una mayor vulnerabilidad sicosocial.

El cuarto artículo, “Demografía, desarrollo humano y desigualdades en materia de inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe”, de Jorge Paz, es un texto de población y desarrollo socioeconómico que ofrece una visión regional actualizada de un problema que es pertinaz en la región y que se agudizó por la pandemia de COVID-19. Este estudio, enmarcado en la meta 2.1 del ODS 2 (hambre cero), aporta al seguimiento de la seguridad alimentaria, distinguiendo niveles de la misma según el nivel de desarrollo humano de los países. Su contribución principal estriba en evaluar la asociación a escala de hogar entre factores sociodemográficos (edad, sexo y estructura del hogar) y la inseguridad alimentaria leve, moderada y grave, considerando diferencias estructurales entre países. Para ello se usan microdatos de la Encuesta Mundial de Gallup y la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES) de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), correspondientes a distintos países de América Latina y el Caribe en el período 2014-2023. Los resultados muestran que el 40% de la población analizada vive en hogares con algún grado de inseguridad alimentaria, que el 14% enfrenta su forma más severa y que esta última condición llegaba al 17,7% en 2021-2023 a causa de la pandemia. La estructura demográfica del hogar se asocia con la inseguridad alimentaria por varias vías, por ejemplo, la cantidad de niños eleva este riesgo. Pero la relación entre los factores demográficos y la inseguridad alimentaria varía según el nivel de desarrollo humano, lo que resalta la necesidad de aplicar estrategias diferenciadas según país y nivel de desarrollo humano.

El quinto artículo “Vulnerabilidad a la pobreza y movilidad residencial: desigualdades socioeconómicas y estructuras familiares en la Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil)”, de Ednelson Mariano Dota, Cimar Alejandro Prieto Aparicio e Igor Martins Medeiros Robaina, se enmarca en la demografía de la movilidad y la desigualdad espacial intrametropolitana. Explora el caso particular de Vitória, en Brasil, un área metropolitana en proceso de expansión física basada en los traslados de residencia hacia su periferia, que están segmentados socioeconómicamente (rasgos y transformaciones metropolitanas que son comunes a muchas otras ciudades de la región). Las preguntas que guían a los autores refieren a las relaciones entre movilidad residencial y las desigualdades socioespaciales metropolitanas, así como a la influencia de los arreglos familiares en las decisiones de movilidad residencial en contextos de alta y baja vulnerabilidad. Para responderlas, se basan en una encuesta de hogares levantada en 2022 que recopiló datos sobre características socioeconómicas y demográficas, trayectorias de movilidad residencial pasadas y previstas, y motivos de esta movilidad. Los resultados revelan que, si bien la búsqueda de la casa

propia es el principal motivo de desplazamiento en ambos grupos de vulnerabilidad, los motivos familiares son mucho más relevantes en el grupo de alta vulnerabilidad, mientras que los motivos ambientales y laborales están más presentes entre los menos vulnerables. El estudio aporta información sugerente sobre las estrategias familiares de movilidad residencial, los marcos socioeconómicos que las definen y limitan, y sobre los efectos del mercado inmobiliario, las políticas públicas y las redes de apoyo social.

El sexto artículo “Distribución regional y estructura espacial de la migración de las personas mayores en el Brasil”, de Rodrigo Coelho de Carvalho y Carlos Fernando Ferreira Lobo, se mantiene en el ámbito de la demografía espacial, pero con una intersección con diversas proyecciones: la migración y el envejecimiento. Este estudio, que tiene pocos precedentes en el Brasil y en la región, pese al avance del proceso de envejecimiento, analiza la distribución regional y la estructura espacial de las migraciones internas de personas mayores en el Brasil y su evolución temporal, comparando datos extraídos de los censos demográficos de 1991 y 2010. Se emplean las preguntas que captan la llamada “migración de última etapa”, que en el caso de los censos del Brasil se aplica para los diez años previos al censo. Luego de verificar el aumento significativo de personas mayores entre los migrantes —como resultado del envejecimiento demográfico y sin que esto cambie la menor propensión a migrar entre las personas mayores respecto de edades adultas y, sobre todo, jóvenes—, se estiman flujos migratorios de estas personas a varias escalas geográficas. Sus principales resultados muestran una gran heterogeneidad regional en las migraciones de personas mayores y, en un marco general de similitud con los patrones migratorios de la población adulta, una tendencia a desplazarse a distancias más cortas; además, sus vectores de distribución tienden a ser más estables y concentrados espacialmente. También se encuentran indicios de migración de retorno de las personas mayores y, al mismo tiempo, de una elevada atracción de las microrregiones que contienen capitales estatales, probablemente por su mayor dotación de equipamiento y servicios de salud especializados.

El séptimo artículo “Niveles, tendencias y composición de la fecundidad en Colombia en el período de 2004 a 2023: estimaciones mediante el método de hijos propios a partir de censos y encuestas muestrales”, de Sulma Marcela Cuervo-Ramírez, Lina María Sánchez-Céspedes y Karen Córdoba-Perozo, es metodológico y empírico. En él se emplean fuentes novedosas, encuestas de hogares y un método conocido de estimación indirecta de la fecundidad, “hijos propios”, que se explica debidamente y cuyas limitaciones y supuestos también se reconocen. Esta aplicación del método de los “hijos propios” a encuestas y censos permite actualizar y detallar la visión sobre la evolución de la fecundidad en Colombia, así como evaluar el impacto de la pandemia de COVID-19 sobre el nivel y la estructura de la fecundidad en el país. Los resultados obtenidos ratifican el descenso sostenido del nivel de fecundidad en el que participan las mujeres de todos los grupos de edad, incluidas las adolescentes, cuya tasa de fecundidad tuvo pocos cambios hasta inicios de la década de 2010. Los datos de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), levantadas después de la pandemia, revelan

la agudización de esta caída de la fecundidad a partir de 2020. Así, se confirma que estas encuestas ofrecen información viable para la estimación indirecta del componente demográfico de fecundidad. En este sentido, la ENCV permitiría hacer seguimiento al nivel nacional y la GEIH al nivel urbano.

El octavo artículo “Desigualdad económica y pobreza en las personas mayores del Estado Plurinacional de Bolivia: efectos de la seguridad social según condición étnica (2000-2021)”, de Vladimir Pinto Saravia, es un trabajo sobre envejecimiento y desarrollo. La amplia cobertura de programas de transferencias y de pensiones no contributivas a personas mayores en el Estado Plurinacional de Bolivia y el bajo costo fiscal de las mismas hasta ahora, conduce a la pregunta sobre el impacto de la seguridad social en la pobreza y la desigualdad entre las personas mayores bolivianas (2000-2021), considerando la etnicidad como valor agregado del análisis. Para ello se usan encuestas de hogares e indicadores como el índice de Gini, las curvas de Lorenz y modelos de regresiones logísticas para estilizar perfiles. Los resultados muestran una reducción en la desigualdad de ingresos en mayores de 60 años y un acortamiento de la brecha del índice de Gini entre indígenas y no indígenas, aunque la desigualdad persiste en desmedro de las personas indígenas. La Renta Dignidad redujo la pobreza, en mayor medida en la población no indígena, mientras que el acceso a la seguridad social disminuyó el riesgo de pobreza en indígenas. La educación formal tuvo mayor impacto en indígenas que en no indígenas. Los programas combinados (Renta Dignidad, seguros de salud y educación) son clave para mejorar la calidad de vida, aunque el efecto de la jubilación y los seguros de salud como reductores de pobreza disminuyó entre 2000 y 2021. La investigación muestra la existencia de diferencias étnicas en el impacto de la seguridad social, lo que subraya la necesidad de diseñar políticas inclusivas y multisectoriales.

El número 121 de *Notas de Población* también presenta las tres secciones que se agregaron desde el número 119. La primera, el relato de eventos, esta vez elaborado por Simone Cecchini, Director del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL, y Pamela Villalobos, Oficial Superior de Asuntos Sociales de la misma División, sobre la Segunda reunión de examen regional de implementación del Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular en América Latina y el Caribe, realizada en la sede de la CEPAL en Santiago, del 18 al 20 de marzo de 2025. A continuación, se presenta la entrevista a Fernando Ruiz Vallejo, Presidente de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP) entre 2023 y 2024, realizada por Jorge Dehays Rocha, sobre su experiencia en la Presidencia de ALAP y los desafíos académicos, comunicacionales y de política pública de los estudios de población en la región. Por último, se incluye la reseña bibliográfica, en carácter de homenaje, sobre dos textos de migración internacional del recientemente fallecido ex editor de *Notas de Población* Jorge Martínez Pizarro: *Migración internacional en la agenda de derechos*, de 2007, elaborada por Marcela Ferrer Lues, y *El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002*, de 2003, a cargo de Cristián Doña Reveco.

Individual earnings differentials by education level in Brazil: the greater inequality of the informal sector

Ernesto F. L. Amaral¹

Bernardo Lanza Queiroz²

Samantha Haussmann Rodarte Faustino³

Guilherme Quaresma Gonçalves⁴

Received: 10/02/2025

Accepted: 20/05/2025

Abstract

In Brazil, workforce composition by age-education groups and distribution between the formal and informal sectors changed from 1980 to 2010. We estimate whether these area-level compositions reduced earnings of the least-educated individuals further. Our main hypothesis is that earnings are lower for residents of areas with higher proportions of less-educated and informal sector workers. Ordinary least squares (OLS)

¹ Ernesto F. L. Amaral is an associate professor in the Department of Sociology at Texas A&M University in the United States. Email: amaral@tamu.edu.

² Bernardo Lanza Queiroz is a professor in the Department of Demography at the Federal University of Minas Gerais and a researcher at the Centre for Regional Development and Planning at the same university in Brazil. Email: lanza@cedeplar.ufmg.br.

³ Samantha Haussmann Rodarte Faustino holds a master's degree in demography from the Centre for Regional Development and Planning at the Federal University of Minas Gerais. Email: sam.haussmann@gmail.com.

⁴ Guilherme Quaresma Gonçalves holds a master's degree in political science from the Department of Political Science at the Federal University of Minas Gerais and a PhD in demography from the Centre for Regional Development and Planning at the same university. Email: gui.quaresma89@gmail.com.

Note: The annex to this article is available at <https://blanza.github.io/papernotas.github.io/>. For more information, please contact Bernardo Lanza Queiroz at lanza@cedeplar.ufmg.br.

regressions performed on census data are used to estimate variations in male urban workers' individual earnings, including several individual- and area-level independent variables. The main results suggest that an increase in the proportion of formal sector workers is positively associated with individual earnings. Higher group proportions have the strongest positive associations with individual earnings for formal sector workers with secondary and university education. Labour markets are not absorbing the least educated workers. The largest earnings differentials by education level are observed among informal sector workers, indicating greater economic inequality within this sector.

Keywords: informal sector, men, income, labour market, workforce, age, education, population composition, Brazil.

Resumen

El Brasil experimentó cambios en la composición de la fuerza laboral por grupos de edad y nivel educativo, y en la distribución entre los sectores formal e informal entre 1980 y 2010. Se estima aquí si estas composiciones a nivel de área redujeron aún más los ingresos de las personas con menor nivel educativo. La hipótesis principal es que los ingresos son más bajos para quienes viven en áreas donde hay mayor proporción de trabajadores con bajo nivel educativo y empleados en el sector informal. Se utilizaron regresiones de mínimos cuadrados ordinarios sobre datos censales para estimar las variaciones en los ingresos individuales de trabajadores hombres que viven en zonas urbanas, incluidas algunas variables independientes a nivel individual y de área. Los resultados principales sugieren que un aumento en la proporción de trabajadores del sector formal está asociado positivamente con los ingresos individuales. Las proporciones más altas de grupos tienen las asociaciones positivas más fuertes con los ingresos individuales para trabajadores del sector formal con educación secundaria y universitaria. Los mercados laborales no están absorbiendo a los trabajadores con menor nivel educativo. Las mayores diferencias de ingresos según el nivel educativo se observan entre los trabajadores del sector informal, lo que es evidencia de una mayor desigualdad económica dentro de este sector.

Palabras clave: sector informal, hombres, ingresos, mercado de trabajo, mano de obra, edad, educación, composición de la población, Brasil.

Introduction

This study estimates the associations between the individual earnings of workers and the composition of the informal sector and demographic and educational structures. The analysis is based on male workers living in urban areas in Brazil between 1980 and 2010. Previous studies were based on area-level models, which demonstrated negative associations between higher proportions of older and better-educated workers and earnings, but these effects have been decreasing over time (Amaral, 2012; Amaral et al., 2012; 2013a; 2013b; 2015; 2016). Workers with primary education or less have not seen their earnings improve, despite the fact that they account for an increasingly smaller share of the population. The earnings of workers with secondary education are already lower than those of workers with university education, and are most affected by demographic and educational compositions. The Brazilian labour market appears to be absorbing and demanding workers with university education.

The main contribution of the present study is the estimation of individual-level models that evaluate associations of the individual earnings of workers with area-level variables related to the composition of formal and informal sectors. It also furthers the discussion on formal and informal labour markets in developing economies marked by considerable income inequality. In Brazil, the formal and informal sectors are determined by the existence of work contracts and labour law coverage. The latter is non-existent in the informal sector, and we were able to determine whether persons worked in the formal or informal sector on the basis of their response to the question about whether or not they had a *carteira de trabalho* (employment card). Our analysis sheds light on the important discussion on labour market segmentation in Brazil. We estimate the association between the individual earnings of workers and the regional composition of the workforce based on age, education and sector (formal or informal). Our main hypothesis is that individual earnings are lower among workers living in areas with a higher proportion of less-educated workers, or with a higher proportion of informal sector workers.

Brazil is undergoing rapid demographic and educational change that reflects significant regional and social inequalities (Barro and Lee, 2001; Lam and Marteleto, 2005, 2008; Marcílio, 2001, 2005; Potter et al., 2002, 2010; Riani, 2005; Gong and Van Soest, 2002; Lustig et al., 2013; Rios-Neto and Guimarães, 2010). The proportion of informal jobs in the country has also decreased significantly from 2000 to 2010 (Barbosa Filho and Moura, 2015; Mello and Santos, 2009; Ramos, 2002; Ulyseia, 2005 and 2018). Our analysis considers regional variations over time for compositions based on demography, education and sector (formal or informal). This paper is part of a broader discussion on regional differences in income and economic growth. We provide estimations that simultaneously analyse associations between three main area-level factors (compositions of education groups, age structure and distribution between the formal and informal sectors) and individual earnings for men.

In the following section, we provide an overview of previous studies related to demographic and educational changes, as well as formal or informal sector characteristics in developing countries. Next, we present our data and different methodological strategies.

We estimate a series of ordinary least squares regressions to understand variations in individual earnings based on a series of individual- and area-level independent variables. This analysis is performed using demographic census microdata for Brazil for the period 1980–2010. We include further explanations about how we estimated models to evaluate how individual earnings are associated with workforce composition based on age, education and sector (formal or informal). We then present the results of our analysis, which confirm the association of these factors with individual earnings. We conclude with some final considerations that summarize our findings and contribution to this scientific field.

A. Background

The study of wage differentials in developing countries is important, since economic differentials in these countries are larger than those in developed countries. This section briefly summarizes studies on the effects of geographical concentration of well-educated workers and cohort size on earnings. We also discuss factors that encourage the emergence of informal sectors, emphasizing the specific case of Brazil. The analysis indicates the importance of investigating the association between increasing informality and variation in informality across regions and age groups in Brazil and labour market outcomes.

1. Variations in earnings owing to changes in demographic and educational compositions

There is an extensive literature indicating the close link between the concentration of different groups of individuals in some areas and the labour market outcomes in those areas, including works by Black (1998) and Rauch (1993). In addition, Berry and Glaeser (2005) show that the concentration of skilled people in some regions of the United States has a positive effect on productivity gains, which further increases the concentration of qualified people in those areas. The concentration of more qualified workers results in higher wages for all workers in those areas (Moretti, 2004a; 2004b; 2004c; 2011) and a larger proportion of people with higher educational attainment benefits the population because of a spillover effect (Moretti, 2011; Hout, 2012). Thus, the concentration of skilled workers has a positive effect on individual incomes (Moretti, 2004a; 2004b; 2004c).

Several studies have been conducted on Brazil's labour market and its relation to income inequality and economic conditions. However, there are few comparative studies of recent trends in local labour markets. In some studies, authors analysed the concentration of human capital in Brazil (Queiroz and Golgher, 2008) while in others, they emphasized positive effects of the concentration of skilled workers in the Brazilian labour market (Queiroz and Calazans, 2010). Additional research showed associations between variations in cohort size across municipalities in Brazil and workers' earnings (Amaral, 2012; Amaral et al., 2012; 2013a; 2013b; 2015; 2016). More specifically, it indicated that larger proportions

of the population in age-education groups are negatively associated with the income of these groups. These effects are stronger for groups with higher educational attainment, but decline over time. Thus, the concentration of skilled workers in specific locations may generate benefits for some groups but negative outcomes for others.

Educational expansion influences occupational structure and income distribution (Jaume, 2017). In Brazil, from 1995 to 2014, the structure of employment remained stable despite increased educational attainment. Formal firms' demand for university-educated workers grew, but the qualification mismatch persisted. Earnings rose for less-educated workers and declined for highly educated ones, reducing inequality and poverty. Policy simulations demonstrate that expanding secondary and higher education induces labour market shifts, with positive effects on wages and social indicators such as poverty and income inequality.

However, the Brazilian labour market is also marked by high levels of informality (Gasparini and Tornarolli, 2009). Workers in the informal sector generally receive lower wages and hold less productive jobs. The concentration of informal workers and the distribution of workers by education level is strongly associated with labour market outcomes.

2. The informal sector in developing countries

Informal labour markets are prevalent in low- and middle-income countries, often representing between 25% and 80% of GDP, compared with 10%–15% in high-income nations (Gasparini and Tornarolli, 2009; Binelli, 2016). These markets operate outside formal regulatory frameworks, typically without tax contributions or social protection compliance, resulting in low wage costs and minimal regulation (Meghir et al., 2015; Ulyssea, 2010). Though this environment can stimulate short-term economic growth, it compromises worker protection and contributes to broader inequality.

Informality is associated with weak institutions, high taxation, labour market rigidity and corruption, often correlating with low aggregate welfare and considerable wage inequality (Binelli, 2016). In Mexico, between 1987 and 2002, the informal sector accounted for over 60% of total wage inequality. Informality and inequality increased as a result of the 1995 financial crisis, which was an instrumental variable in the analysis of income variation.

Informal workers face greater employment instability and limited access to unemployment benefits (Bosch and Esteban-Pretel, 2015). Approximately 50% of unemployment inflows in Brazil and Mexico stem from informal jobs. In spite of economic growth, few developing countries offer adequate income support. When introduced, such systems have limited impact on reducing informality unless paired with reforms to lower formal employment costs.

In the case of Chile, Pardo and Ruiz-Tagle (2017) suggest that universal unemployment insurance would slightly increase self-employment, particularly among inexperienced and less-educated workers, driven by risk aversion and sector-specific preferences. Labour

regulations such as minimum wage laws also influence informal markets. In Argentina and Brazil, increases in the minimum wage raised informal workers' earnings without generating comparable gains for formal workers (Khamis, 2013). This suggests partial compliance with labour laws: many informal employers respect minimum wage regulations despite avoiding social security contributions (Bargain and Kwenda, 2014). Studies focused on Brazil vary; some identify labour market segmentation with wage disparities (Botelho and Ponczek, 2011), while others support a competitive view, whereby informal jobs may be more desirable depending on individual preferences and constraints (Carneiro and Henley, 2001).

3. Informal sector in Brazil

In light of the large numbers of workers in the informal sector in developing countries, it is important to analyse job trends in the Brazilian labour market. The social protection system has undergone several changes and its coverage has expanded, especially since the adoption of the 1988 Constitution. However, informal sector job rates are still high, which presents a major challenge for Brazil's economy (Ulyseia, 2005; Ramos, 2002; Mello and Santos, 2009; Barbosa Filho and Moura, 2015; Botelho and Ponczek, 2011; Carneiro and Henley, 2001). The large proportion of workers in the informal sector is a structural, not cyclical, problem of the Brazilian labour market. Between 1990 and 2000, significant increases in the share of informal sector jobs resulted from the greater number of persons who were self-employed or without a formal contract. However, between 2000 and 2009, jobs in the informal sector declined steadily, as the country recorded strong economic growth. More specifically, the share of informal sector workers increased from 54.3% in 1992 to 56.2% in 1999, then fell to 48.7% in 2009 (Neto and Zylberstajn, 1999; Mourão et al., 2013). This decline stemmed partly from changes in the composition of employed persons, but was due mainly to improvements in educational distribution (Mello and Santos, 2009). Even with this recent decrease, the large proportion of jobs in the informal sector (around 32.5% in 2012) poses a risk to the country's economy (Barbosa Filho and Moura, 2015). Some studies suggest that over 40% of the Brazilian workforce was employed in the informal sector in 2015 (Meghir et al., 2015).

Studies indicate that most self-employed workers in Brazil have limited education, evade taxes and are unlikely to employ other people or expand their businesses (Narita, 2013; Botelho and Ponczek, 2011; Bargain and Kwenda, 2014). According to Narita (2013), on the basis of data from 2002 to 2007, older persons depended more on self-employment than younger people because of lower levels of educational attainment. At the same time, earnings were proportional to the increase in age, indicating that older and more experienced workers were more successful than younger workers. Simulations indicate that an increase in informal sector workers has limited effects on employment composition, reduces the lowest wages (i.e. increases wage inequality) and improves the well-being of formal sector workers.

To understand the effects of the high percentage of informal sector workers in Brazil, different studies have set out to investigate the issue in the country and its regions. Meghir et al. (2015) proposed a job search model that incorporated strategies by the government to enforce formal sector employment and regulatory costs (e.g. taxes and minimum wages). The results indicated that a firm could make similar profits in the formal and informal sectors. This suggests that the incidence of informal sector jobs is influenced by institutional requirements for firms in the formal sector and by penalties for those in the informal sector. Informal firms pay higher wages than formal firms when productivity is controlled for, but are less productive on average, so that average earnings are higher in the formal sector than in the informal sector. A labour market with high levels of informal employment reduces competition for workers and makes it harder for workers to get higher-productivity jobs. Simulations indicate that policies to reduce informal sector working disproportionately affect larger informal firms, do not increase unemployment, improve the allocation of workers to better firms in the formal sector, increase wages and enhance overall welfare.

Rocha et al. (2018) investigated whether lower taxes reduced informal sector working after the implementation of the Individual Micro-Entrepreneur (MEI) programme by the federal government in 2009. This programme aims to foster entrepreneurship, create new formal businesses, increase tax registration, improve compliance by small informal firms and increase contributions to the social security system. The findings indicated that reducing entry costs had no significant effect on the level of informal sector employment, but that reducing tax obligations increased formalization. The results also suggested that the main factor inhibiting formalization was the cost of staying formal rather than registration costs. For these reasons, governments seeking to promote the formal economy should implement formal-friendly tax laws rather than just regulating the cost of entry. The Integrated Tax and Contribution Payment System for Micro and Small Enterprises (SIMPLES) programme, implemented in 1996 to simplify taxation for smaller firms, consolidated multiple federal taxes into a single monthly payment. Early studies (Fajnzylber et al., 2011; Monteiro and Assunção, 2012) reported positive effects on formalization, employment and firm performance in eligible sectors. However, Piza (2018) found no significant impact, attributing the earlier findings to measurement errors and seasonal shocks that had not been accounted for: his analysis suggested that SIMPLES had no short-term effect on formalization rates when improved empirical methods were used.

An important question raised by Barros and Ulyssea (2010) in relation to the high level of informal working in the Brazilian labour market is whether workers with similar productivity receive higher wages in the formal sector than in the informal sector. Controlling for productivity, previous analyses had obtained mixed results. A related question is whether variations in the wages of equally skilled workers alone can be taken as an indication of a segmented labour market. On the basis of different models, their analysis suggests that it is difficult to determine the existence of labour market segmentation by analysing wage differentials only (Barros and Ulyssea, 2010). To deal with these analytical challenges, the models we present in this paper investigate individual earnings differentials by considering both individual and associated contextual factors.

Mourão et al. (2013) analysed Brazilian household surveys between 1999 and 2009 to ascertain the association between unemployment benefits and informal sector working. Their results suggest that the incidence of formal employment among workers who have received unemployment benefits decreases by 42%. Analysis of interactive terms indicates that increases in the real value of benefits since 1999 have not significantly improved the incidence of formal employment among workers.

Despite the extensive literature on the formal and informal sectors in Brazil, there is no consensus about the existence, direction or magnitude of wage variations due to segmentation of the labour market into formal and informal activities. For instance, Almeida et al. (2025) investigated urban wage premiums in Brazil and found that research which did not include the informal sector might be underestimating the magnitude of these. Engbom et al. (2022) indicated that workers in the informal sector had to contend with large wage penalties and more variable wage levels. Lastly, Gomes et al. (2025) found that informal wage penalties were greater for less educated and more vulnerable workers.

B. Data and methods

We investigate associations between the composition of employment by sector (formal or informal), age and education level with the individual earnings of male workers aged from 15 to 64 in Brazilian urban areas between 1980 and 2010. On the basis of the studies discussed in the previous section, we hypothesize that individual earnings are lower for workers living in areas where higher proportions of them are less educated. Moreover, we expect that workers residing in areas with higher proportions employed in the informal sector will experience even lower levels of individual earnings. To test these hypotheses, we analyse associations between the composition of the urban workforce by sector (formal or informal), age and education with workers' individual earnings. This analysis uses local-level data to construct age-education cells and follows their distributions over time. Microdata from the Brazilian Demographic Censuses are employed to estimate how composition by sector and age-education structure at the local level is correlated with the individual earnings of male workers. We analyse data from the 1980, 1991, 2000 and 2010 Brazilian Demographic Censuses, obtained from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE).

As regards our methodological strategies, prospective workers are taken to have three choices: self-employment (S), informal employment (I) and formal employment (F). Those in sectors S and I receive no social insurance benefits, and in particular have no unemployment benefit coverage and no health insurance coverage. We assume that workers choose a sector by finding:

$$U^* = \operatorname{argmax}[U(W^S), U(W^I), U(W^F)] \quad (1)$$

where W indicates the wage in the sector. Let A be the worker's age, and assume that each W^S is a function of age. Assume too that workers' demand for social insurance peaks during their

prime age years because of family responsibilities, i.e. because they have more dependents. Then W^F will be the utility-maximizing choice, especially in the prime age years, because the benefits of having social insurance are greatest in those years. Moreover, this will be especially true for married men compared to unmarried men, with the difference by marital status being reversed, if anything, for women.

Apart from this, the choice will of course depend on relative wages in the three sectors. These are endogenous to choices in the entire labour market, as well as being affected by issues of individual self-selection. As an instrument for opportunities in the different sectors, we can write:

$$W^I = G_I(N^i), G_I' < 0 \quad (2)$$

and

$$W^F = G_F(N^i), G_F' < 0 \quad (3)$$

where N^i is the fraction of workers in the i -th person's labour market who are in his or her demographic (age-education) group. We have shown that this fraction affects wage rates (Amaral et al., 2013b), so we know that it is at least a candidate to be an instrument for wages in the context of sector choice. We can reasonably argue that the returns to self-employment do not depend on the demographic density of worker i 's group in his or her labour market. Thus, we should expect that the propensity to choose self-employment will be greater when N^i is larger, other things being equal, since the individual's wage rate is depressed by this greater density. Regarding the functions G_I and G_F , the question is whether we can argue that $G_F' < G_I' < 0$, i.e. that demographic density depresses relative wages more in the formal than in the informal sector.

At this stage, we perform the analysis only for urban male workers. We categorize age information into four groups: youth (15–24 years of age); young adults (25–34 years of age); experienced adults (35–49 years of age); and older adults (50–64 years of age). Levels of education are classified into four groups using information on completed years of schooling and considering the specificities of the school system in Brazil. We utilize a standardized variable which allows for international comparisons and focus on completed educational levels. The four education groups are: (i) less than primary education; (ii) complete primary and incomplete secondary education; (iii) complete secondary and incomplete university education; and (iv) complete university education.

We categorize workers by formal or informal status, indicating whether they were employed in the formal sector or the informal sector. We did not generate a self-employed category, because it would comprise only a small number of workers and require special methodological strategies that are beyond the scope of this analysis to understand earnings variations in that specific group. Formal sector workers comprise: workers employed with a *carteira de trabalho*; workers employed without a *carteira de trabalho* but contributing to the social security system; and workers in the public sector and government enterprises. All other individuals were classified as informal sector workers. Questions about formal or

informal status in the labour market have changed over time. In the 1980 and 1991 censuses, the criterion used was the individual's activity during the previous 12 months, while in the 2000 and 2010 censuses, it was activity during the previous week.

Our models control for the individual characteristics of workers in respect of race or colour, marital status, religion and region of residence. White workers have higher earnings than non-white workers. Regarding marital status, married workers have higher earnings than unmarried workers. The number of Protestants in the country has increased over time, with higher proportions of Protestants among lower-income individuals. As for region of residence, those living in the South-East (which includes the States of São Paulo and Rio de Janeiro) and the Centre-West (which includes the national capital, Brasília) have higher earnings than those living in the North, North-East and South.

As a strategy to generate area-level variables, we aggregated census microdata by age-education group, time and area. As regards the geographical areas considered for this study, we used 502 areas that are comparable through time, having boundaries similar to the ones created by IBGE for the 1991 Demographic Census. These areas were first proposed by Potter et al. (2002, 2010) as being comparable from census to census, and we updated the information from the 2010 Demographic Census. For this study, we analyse only residents of urban areas on the hypothesis that there is a unique pattern of employment in these areas; we are not attempting comparison with rural areas for the time being.

Our main independent variable comes from a collapsed database with information on the male working population distributed by age-education group, year and area. Since we collapsed the data into 16 age-education groups, four censuses and 502 comparable microregions, the maximum possible number of observations in this aggregated database is 32,128. The database uses census weights to estimate proportional distributions of males by age-education group, time and area. To measure the effect of area-level demographic and educational compositions on individual earnings, we merged this aggregated data back into the individual-level data.

The dependent variable is the natural logarithm of each individual male worker's earnings. In Brazil, information on earnings is based on primary occupation. In equation (4), $\log(Y_i)$ is the logarithm of individual earnings (i). A total of 16 indicators of age-education groups (G) are included in the model, which is estimated separately for each year (θ). The first age-education group is the reference category. This procedure gives rise to a vector of 15 parameters (β_1) for each year. Our main hypothesis postulates that not only do individuals' age and educational attainment have significant associations with earnings, but demographic and educational compositions generate variations in cohort size and thus influence individual earnings. As a strategy to estimate associations between cohort size and earnings, the distribution of the male population in our 16 age-education groups (X) can be introduced as a set of variables from our aggregated database for each time (θ). This procedure produces a vector of 16 parameters (β_2) for each year. The exercise is similar to a study that estimated the effects of immigration on the United States labour market (Borjas, 2003). In our case, instead of including immigration in the estimates, we include information on the male population distributed into age-education groups (G) by area (a)

and time (θ) to ascertain associations with individual earnings. These aggregated level variables (X) allow us to test whether individual earnings are lower for workers living in areas where higher proportions of them have lower educational attainment, for instance. Lastly, a binary variable for formal versus informal status is included, taking workers in the informal sector as the reference category, which generates an additional parameter (β_3) in the model. Other variables are included as controls (race or colour, marital status, religion and region of residence) in all models.

$$\log(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 G_i + \beta_2 X_{ga} + \beta_3 \text{Formal/Informal Sector Status}_i + \epsilon_i \quad (4)$$

Equation (5) includes a series of interaction parameters (I) that combine the formal versus informal sector binary variable with age-education groups (G), generating a vector of 15 parameters (β_4). This enables us to test whether age-education coefficients differ between formal and informal sector workers.

$$\log(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 G_i + \beta_2 X_{ga} + \beta_3 \text{Formal/Informal Sector Status}_i + \beta_4 I_i + \epsilon_i \quad (5)$$

Equation (6) replaces the formal versus informal sector binary variable with a variable for the proportion of formal sector workers (P) by area (a). This exercise allows us to understand whether the proportion of formal sector workers within each microregion influences individual earnings.

$$\log(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 G_i + \beta_2 X_{ga} + \beta_3 P_a + \epsilon_i \quad (6)$$

We estimated two models, one including only formal workers (f) and the other only informal workers (if), represented by equations (7) and (8). These models allow us to ascertain whether the magnitude and direction of all individual- and area-level variables differ between the formal and informal sectors. These specifications are essential to test whether individual informal sector earnings are lower for workers living in areas with higher proportions of informal than formal workers.

$$\log(Y_i^f) = \beta_0^f + \beta_1^f G_i^f + \beta_2^f X_{ga}^f + \epsilon_i^f \quad (7)$$

$$\log(Y_i^{if}) = \beta_0^{if} + \beta_1^{if} G_i^{if} + \beta_2^{if} X_{ga}^{if} + \epsilon_i^{if} \quad (8)$$

Lastly, we estimated pooled data models by combining all the years and including the interactions between years and our main independent variables. Throughout our results section, we mention that the estimated coefficients vary in statistical significance over time. These assessments are based on the pooled data models. We also estimated models for each Brazilian region (North, North-East, South, South-East and Centre-West), and they yielded results similar to the ones presented throughout this paper. We did not include these results in the paper because of space limitations.

C. Results

We shall now present the results of our analysis. Estimation of an income equation is essential to gauge the association between individual earnings and an ageing population, educational improvements and a decline in informal sector working. This study seeks to establish whether age, educational and formal versus informal sector compositions have influenced the earnings of male workers in Brazil. We focus the analysis on urban male workers between 15 and 64 years of age from 1980 to 2010, working from the Brazilian Demographic Censuses (table 1). The proportion of workers employed in the informal sector increased from 22.7% in 1980 to 40.9% in 2000 before dropping back to 33.5% in 2010. The share of white urban male workers declined over time (from 61.6% in 1980 to 51% in 2010), which indicates an increase in diversity by race or colour in the country. The proportion of married workers also declined in the period, which might be a cause of lower earnings for this population, since married individuals have higher earnings than other marital status groups. The proportion of Protestants increased significantly, from 5.9% in 1980 to 20.3% in 2010. On average, Protestants have lower earnings than the rest of the population.

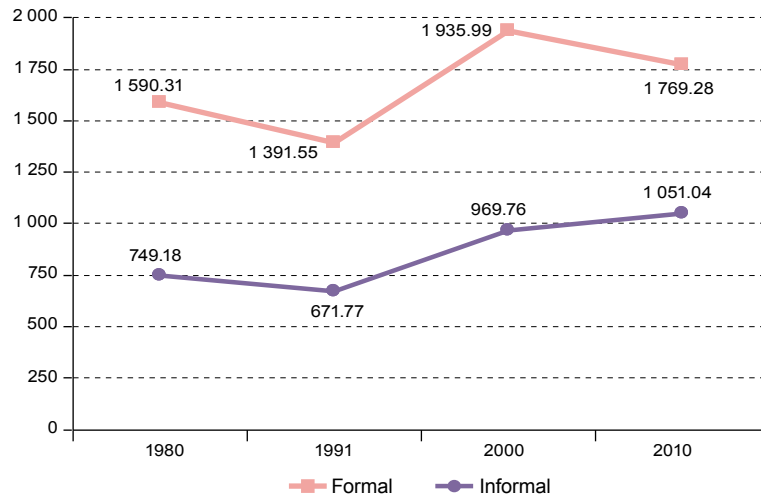
Table 1
Brazil: urban male workers, 1980–2010

Year	Informal sector (Percentages)	White (Percentages)	Married (Percentages)	Protestant (Percentages)	Sample size
1980	22.7	61.6	56.3	5.9	4 309 110
1991	30.8	56.2	66.8	7.9	2 775 824
2000	40.9	57.8	48.7	13.5	3 305 805
2010	33.5	51.0	43.2	20.3	3 708 484

Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

Figure 1 illustrates the monthly real earnings of urban male workers in the formal and informal sectors over time. Incomes are reported in 2010 values, adjusted by the IBGE national consumer price index (INPC) to correct for currency movements and inflation. Both the correction for currency movements and deflation were carried out for convenience only. Taking logarithms of nominal or real wages generates the same estimates for the crucial parameters in our regression models. In the 1970s, Brazil experienced increases in socioeconomic inequality in conjunction with economic growth, reflected in earnings as measured by the 1980 census. In the 1980s, the country experienced economic stagnation, reflected by a decline in overall earnings as measured by the 1991 census. Inflation in the Brazilian economy stabilized in the 1990s, which contributed to an overall increase in earnings by the time of the 2000 census. In the 2000s, lastly, the country experienced economic stabilization and an improvement in overall educational attainment, which contributed to higher earnings for informal sector workers by 2010.

Figure 1
Brazil: monthly real earnings of urban male workers, by formal or informal sector, 1980–2010
(Constant reais at 2010 prices)



Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

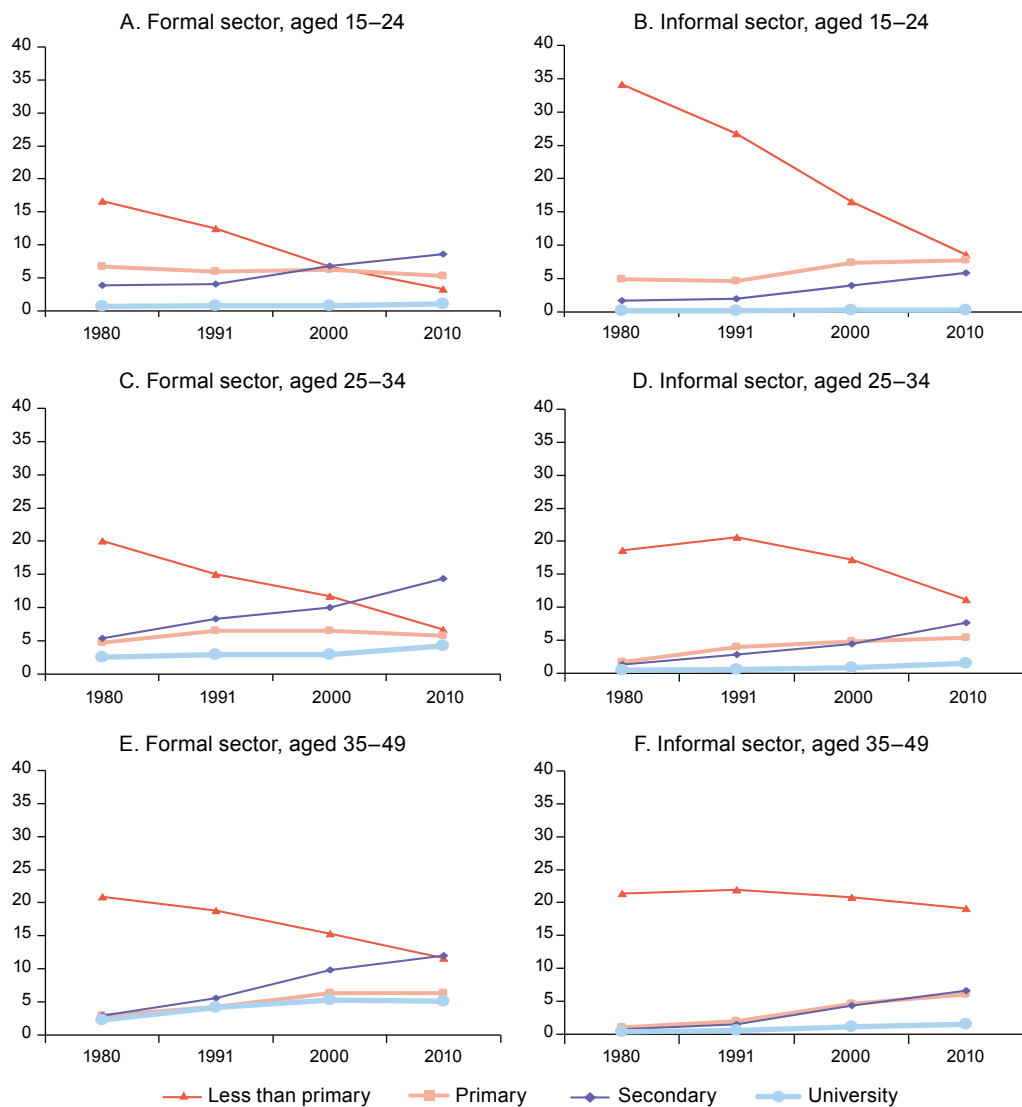
Note: Incomes are adjusted by the IBGE national consumer price index (INPC) to correct for currency movements and inflation (<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9258-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor.html?=&t=o-que-e>).

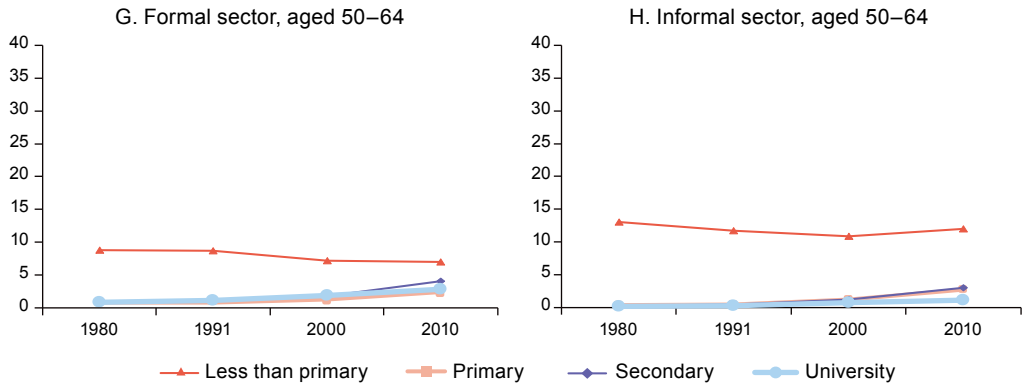
Figure 2 provides an illustration of changes in the distribution of the male working population by formal versus informal sector, age-education group and year. Overall, the proportion of these men with less than complete primary education decreased between 1980 and 2010. For example, the proportion of males aged 15–24 with formal jobs and less than complete primary education fell considerably, from 16.6% in 1980 to 3.3% in 2010 (see figure 2 and table A1.1 of the annex). This trend is also observed for those with less than complete primary education in the other age groups. In addition, the proportion of those with complete secondary and university education increased during the period in all age groups. This is an expected outcome, since Brazil experienced an expansion of its educational system in the 1990s.

The proportion of non-white males in the formal sector increased from 34.4% in 1980 to 46.1% in 2010, while the proportion of white males decreased from 65.7% in 1980 to 53.9% in 2010 (table A1.1 of the annex). This result could have been driven by an increase in the overall share of the non-white population in the country. However, the 3.8 percentage point rise (from 52.2% in 1980 to 56.0% in 2010) in the proportion of informal workers from this group was much less pronounced than the 11.7 percentage point rise (from 34.4% to 46.1% over the period) in the proportion of formal workers. Declining marriage rates in the country meant that the proportion of unmarried workers increased in the formal and informal sectors over time. The percentage of Protestants increased between 1980 and 2000, rising from 5.2% in the informal sector and 6.0% in the formal sector to 19.5% and 20.5%, respectively. The majority of the male urban population continued to be concentrated in the

South-East. However, the proportion of informal sector workers living in this area decreased from 44.3% in 1980 to 39.6% in 2010. There was a similar trend in the formal sector, indicating a slight decentralization of the population from the South-East to other regions. Lastly, the informal sector accounts for a large share of jobs in Brazil, but this has been decreasing in recent years: the proportion of men in urban areas working in the informal sector increased from 22.7% in 1980 to 40.9% in 2000, but had decreased to 33.8% by 2010.

Figure 2
Brazil: urban male workers by formal or informal sector and age-education group, 1980–2010
(Percentages)





Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

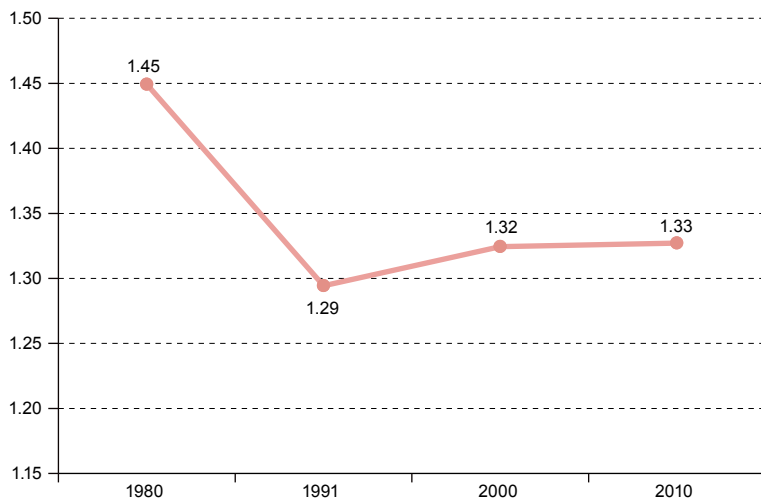
Table A1.2 of the annex shows average earnings differentials between the formal and informal sectors decreasing over time. Overall earnings in the informal sector were only 47% of earnings in the formal sector in 1980 (749.18 reais versus 1,590.31 reais), but the share increased to 48% in 1991, 50% in 2000 and 59% in 2010. The results also indicate higher earnings for older, better-educated, white, married and non-Protestant men, and for those living in the South-East and Centre-West regions.

The exponentials of the coefficients from equation (4) for employment in the formal sector relative to the informal sector each year are presented graphically in figure 3 (the full estimates are given in table A1.3 of the annex). This model indicates a positive association between individual earnings and formal sector employment across all years. The exponentials of the coefficients fluctuated through time but increased overall from 1991 to 2010, indicating rising earnings for male workers in the formal sector. More specifically, formal sector workers' earnings were 1.45 times as high as informal sector workers' in 1980, controlling for the other independent variables. This advantage declined to 1.29 in 1991 before rising back to 1.33 in 2010. As detailed in table A1.3, the coefficients for the age-education indicators suggest that earnings are higher for those with more education within each age category. Earnings also prove to be higher for older men within each educational group. These estimates are consistent with what we know about the association of age and education with earnings (Mincer, 1974; Hamermesh, 1993).

As regards the distribution of males by age-education group, given by equation (4) (see table A1.3 of the annex), higher proportions for particular groups tend to be associated with stronger negative effects on the earnings of less educated individuals (those with less than complete primary education and complete primary education). In other words, higher proportions of workers in particular age-education groups are associated with lower earnings precisely for those whose earnings are already low. More specifically, among males aged 15–24, higher proportions of workers with less than complete primary education are associated with stronger negative effects on earnings (except in 1980). For men aged 25–34 and 35–49,

group proportions tend to have positive associations with earnings over time for those with at least complete primary education. For men aged 50–64, positive associations are observed for those with at least complete secondary education. These estimates suggest that the Brazilian labour market has not required as many less educated men in recent years as it did in previous decades. Local labour markets seem to have been absorbing higher proportions of men in groups with complete secondary and university education in recent years, without this having any negative effect on their earnings.

Figure 3
Brazil: earnings of urban male workers in the formal sector relative to the informal sector, 1980–2010
(Exponentials of coefficients from equation (4))



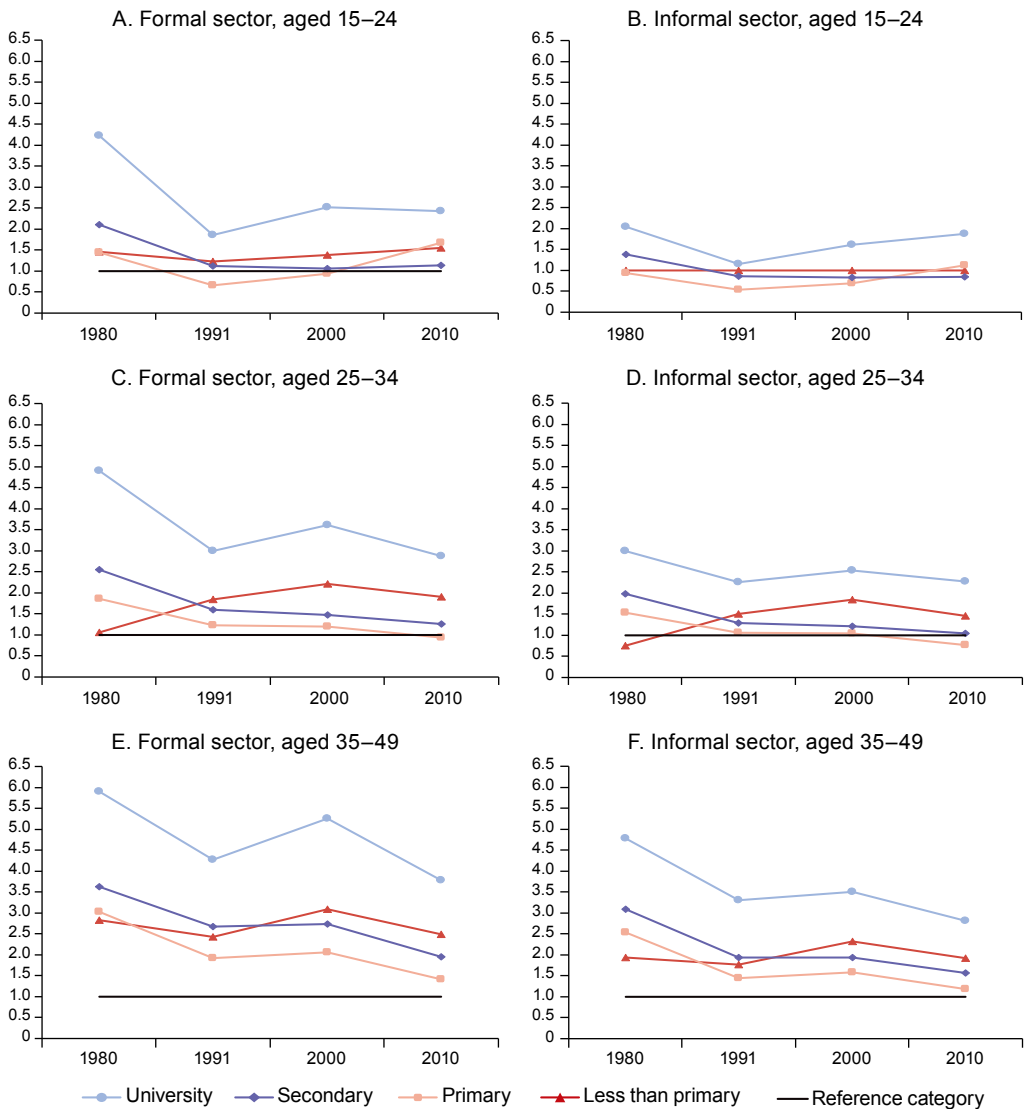
Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

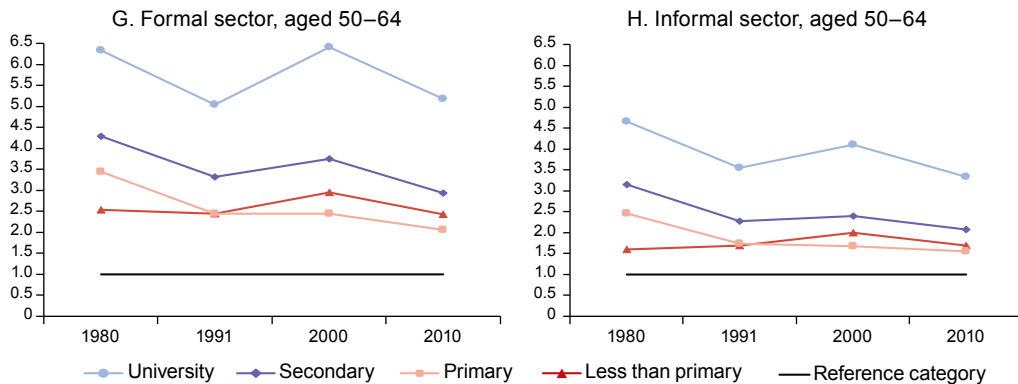
Positive coefficients for age-education group proportions are stronger for workers with university education than for those with secondary education. These findings suggest that the Brazilian labour market is better at absorbing workers with higher levels of education (complete university) than with mid-level education (complete secondary). Lastly, table A1.3 also indicates higher earnings for white, married, non-Protestant male workers and those living in the South-East and Centre-West regions, when all other independent variables are controlled for.

Equation (5) included interactions between age-education indicators and the formal sector. For each year, we add binary variable coefficients for the formal sector (taking the informal sector as the reference category), age-education groups (taking the 15–24 age group with less than primary education as the reference category) and the interaction of the formal sector with the age-education group (taking the 15–24 age group with less than complete primary education in the formal sector as the reference category). Figure 4 shows

the exponentials of these combinations of coefficients for each age-education group and the formal versus the informal sector, taking the 15–24 age group with less than primary education in the informal sector as the reference category. Complete equation (5) estimates are available in table A1.4 of the annex.

Figure 4
Brazil: earnings of formal and informal urban male workers by age-education group relative to the reference category of informal workers aged 15–24 with less than primary education, 1980–2010
(Exponentials of coefficients from equation (5))





Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

Comparison of the figure 4 charts for each age-education group indicates that formal sector employment has stronger positive associations with earnings. In 2010, for example, formal workers aged 35–49 with a university education earned 3.78 times as much and those in the informal sector 2.81 times as much as the reference category (informal workers aged 15–24 with less than primary education).

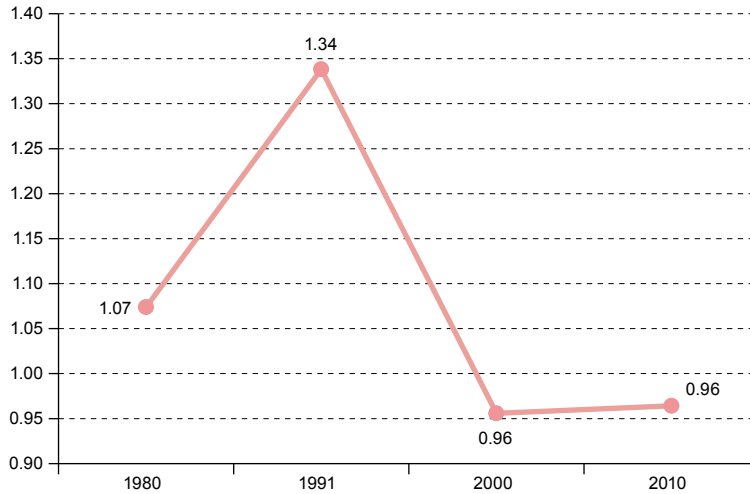
Furthermore, figure 4 indicates that older workers and those with higher education usually have higher earnings than others. For almost all age-education and economic sector groupings, the time trends of the exponentials of the coefficients follow those observed in figure 3. An important distinction is that, for workers aged at least 25, the coefficients are smaller in 2010 than in 2000.

Only for informal sector workers aged 15–24 with primary and secondary education and workers aged 25–34 with less than primary and primary education are the exponentials of the coefficients ever smaller than 1 (figure 4). In other words, these groups have lower earnings than the reference category in specific years.

Equation (6) included the proportion of male workers in the formal sector as a control variable instead of the binary formal versus informal sector variable (complete estimates can be found in table A1.5 of the annex). Figure 5 presents elasticities calculated as the product of the coefficients of the proportion of formal male workers given in table A1.5 of the annex and the proportion of formal male workers given in table A1.1 of the annex over time.⁵

⁵ With a view to better understanding the estimates, we calculate elasticities to demonstrate the impact of the proportions of workers employed in the formal sector on earnings over time. Elasticity describes the relationship between two variables and is defined as the ratio of a percentage change in a dependent variable to a percentage change in an independent variable. Since we aim to understand how earnings (the dependent variable) change in response to a percentage change in the independent variables, we multiply the product of the coefficients of the proportion of workers employed in the formal sector (table A1.5 of the annex) and the proportion of male workers employed in the formal sector (table A1.1 of the annex) by 0.01. We also calculate the exponential of this product, since we used the logarithm of earnings in our models. Lastly, we subtract 1 and multiply by 100 to estimate the result in percentage terms for each year. This procedure can be summarized as follows for each year: exponential of ((coefficients of proportions in the formal sector as per table A1.5 * proportions as per table A1.1 * 0.01) – 1) * 100.

Figure 5
**Brazil: effects on the earnings of urban male workers of the proportion employed
 in the formal sector (P_a), 1980–2010**
(Elasticities from equation (6))



Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

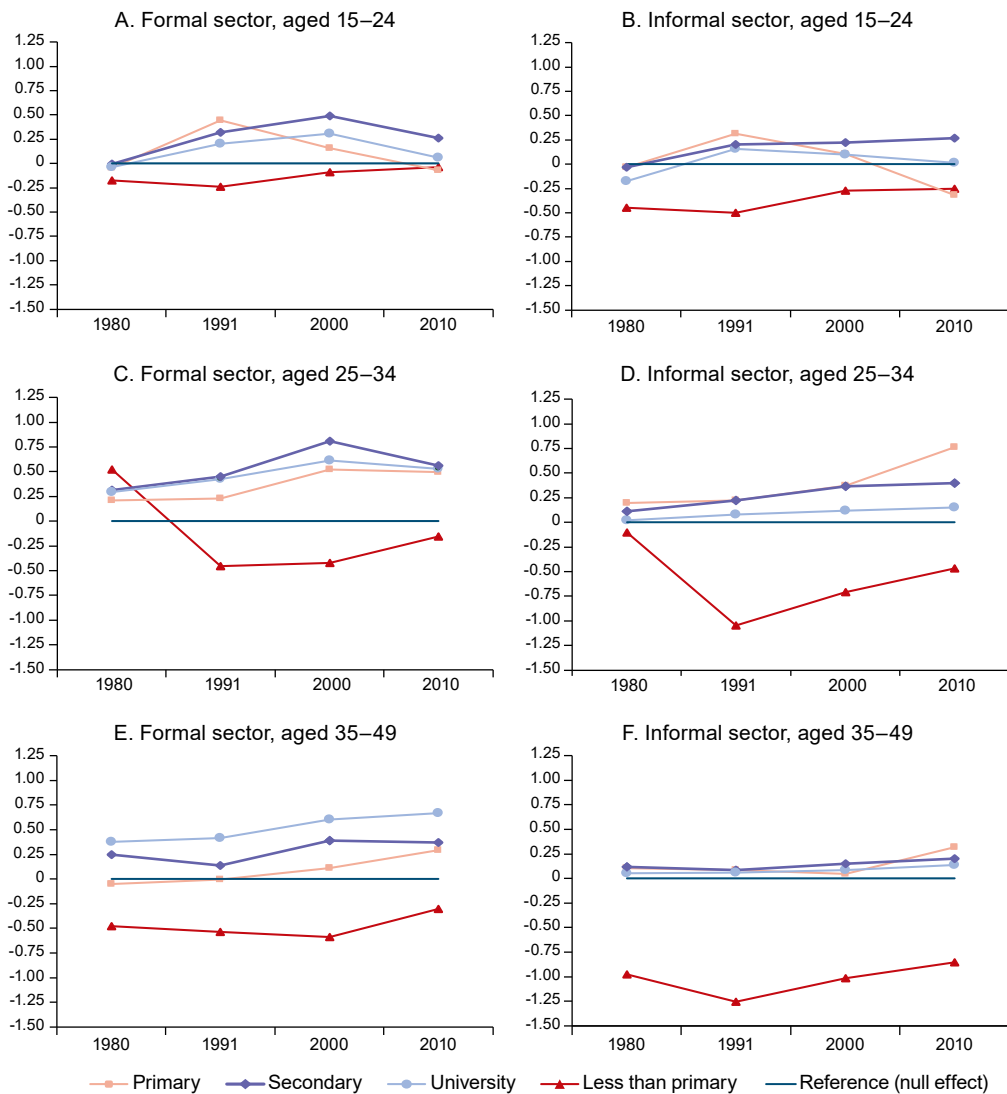
For 1% increase in male workers employed in the formal sector, individual earnings increased by 1.07% in 1980, when the other independent variables are controlled for (figure 5). This positive association rose to 1.34% in 1991 before decreasing to 0.96% in 2000 and 2010. However, the results indicate that the association remained positive even with the increase in the proportion of urban male workers employed in the formal sector from 59.1% in 2000 to 66.5% in 2010 (table A1.1 of the annex). This is a sign that the Brazilian labour market is absorbing the increasing share of workers in the formal sector.

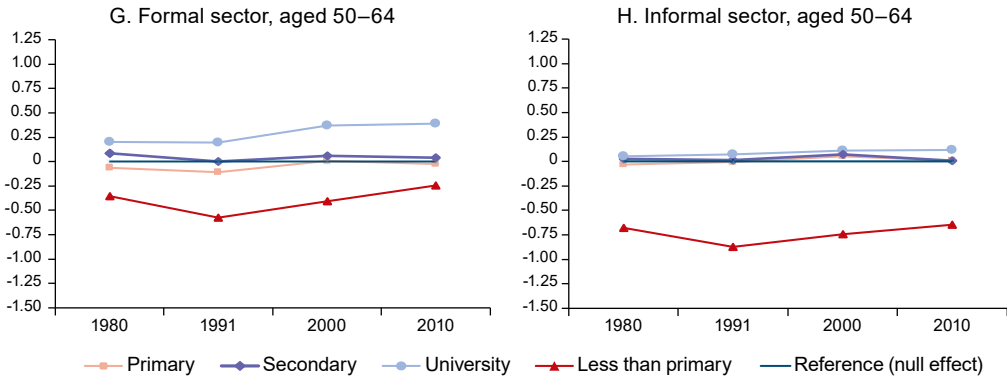
Lastly, we estimated models from equations (7) and (8) that included the proportions of male workers in the different age-education groups employed in the formal sector (table A1.6 of the annex) and the informal sector (table A1.7 of the annex). Like figure 5, figure 6 presents elasticities calculated as the product of the coefficients of the proportions of the different age-education groups for the formal sector and the informal sector (tables A1.6 and A1.7 of the annex) and the distribution of male workers by age-education group in the formal sector and the informal sector (table A1.1 of the annex) over time.

Figure 2 shows that the proportions of workers employed in the formal sector have been increasing over time, especially in the case of those with secondary and university education. We might expect these increases to lead to more competition in the labour market between workers with these characteristics, which could translate into lower individual earnings. However, as illustrated in figure 6, a 1% increase in formal male workers aged 35–49 with secondary education was associated with a 0.37% increase in individual earnings

in 2010. This positive association rose to 0.67% for those with a university degree in the same age group in 2010. These results indicate that the Brazilian labour market has been absorbing increasing proportions of workers into the formal sector without negative effects on earnings. These associations had smaller magnitudes among informal workers aged 35–49: 0.20% in the case of secondary education and 0.14% in the case of university education.

Figure 6
Brazil: effects on the earnings of formal and informal urban male workers of the proportions of the different age-education groups (X_{ga}), 1980–2010
(Elasticities from equations (7) and (8))





Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), Brazilian Demographic Censuses of 1980, 1991, 2000 and 2010.

Furthermore, the results in figure 6 indicate that an increase in the proportion of male workers from the groups with less than primary education is negatively associated with individual earnings. These results are estimated over a time period in which the proportions of workers with less than primary education declined (figure 2). Such workers, earning less than other individuals to begin with, have not benefited from being a smaller group in recent years. The individual earnings of these least educated workers experience the strongest negative effects from group proportions, especially in the informal sector. More specifically, when elasticities for the least educated workers are compared by formal or informal sector for the same age groups and years, the negative associations are strongest for informal workers. This finding is an indication that labour markets are not absorbing the least educated workers even as they become a smaller group.

Negative associations in the lowest education group have diminished in more recent years, even for workers in the informal sector (figure 6). This might be an indication that declining proportions of workers with less than primary education over the period (figure 1) reduced competition between them in the labour market. Nonetheless, these elasticities remained negative in 2010 for all age-education groups in both the formal and the informal sectors.

Differentials between elasticities across education groups within each age group are found to be larger among informal workers (figure 6). This might be an indication of greater economic inequality by educational attainment in the informal sector than in the formal sector.

D. Final considerations

Our study estimates variations in the individual earnings of men in Brazilian urban locations on the basis of a number of individual-level and area-level characteristics. In respect of contextual information, we move beyond the preceding literature by considering not only the influence of demographic and educational composition (the proportions of males in

the different age-education groups) but also formal versus informal sector composition (formal and informal jobs). Where individual-level variables are concerned, older and better-educated workers have higher earnings. White, married and non-Protestant men have higher earnings than other groups, as do those living in the Centre-West and South-East regions. Moreover, formal workers tend to have higher earnings than informal ones.

Considering area-level variables, the estimations suggest that workforce composition is associated with earnings. Of the age-education groups, a higher proportion of workers tends to be most strongly associated with a negative effect on individual earnings among the least educated (those with less than complete primary education and complete primary education). Thus, a higher proportion of workers is associated with even lower earnings for the least-educated individuals who earned less to begin with. These results for proportions of low-educated workers are consistent with previous studies indicating that age-education groups are not perfect substitutes but that there are negative associations between cohort size and the incomes of individual workers.

Group proportions are more positively associated with individual earnings for workers with a university education than for those with secondary education. We also know that higher proportions of male workers have secondary education than university education. These results indicate that there is greater demand in labour markets for workers with higher qualifications (university) than with mid-level qualifications (secondary). The models capture two sets of disadvantages for workers with secondary education: (i) they already earn less than those with a university education, as shown by the age-education indicators (individual-level variables); and (ii) they are competing with a bigger cohort in the labour market, something that the effects of age-education group proportions (area-level variables) suggest is not conducive to their earning as much as workers with a university education. There has been an increase in the demand for highly educated workers in Brazil over recent decades, and this has decreased the negative effects of the rise in the supply of workers with secondary or university education over time.

As regards differences between the formal and informal sectors, the results show formal workers earning more than informal ones. The interactions of age-education indicators with formal versus informal sector employment indicate that individual workers in the formal sector have higher earnings across all age-education groups. These considerably higher earnings are especially observed among individual workers with a university education in the formal sector.

Our estimates also show that recent increases in the proportion of formal workers in the labour market have not generated negative associations with individual earnings. This result is an indication that the labour market is absorbing the increasing share of formal workers.

The models estimated separately for the formal and informal sectors indicate that higher group proportions have the strongest positive associations with individual earnings for formal workers with secondary and university education. These effects are not as strong

among informal workers. Higher proportions of workers with less than primary education are negatively associated with individual earnings, especially for those in the informal sector. The proportions of these least educated workers have been decreasing over time, but they are not benefiting from the lessening of competition in labour markets. This is an indication that Brazilian labour markets are not absorbing the labour of the least educated workers. Furthermore, the results suggest stronger individual earnings differentials across education groups for informal workers. This finding suggests that economic inequality by educational attainment is greater in the informal sector than the formal sector.

Overall, our results suggest that the Brazilian labour market is relatively integrated, rather than presenting two segmented sectors. However, as observed by other studies, formal and informal workers have specific characteristics in terms of age and education, with a higher concentration of younger and less educated workers in the informal sector than the formal sector.

Bibliography

- Almeida, E., Araújo, V., and Gonçalves, S. (2025). The urban wage premium in a labor market with informality. *The Annals of Regional Science*, 74(2), 43.
- Amaral, E. F. L. (2012). The decomposition of economic outcomes as a result of changes in Brazil's male age-education structure. *Population Research and Policy Review*, 31(6), 883–905.
- Amaral, E. F. L., Almeida, M. E., Rios-Neto, E. L. G., and Potter, J. E. (2013a). Effects of the age-education structure of female workers on male earnings in Brazil. *Poverty and Public Policy*, 5(4), 336–353.
- Amaral, E. F. L., Potter, J. E., Hamermesh, D. S., and Rios-Neto, E. L. G. (2013b). Age, education and earnings in the course of Brazilian development: Does composition matter? *Demographic Research*, 28(20), 581–612.
- Amaral, E. F. L., Queiroz, B. L., and Calazans, J. A. (2015). Demographic changes, educational improvements, and earnings in Brazil and Mexico. *IZA Journal of Labor and Development*, 4(23), 1–21.
- Amaral, E. F. L., Rios-Neto, E. L. G., and Potter, J. E. (2012). Long term influences of age-education transition on the Brazilian labour market. *Bulletin of Latin American Research*, 31(3), 302–319.
- Amaral, E. F. L., Rios-Neto, E. L. G., and Potter, J. E. (2016). The influence of internal migration on male earnings in Brazil, 1970–2000. *Migration and Development*, 5(1), 55–78. <https://doi.org/10.1080/21632324.2015.1038010>
- Barbosa Filho, F. de H., and Moura, R. L. de. (2015). Evolução recente da informalidade do emprego no Brasil: Uma análise segundo as características da oferta de trabalho e o setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 45(1), 101–123.
- Bargain, O., and Kwenda, P. (2014). The informal sector wage gap: New evidence using quantile estimations on panel data. *Economic Development and Cultural Change*, 63, 117–153.
- Barro, R. J., and Lee, J. W. (2001). International data on educational attainment: Updates and implications. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 541–563.
- Barros, R. P. de, and Ulyssea, G. (2010). On the empirical content of the formal-informal labor market segmentation hypothesis. *Brazilian Review of Econometrics*, 30(2), 289–310.

- Berry, C., and Glaeser, E. (2005). The divergence of human capital levels across cities. *Papers in Regional Science*, 84(3), 407–444.
- Binelli, C. (2016). Wage inequality and informality: Evidence from Mexico. *IZA Journal of Labor and Development*, 5(5), 1–18.
- Black, D. (1998). Local human capital externalities: Educational segregation and inequality. *Manuscript*, London School of Economics.
- Borjas, G. J. (2003). The labor demand curve is downward sloping: Reexamining the impact of immigration on the labor market. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1335–1374.
- Bosch, M., and Esteban-Pretel, J. (2015). The labor market effects of introducing unemployment benefits in an economy with high informality. *European Economic Review*, 75, 1–17.
- Botelho, F., and Ponczek, V. (2011). Segmentation in the Brazilian labor market. *Economic Development and Cultural Change*, 59, 437–463.
- Carneiro, F., and Henley, A. (2001). Modelling formal vs. informal employment and earnings: Micro-econometric evidence for Brazil. *University of Wales at Aberystwyth, Management and Business Working Paper*, 2001-15.
- Charlot, O., Malherbet, F., and Terra, C. (2015). Informality in developing economies: Regulation and fiscal policies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 51, 1–27.
- Engbom, N., Gonzaga, G., Moser, C., and Olivieri, R. (2022). Earnings inequality and dynamics in the presence of informality: The case of Brazil. *Quantitative Economics*, 13(4), 1405–1446.
- Fajnzylber, P., Maloney, W. F., and Montes-Rojas, G. V. (2011). Does formality improve micro-firm performance? Evidence from the Brazilian SIMPLES program. *Journal of Development Economics*, 94, 262–276.
- Gasparini, L., and Tornarolli, L. (2009). Labor informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and trends from household survey microdata. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 63, 13–80.
- Gomes, M., et al. (2025). The cost of informality in Brazilian wages – an updated discussion. *Applied Economics*, 1–15.
- Gong, X., and Van Soest, A. (2002). Wage differentials and mobility in the urban labour market: A panel data analysis for Mexico. *Labour Economics*, 9(4), 513–529.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*. Princeton University Press.
- Hout, M. (2012). Social and economic returns to college education in the United States. *Annual Review of Sociology*, 38, 379–400.
- Jaume, D. (2017). The labor market effects of an educational expansion: A theoretical model with applications to Brazil. Department of Economics, Cornell University. <https://ideas.repec.org/jmp/2017/pja468.pdf>
- Khamis, M. (2013). Does the minimum wage have a higher impact on the informal than on the formal labour market? Evidence from quasi-experiments. *Applied Economics*, 45(4), 477–495.
- Lam, D., and Marteleto, L. (2005). Small families and large cohorts: The impact of the demographic transition on schooling in Brazil. In C. B. Lloyd, J. R. Behrman, N. P. Stromquist, and B. Cohen (Eds.), *The changing transitions to adulthood in developing countries: Selected studies* (pp. 56–83). The National Academies Press.
- Lam, D., and Marteleto, L. (2008). Stages of the demographic transition from a child's perspective: Family size, cohort size, and children's resources. *Population and Development Review*, 34(2), 225–252.
- Lustig, N., Lopez-Calva, L., and Ortiz-Juarez, E. (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World Development*, 44, 129–141.
- Marcílio, M. L. (2001). Why are Brazil's public schools so weak? Backwardness in education. *Braudel Papers*, 30, 3–11.

- Marcílio, M. L. (2005). *História da escola em São Paulo e no Brasil*. Imprensa Oficial do Estado.
- Meghir, C., Narita, R., and Robin, J.-M. (2015). Wages and informality in developing countries. *American Economic Review*, 105(4), 1509–1546.
- Mello, R. F., and Santos, D. D. (2009). Aceleração educacional e a queda recente da informalidade. *Boletim Mercado de Trabalho*, 39, 27–34.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Monteiro, J. C. M., and Assunção, J. J. (2012). Coming out of the shadows? Estimating the impact of bureaucracy simplification and tax cut on formality in Brazilian microenterprises. *Journal of Development Economics*, 99, 105–115.
- Moretti, E. (2004a). Estimating the social return to higher education: Evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data. *Journal of Econometrics*, 121, 175–212.
- Moretti, E. (2004b). Human capital externalities in cities. In J. V. Henderson and J.-F. Thisse (Eds.), *Handbook of urban and regional economics* (pp. 2063–3073).
- Moretti, E. (2004c). Workers' education, spillovers, and productivity: Evidence from plant-level production functions. *The American Economic Review*, 94(3), 656–690.
- Moretti, E. (2011). Local labor markets. In O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (pp. 1237–1313).
- Mourão, A. N. M., Almeida, M. E., and Amaral, E. F. L. (2013). Seguro-desemprego e formalidade no mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 30(1), 251–270.
- Narita, R. (2013). Self-employment in developing countries: A search-equilibrium approach. *Working Paper Series, Department of Economics, FEA-USP, 2013-21*.
- Neto, G., and Zylberstajn, H. (1999). O seguro-desemprego e o perfil dos segurados no Brasil: 1986–1998. Paper presented at the *Encontro Nacional de Economia*, Belém.
- Pardo, C., and Ruiz-Tagle, J. (2017). The dynamic role of specific experience in the selection of self-employment versus wage-employment. *Oxford Economic Papers*, 69(1), 189–212.
- Paula, Á. de, and Scheinkman, J. A. (2007). The informal sector. *NBER Working Paper Series, 13486*.
- Paz, L. S. (2014). The impacts of trade liberalization on informal labor markets: A theoretical and empirical evaluation of the Brazilian case. *Journal of International Economics*, 92, 330–348.
- Piza, C. (2018). Out of the shadows? Revisiting the impact of the Brazilian SIMPLES program on firms' formalization rates. *Journal of Development Economics*, 134, 125–132.
- Potter, J. E., Schmertmann, C. P., Assunção, R. M., and Cavenaghi, S. M. (2010). Mapping the timing, pace, and scale of the fertility transition in Brazil. *Population and Development Review*, 36(2), 283–307.
- Potter, J. E., Schmertmann, C. P., and Cavenaghi, S. M. (2002). Fertility and development: Evidence from Brazil. *Demography*, 39(4), 739–761.
- Queiroz, B. L., and Calazans, J. A. (2010). Os efeitos da concentração de capital humano no retorno privado e social da educação no Brasil. Paper presented at the *XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Caxambu.
- Queiroz, B. L., and Golgher, A. B. (2008). Human capital differentials across municipalities and states in Brazil. *Population Review*, 47(2), 25–49.
- Ramos, L. (2002). A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991–2001. *Working Paper, 914*. Institute of Applied Economic Research.
- Rauch, J. E. (1993). Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from cities. *Journal of Urban Economics*, 34, 380–400.
- Riani, J. L. R. (2005). *Determinantes do resultado educacional no Brasil: Família, perfil escolar dos municípios e dividendo demográfico numa abordagem hierárquica e espacial* [Master's Thesis, Federal University of Minas Gerais].

- Rios-Neto, E. L. G., and Guimarães, R. R. M. (2010). The demography of education in Brazil: Inequality of educational opportunities based on grade progression probability (1986–2008). *Vienna Yearbook of Population Research*, 8(1), 283–312.
- Rocha, R., Ulyssea, G., and Rachter, L. (2018). Do lower taxes reduce informality? Evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, 134, 28–49.
- Ulyssea, G. (2005). Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: Uma resenha da literatura. *Working Paper, 1070*, Institute of Applied Economic Research.
- Ulyssea, G. (2010). Regulation of entry, labor market institutions and the informal sector. *Journal of Development Economics*, 91, 87–99.
- Ulyssea, G. (2018). Firms, informality, and development: Theory and evidence from Brazil. *American Economic Review*, 108, 2015–2047.

Impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ en el Brasil (2002-2016)

Jamaika Prado¹
Alain Hernández Santoyo²
Thiago Costa Soares³

Recibido: 18/02/2025
Aceptado: 01/06/2025

Resumen

El Brasil ha experimentado un envejecimiento progresivo de la población que puede impactar en la producción de bienes y servicios, el consumo de energía y, consecuentemente, las emisiones de contaminantes. Este artículo analiza los efectos de la estructura etaria en las emisiones de dióxido de carbono (CO₂) asociadas al consumo de energía en el Brasil de 2002 a 2016. La dinámica demográfica se representa mediante la proporción de población en edad de trabajar (PET) en la población total. Los resultados apuntan a un efecto directo negativo a largo plazo sobre las emisiones de CO₂. Asimismo, el efecto indirecto observado, según el producto interno bruto (PIB) per cápita, es que esta proporción contribuye a reducir las emisiones hasta un umbral de 8.047 reales brasileños, a partir del cual tiende a ser positivo. En total, predomina el efecto negativo de esta proporción sobre las emisiones de CO₂ a largo plazo.

¹ Doctoranda del Programa de Postgrado en Economía de la Universidad Federal de Juiz de Fora (UFJF), Juiz de Fora (Brasil). Correo electrónico: jamaika.prado@estudante.ufjf.br.

² Profesor Visitante del Programa de Postgrado en Desarrollo Territorial y Sistemas Agroindustriales de la Universidad Federal de Pelotas (PPGDTS/UFPEL), Campus Capão do Leão, Capão do Leão (Brasil). Correo electrónico: alain.santoyo@ufpel.edu.br.

³ Profesor Asociado 1 del Departamento de Economía de la Universidad Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares (UFJF/GV), Governador Valadares (Brasil). Correo electrónico: thiago.costa@ufjf.edu.br.

Nota: Los autores agradecen a la Fundación de Apoyo a la Investigación del Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) por el financiamiento.

Palabras clave: Composición de la población, distribución por edad, crecimiento económico, consumo de energía, emisiones de gases de efecto invernadero, modelos matemáticos, Brasil.

Abstract

Brazil's population has aged progressively, reflecting a trend that may influence the production of goods and services, energy consumption and, consequently, pollutant emissions. This article analyses the impact of age structure on carbon dioxide (CO₂) emissions associated with energy consumption in Brazil from 2002 to 2016. Population dynamics are represented by the share of the working-age population in the total population. The results indicate a negative direct effect on CO₂ emissions over the long term. Similarly, the indirect effect observed, mediated by per capita GDP, shows that this proportion contributes to reducing emissions up to a threshold of 8,047 Brazilian reais, beyond which the effect tends to become positive. Overall, the long-term effect of this proportion on CO₂ emissions is predominantly negative.

Keywords: Population composition, age distribution, economic growth, energy consumption, greenhouse gas emissions, mathematical models, Brazil.

Introducción

Desde la segunda mitad del siglo XX, el Brasil ha experimentado transformaciones significativas en su estructura poblacional que configuran el fenómeno de la transición demográfica. Este proceso se caracteriza por la reducción de las tasas de mortalidad y fecundidad, siendo el declive gradual de esta última el vector de las alteraciones en la composición etaria del país (Simões, 2016). Como consecuencia, se observa una reducción en la proporción de jóvenes y un aumento progresivo de la participación de los grupos etarios de mayor edad en la población.

El Brasil se encuentra en una etapa avanzada de la transición demográfica, definida por Simões (2016) como el “nuevo patrón demográfico”, caracterizado por una reducción gradual del crecimiento poblacional y un aumento en la proporción de personas de 60 años o más. Entre 2010 y 2022, la población creció un 6,5%, mientras que el número de personas mayores aumentó un 56%, alcanzando el 15,8% de la población total. En el mismo período, se observó una disminución en la participación del grupo de 0 a 14 años y un aumento en la población en edad de trabajar (15 a 64 años), que representaba el 69% en 2022 (IBGE, 2025a).

La actual dinámica demográfica tiene potencial para modificar los patrones y niveles de consumo de la población. Diversos estudios apuntan a que el consumo puede variar en función de la edad. En este sentido, Mao y Xu (2014) constataron que las personas jóvenes tienden a destinar una mayor parte de sus recursos a la alimentación, la educación, la cultura y el ocio. Con relación a la población de mediana edad, se aprecia una mayor propensión a gastar en vestimenta, transporte y comunicación. Por su parte, las personas mayores priorizan los gastos en alimentación, atención médica y servicios de salud. Estos datos resaltan las diferencias en las necesidades y preferencias de consumo entre los grupos etarios, lo que da lugar a patrones de consumo distintos a lo largo del curso de vida (Hassan y Salim, 2015).

Las alteraciones mencionadas en los patrones de consumo según la edad, además de influir en la estructura de la demanda, tienen implicaciones económicas y ambientales relevantes (Mao y Xu, 2014; O'Neill et al., 2010). A medida que la población envejece, se modifica el perfil de los bienes y servicios demandados, lo cual impacta en la composición sectorial de la economía y, en consecuencia, en los niveles de producción y las emisiones de gases de efecto invernadero (GEI). En este contexto, las transiciones demográficas constituyen un vector relevante en la dinámica ambiental, ya que los patrones de consumo están intrínsecamente asociados a las emisiones de GEI, tanto por las emisiones directas relacionadas con el uso de energía como por las emisiones indirectas derivadas de los procesos de producción de los bienes y servicios consumidos (Lee et al., 2021).

Con respecto a la participación sectorial en las emisiones de gases de efecto invernadero en el Brasil, los datos muestran la relevancia del sector energético, que en 2023 fue responsable de aproximadamente el 18% de las emisiones totales de GEI en el país (Sistema de Estimación de Emisiones de Gases de Efecto Invernadero [SEEG], 2025).

Entre 1990 y 2023, el sector registró el segundo mayor crecimiento porcentual en las emisiones, con un aumento de alrededor del 119%, superado solo por el sector de residuos. Este crecimiento contribuye al agravamiento del cambio climático, que impacta la producción, la seguridad alimentaria, el suministro de agua y la calidad de vida, representando riesgos para la sostenibilidad ambiental y la supervivencia humana (IPCC, 2013).

Ante las transformaciones demográficas en curso en el Brasil, marcadas por un cambio en la composición etaria y el envejecimiento de la población, junto con un aumento del consumo de energía y de las emisiones de GEI, se vuelve esencial comprender sus efectos directos, resultantes de los cambios en los hábitos de consumo de energía, e indirectos, relacionados con la producción de bienes y servicios, sobre las emisiones. La identificación y el análisis de estos efectos pueden contribuir a esclarecer los factores que impulsan el aumento de las emisiones de GEI, y servir de base para la formulación de políticas públicas destinadas a mitigar los impactos ambientales resultantes de la dinámica demográfica.

En este sentido, el presente estudio tiene como objetivo analizar los impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ procedentes del consumo de energía en el Brasil. El CO₂ es uno de los principales gases de efecto invernadero, tanto a nivel internacional como nacional (SEEG, 2025). La estructura etaria se representa mediante la proporción de la PET (PET), una variable seleccionada por su capacidad para captar la dinámica entre la PET y la población en otros grupos de edad (niños y personas mayores) con mayor probabilidad de estar en situación de dependencia (Golley y Wei, 2015; Zhang et al., 2015). Además, la literatura reconoce a la PET como una fuerza motriz del crecimiento económico (Zhang et al., 2018). Teniendo en cuenta el acelerado proceso de envejecimiento de la población brasileña, cobra relevancia el estudio de la PET en el contexto actual (Peng, 2011). En resumen, el análisis abarca un panel de datos socioeconómicos, demográficos y ambientales de las 27 unidades federativas brasileñas en el período que va de 2002 a 2016.

Una gran parte de los estudios que analizan la relación entre demografía, energía y emisiones se basan en datos transversales de un solo año (Liddle, 2014), pero el uso de datos de panel ofrece ventajas importantes. Por ejemplo, permite controlar variables omitidas (como choques económicos y políticos), considerar características regionales específicas, aumentar el grado de libertad e incorporar la dinámica temporal de la variable dependiente.

Este estudio utiliza un modelo de regresión en dos etapas, mediante el método de momentos generalizados, para analizar los efectos de la proporción de la PET sobre las emisiones de CO₂. En la primera etapa, se estima el impacto de la PET sobre el producto interno bruto (PIB); en la segunda, se evalúan los efectos directos e indirectos de la PET sobre las emisiones, considerados por separado y en conjunto, controlando la endogeneidad e incorporando la dinámica temporal. Un análisis desagregado de las emisiones de CO₂ en el Brasil es importante debido a la heterogeneidad demográfica, socioeconómica y ambiental entre las unidades federativas, lo que puede influir en los patrones de emisión. Además, permite identificar relaciones no lineales entre emisiones y crecimiento económico. En este sentido, esta investigación busca contribuir a cerrar esa brecha y profundizar la comprensión de los determinantes regionales de las emisiones de GEI.

A. Impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂

La relación entre la estructura etaria de la población y las emisiones de CO₂ asociadas al consumo de energía es compleja y tiene efectos directos e indirectos (Zhang et al., 2018). Los efectos directos resultan de las diferencias en los patrones de consumo de energía entre los distintos grupos etarios (Dimnwobi et al., 2021; Tarazkar et al., 2021), mientras que los efectos indirectos operan a través de variables mediadoras, como el nivel y la estructura de la actividad productiva. Comprender esta relación requiere un enfoque integrado, capaz de captar tanto los impactos directos como las mediaciones económicas ejercidas por la estructura demográfica sobre las emisiones de CO₂ (Zhang et al., 2018). Las subsecciones siguientes analizan estas relaciones.

1. El efecto directo de la estructura etaria en las emisiones de CO₂

El efecto directo se refiere al impacto inmediato de los cambios en la estructura etaria sobre las emisiones, motivado por alteraciones en los patrones de consumo de la población (Zhang et al., 2018). Factores como la edad (o ciclo de vida), el período y las cohortes se han relacionado con cambios en los patrones de consumo de energía y, consecuentemente, con las emisiones. Han et al. (2022) argumentan que la edad es un determinante endógeno de las características biológicas, psicológicas, económicas y sociales que influyen en el consumo individual de energía.

El efecto de período se refiere a eventos exógenos, como crisis económicas o sequías, que afectan la capacidad de consumo de la población. Por su parte, el efecto de cohorte está relacionado con las experiencias históricas y sociales compartidas por individuos nacidos en el mismo intervalo de tiempo, lo que influye en sus hábitos y patrones de consumo (Bell y Jones, 2018; Diógenes, 2022). Aunque dichos efectos son relevantes, el estudio opta por centrarse únicamente en los efectos de la edad, reconociendo, no obstante, que los efectos de período y cohorte están implícitamente presentes en la dinámica de las series temporales analizadas.

La teoría del ciclo de vida de Modigliani (1986) ofrece un marco teórico para comprender cómo la edad influye en el comportamiento del consumo a lo largo de la vida. Relaciona variables macroeconómicas como la renta, los precios y el consumo, mostrando que las personas acumulan riqueza y patrimonio para financiar su consumo en diferentes etapas de la vida. Factores como el tamaño de la familia, la herencia y las oportunidades de inversión afectan esta acumulación. La renta y la riqueza crecen con la edad, alcanzan el punto más alto y luego se utilizan durante la jubilación para mantener el consumo. Así, la estructura etaria de la población impacta directamente en su perfil de consumo, que cambia con el envejecimiento (Diógenes y Ojima, 2020).

La estructura etaria de una población puede influir directamente en las emisiones de GEI debido a los patrones de consumo diferentes de los distintos grupos etarios. Para investigar esta correlación, los estudios frecuentemente utilizan tasas de dependencia como métricas de la dinámica demográfica. Estas tasas establecen una relación entre la proporción de jóvenes (menores de 15 años) y personas mayores (65 años o más) y la PET (de 15 a 64 años) en diferentes contextos geográficos.

Por ejemplo, Tarazkar et al. (2021), en un estudio con datos del Oriente Medio, y Dimnwobi et al. (2021), con datos de África, indican que la estructura etaria posee una asociación significativa con la contaminación ambiental. Esta relación se deriva del hecho de que la PET, al participar más en actividades productivas, consume más energía y recursos que los grupos etarios más jóvenes o de personas mayores, lo que resulta en mayores emisiones. Consecuentemente, países con una elevada proporción de personas en este grupo etario tienden a enfrentar problemas más graves de degradación ambiental, dada su mayor productividad y el impacto de carbono asociado.

En contrapartida, los hallazgos de Yu et al. (2018) en China indican que el envejecimiento de la población puede estar positivamente correlacionado con las emisiones de CO₂. Esta investigación sugiere que, en contextos con un rápido crecimiento de la población de personas mayores y sistemas de apoyo social en desarrollo, como el de China, el consumo de recursos por parte de las personas mayores puede aumentar las emisiones de carbono. Corroborando esta visión, Bano et al. (2022) y Menz y Welsch (2012) indican que las personas mayores consumen más bienes y servicios intensivos en energía, aumentando sus emisiones de CO₂. Al pasar más tiempo en casa, ajustan con frecuencia la temperatura debido a una mayor sensibilidad térmica. Además, muestran mayor resistencia a adoptar tecnologías energéticas eficientes y renovables, reduciendo su propensión a usarlas en comparación con los jóvenes.

De igual modo, Liddle y Lung (2010), al analizar la estructura etaria en países desarrollados, identificaron un patrón en forma de “U” en la intensidad energética a lo largo del ciclo de vida. Según los autores, las personas tienden a adoptar un estilo de vida relativamente intensivo en energía tanto al comienzo de la vida adulta (de 20 a 34 años) como en la fase posterior a la jubilación, después de los 65 años. Sin embargo, entre los 35 y los 64 años, el consumo de energía tiende a ser relativamente menor. Esta variación está relacionada con los cambios en los niveles de actividad económica y los patrones de consumo típicos de cada grupo etario. En general, la estructura etaria influye en el consumo de energía por dos razones principales: i) las personas en diferentes etapas de la vida presentan distintos niveles de actividad económica, lo que afecta directamente al consumo de energía, y ii) la edad del jefe o la jefa de familia tiende a estar asociada con el tamaño del hogar, y los adultos más jóvenes y las personas mayores frecuentemente forman familias más pequeñas, que consumen más energía per cápita que los hogares más numerosos, aunque estos últimos presenten un consumo total mayor.

Por tanto, el análisis del efecto directo de la PET es fundamental para comprender el impacto de la estructura etaria en las emisiones de GEI.

2. El efecto indirecto de la estructura etaria sobre las emisiones de CO₂

Además del efecto directo, la estructura etaria también impacta en las emisiones de forma indirecta, principalmente a través de la producción de bienes y servicios. La literatura sugiere que la relación entre producción y emisiones puede ser no lineal (Zhang et al., 2018). Los cambios en la composición etaria influyen en los indicadores de producción, que, a su vez, afectan al consumo de energía y a las emisiones de contaminantes. Esta relación se detallará en la siguiente subsección.

a) El impacto de la estructura etaria en el crecimiento económico

Los cambios en la estructura etaria influyen en la dinámica del consumo y, en consecuencia, en la producción de bienes y servicios. Según Bongaarts (2009), una mayor proporción de grupos dependientes, niños y adolescentes y personas mayores, tiende a desacelerar el crecimiento económico, mientras que un aumento de la PET puede impulsarlo, debido a la mayor oferta de mano de obra disponible.

Otros estudios internacionales también evidencian esta relación. En Asia Oriental, la transición demográfica favoreció el crecimiento económico, al aumentar la proporción entre la PET con respecto a los dependientes (Bloom y Williamson, 1998; Bloom y Canning, 1999). Estudios posteriores, como los de Wei y Hao (2010) y Zhang et al. (2015), confirman que el aumento de la proporción de la PET desempeñó un papel central en el crecimiento de China, país con la mayor representación en términos de tamaño de población del mundo hasta 2023.

Desde un punto de vista metodológico, los estudios han explorado la relación entre la estructura demográfica y el crecimiento económico utilizando datos desagregados y la proporción de la PET como indicador de la estructura etaria. Esta proporción se ha asociado positivamente al crecimiento, como indican los estudios mencionados anteriormente.

Zhang et al. (2018) ampliaron este análisis investigando los efectos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ en China. Utilizando la proporción de la PET como indicador, los autores descompusieron el efecto total de la variable en impactos directos e indirectos. Los resultados indicaron que el efecto directo está positivamente asociado a las emisiones, mientras que el efecto indirecto varía en función de la renta, presentando una forma de “U invertida”. En otras palabras, la producción posee una relación positiva con las emisiones, pero el envejecimiento de la población, aunque perjudicial para el crecimiento económico a largo plazo, puede atenuar los impactos ambientales.

De esta forma, la proporción de la PET puede representar un vector importante para el crecimiento económico, mientras que el envejecimiento tiende a reducir este ritmo. Por este motivo, Zhang et al. (2015) y Golley y Wei (2015) refuerzan la importancia de utilizar la proporción de la PET como medida de la estructura demográfica en estudios vinculados a esta línea de investigación (Peng, 2011).

b) El impacto de la producción en el consumo de energía y las emisiones de CO₂

La relación entre producción, consumo de energía y emisiones de CO₂ ha sido ampliamente debatida mediante la curva ambiental de Kuznets. Esta hipótesis sugiere que, en las primeras fases del desarrollo de una nación, las emisiones aumentan; sin embargo, a partir de un determinado nivel de renta per cápita, tienden a disminuir (Grossman y Krueger, 1991).

Inspirada en la hipótesis original de Kuznets (1955), que trataba de la relación entre la producción per cápita y la desigualdad de la renta, Grossman y Krueger (1991) adaptaron la curva ambiental de Kuznets para investigar la relación entre la renta per cápita y la contaminación. Los autores observaron que las emisiones de contaminantes tienden a seguir un patrón de “U invertida”, en el que los niveles de contaminación aumentan en las primeras etapas del desarrollo de un país, pero comienzan a disminuir a partir de un determinado umbral de renta.

A pesar de la amplia aplicación de la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets, los resultados empíricos continúan siendo contradictorios y sensibles a la metodología utilizada (Dinda, 2004; Stern, 2004). Por este motivo, varios estudios recomiendan no atribuir la responsabilidad de las emisiones exclusivamente a la producción per cápita. Autores como Stefanski (2010) y Zhang et al. (2018) resaltan la necesidad de incluir factores como la estructura económica, los patrones de consumo, los cambios tecnológicos y la estructura demográfica.

En el caso del Brasil, no se encontraron análisis empíricos que exploraran específicamente la relación entre la proporción de la PET y las emisiones de CO₂ asociadas al consumo de energía. Las investigaciones existentes consultadas se concentran en aspectos aislados de la estructura demográfica, y se limitan a examinar su relación con el crecimiento económico o con indicadores de calidad ambiental (Souza et al., 2018). Por su parte, la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets solo se ha estudiado a nivel agregado nacional o en recortes espaciales específicos (Alam et al., 2016; Morais, 2019). Como señalan Zhang et al. (2018), los estudios que investigan los efectos directos e indirectos de la proporción de la PET sobre las emisiones de contaminantes aún son escasos.

Por tanto, este estudio se considera relevante, dado que adopta una estructura empírica que considera simultáneamente los efectos directos e indirectos de la PET sobre las emisiones de CO₂. El análisis destaca también porque utiliza datos desagregados de las unidades federativas durante un período de tiempo significativo, lo que permite controlar los efectos de los matices regionales y temporales en la modelación. En la siguiente sección se detallan los aspectos metodológicos de la investigación.

B. Metodología

1. Método empírico

Este estudio pretende estimar no solo el efecto directo de la estructura etaria en las emisiones de CO₂, sino también los efectos indirectos, mediados por el crecimiento económico, y el efecto total resultante de estas interacciones. La elección del modelo econométrico se fundamenta en estudios previos que han explorado mecanismos similares (Cole, 2007; Halkos y Paizanos, 2013; Zhang et al., 2018). La modelación empírica utiliza una función de producción ampliada basada en el modelo de Solow (1956), comúnmente empleado en los análisis del crecimiento económico (véase la ecuación 1):

$$\ln PIBpc_{i,t} = \alpha + \beta_0 \ln PIBpc_{i,t-1} + \beta_1 \ln PET_{i,t} + \beta_2 \ln CAPpc + \beta_3 \ln HUM_{i,t} + \beta_4 \ln ABER_{i,t} + \eta_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

Donde: α es el intercepto; $\ln PIBpc_{i,t-1}$ corresponde al logaritmo de la renta per cápita desfasada; $\ln PET_{i,t}$ es el logaritmo de la proporción de PET; $\ln CAPpc$ representa el logaritmo del capital per cápita (consumo de energía eléctrica per cápita); $\ln HUM_{i,t}$ es el logaritmo del capital humano (media de los años de escolaridad); $\ln ABER_{i,t}$ es el logaritmo del grado de apertura comercial, medido por la razón entre importaciones y exportaciones por el PIB; η_i corresponde a los efectos específicos no observables de cada unidad federativa, cultura, instituciones y otras características regionales; i representa las unidades federativas ($i = 1, 2, \dots, 27$), y t representa la escala temporal ($t = 2002, 2003, \dots, 2016$). Las variables de capital se introdujeron para controlar el efecto de la renta.

En el modelo de la producción se espera que exista un impacto positivo de la proporción de la PET sobre el indicador económico. Esto sucede porque las personas en edad de trabajar contribuyen más al crecimiento en comparación con la población dependiente. Además, la literatura indica impactos positivos de las variables de capital, físico y humano, así como de la apertura comercial, dado que una economía más dinámica y abierta estimula el crecimiento.

A su vez, el modelo empírico de emisiones de CO₂ puede representarse de la siguiente forma (véase la ecuación 2):

$$\ln CO_2pc_{i,t} = \alpha + \beta_5 \ln CO_2pc_{i,t-1} + \beta_6 \ln PET_{i,t} + \beta_7 E \ln PIBpc_{i,t} + \beta_8 E \ln PIBpc_{i,t}^2 + \beta_9 \ln DESM_{i,t} + \beta_{10} \ln ENERpc_{i,t} + \lambda_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Donde: α es el intercepto común; $\ln CO_2pc_{i,t}$ es el logaritmo de las emisiones totales de CO₂ per cápita; $\ln CO_2pc_{i,t-1}$ equivale al logaritmo de las emisiones totales de CO₂ per cápita desfasadas; $\ln PET_{i,t}$ es el logaritmo de la proporción de PET; $E \ln PIBpc_{i,t}$ es el valor ajustado del PIB per cápita; $E \ln PIBpc_{i,t}^2$ es el cuadrado del PIB ajustado; $\ln DESM_{i,t}$ es el logaritmo de

la variable indirecta (*proxy*) para la deforestación; $\ln ENERpc_{i,t}$ es el logaritmo del consumo de energía eléctrica, y λ_i corresponde a los efectos específicos no observables de cada unidad federativa. Las variables de deforestación y consumo de energía se introdujeron con fines de control (Wooldridge, 2015).

En el modelo de emisiones de CO_2 se presupone una relación cuadrática entre las emisiones y el PIB per cápita, tal como sugiere la curva ambiental de Kuznets. Con relación a la deforestación, se espera un efecto positivo sobre las emisiones de contaminantes, dado que el proceso de deforestación y el cambio de uso del suelo constituyen dos de los principales impulsores de las emisiones en el país. Además, se supone una relación positiva entre el consumo de energía y las emisiones de CO_2 , ya que se considera que la producción y el uso de energía son importantes vectores de las emisiones antrópicas.

El coeficiente β_6 estimado en la ecuación 2 representa el efecto directo de la proporción de la PET sobre las emisiones de CO_2 . En cuanto al efecto indirecto, se utilizará el PIB per cápita como variable intermedia (o mediadora), tal como se planteó en trabajos anteriores (Cole, 2007; Halkos y Paizanos, 2013; Zhang et al., 2018).

Las estimaciones de las ecuaciones 1 y 2 fueron realizadas mediante el método generalizado de momentos en diferencias. Este método, propuesto por Arellano y Bond (1991), es robusto en este contexto porque controla la endogeneidad de los modelos mediante el uso de variables instrumentales. En esencia, este método permite estimar los coeficientes de forma consistente en presencia de regresores potencialmente endógenos, como la variable dependiente desfasada, entre otras variables.

La validez del estimador puede comprobarse mediante las pruebas de autocorrelación de primer y segundo orden de Arellano y Bond, así como la prueba de Hansen/Sargan (Hansen, 1982), que examina la ortogonalidad de los errores. En la primera, se espera autocorrelación de primer orden y ausencia de autocorrelación en el segundo componente. En la segunda, no debe rechazarse la hipótesis nula de validación de los instrumentos (valor p no significativo).

Una vez estimadas las ecuaciones 1 y 2, se obtienen los efectos directos, indirectos y totales, según Cole (2007), Halkos y Paizanos (2013) y Zhang et al. (2018). El efecto directo a largo plazo de la proporción de la PET sobre las emisiones se obtiene a partir del coeficiente estimado β_6 en la ecuación 2. A su vez, el efecto indirecto se calcula como el producto del impacto parcial del PIB per cápita sobre las emisiones de CO_2 per cápita (estimado en la ecuación 2) y el impacto parcial de la proporción de la PET sobre el PIB per cápita (estimado en la ecuación 1), como se plantea en la ecuación 3:

$$\text{Efecto indirecto: } \frac{\partial \ln CO_2 pc}{\partial \ln PIB pc} * \frac{\partial \ln PIB pc}{\partial \ln PET} \quad (3)$$

Por último, el efecto total corresponde a la suma del efecto directo y el efecto indirecto, expresándose de la siguiente forma (véase la ecuación 4):

$$\text{Efecto total: } \beta_6 + \frac{\partial \ln CO_2 pc}{\partial \ln PIBpc} * \frac{\partial \ln PIBpc}{\partial \ln PET} \quad (4)$$

2. Base de datos

Con relación a los datos, este estudio utilizó un panel compuesto por las 27 unidades federativas brasileñas durante el período que va de 2002 a 2016. La selección de este intervalo temporal estuvo motivada, en particular, por la disponibilidad conjunta de información para las variables consideradas. Además, este período es interesante en especial porque abarca varios eventos relevantes en la economía brasileña, como la “crisis energética de los apagones” (2001/2002), la crisis financiera internacional (2008), la revocatoria del mandato presidencial (2016), y la inestabilidad económica y política asociada al desequilibrio fiscal ocurrido entre 2013 y 2016.

En el indicador ambiental, se incluyeron las emisiones de CO₂ per cápita, que se consideran una de las principales fuentes de emisiones de GEI a nivel nacional e internacional (Zhang et al., 2018). En lo que respecta a la variable demográfica, se adoptó la proporción de la PET, definida como el cociente entre las personas de 15 a 64 años y la población total.

Para representar la producción, se utilizó el PIB per cápita, a precios constantes de 2010 (Zhang et al., 2018). En cuanto a los factores de producción, se consideró el promedio de años de estudio de las personas con 25 años o más (Cangussu et al., 2010) para representar el capital humano, así como el consumo de energía eléctrica per cápita, variable utilizada como medida del capital físico (Veloso, 2015).

Otro factor relevante es el comercio exterior de las unidades federativas. De acuerdo con Bloom et al. (2010), la intensidad de las transacciones de bienes y servicios con el exterior puede impactar en la producción y las emisiones de contaminantes. Como representación de este factor en la modelación, se incluyó el grado de apertura comercial de las unidades federativas, medido por la suma de las importaciones y exportaciones, dividida por el PIB (Bloom et al., 2010).

Por último, se incorporó el número de focos de incendio por km², con el objetivo de captar la influencia de la deforestación en las emisiones. Según Arraes et al. (2012), la deforestación en el Brasil, impulsada principalmente por la conversión del uso de la tierra para actividades agropecuarias, representa una de las principales fuentes de emisiones de GEI. Por tal motivo, resulta importante considerar este factor en la estructura empírica.

La información sobre las variables, sus unidades de medida y las fuentes de datos figura en el cuadro 1.

Cuadro 1
Descripción de las variables utilizadas en el estudio, 2002 a 2016

Variable	Descripción	Unidad	Fuente
APER	Apertura comercial (precios de 2010)	Reales brasileños (miles)/PIB	Comex Stat/MDIC
PET	Proporción de la población en edad de trabajar	Porcentaje	DATASUS/MS
DES	Focos de incendio (variable indirecta de la deforestación)	Cant./km ²	INPE
CO ₂	Emisiones de dióxido de carbono per cápita	Cant.(kg)/hab	SEEG
PIBpc	PIB per cápita (precios de 2010)	Reales brasileños (miles)/hab	IBGE
ENERpc	Consumo de energía eléctrica per cápita	MWh/hab	EPE
HUM	Promedio de años de escolaridad de las personas con 25 años o más (variable indirecta del capital humano)	año	PNAD/IBGE

Fuente: DATASUS (Ministério da Saúde). (2025). *TabNet Win32 3.3: População residente—Estudo de estimativas populacionais por município, idade e sexo 2000-2021—Brasil*. <http://tabnet.datasus.gov.br>; Ministerio de Fomento, Industria, Comercio y Servicios (2025). *Comex Stat—Dados gerais*. <https://comexstat.mdic.gov.br>; Instituto Nacional de Investigaciones Espaciales del Brasil. (2025). *Monitoramento dos focos ativos por estado, região ou bioma—Programa Queimadas*. <https://terrabrasil.dpi.inpe.br>; Empresa de Pesquisa Energética. (2025). *Dados abertos: Dados do Anuário Estatístico de Energia Elétrica*. <https://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/dados-abertos/dados-do-anuario-estatistico-de-energia-eletrica>; Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística. (2025). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios—PNAD*. <https://sidra.ibge.gov.br/home/pnad> y *Produto Interno Bruto dos Municípios*. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais>.

Todas las variables se transformaron en logaritmos, de modo que los coeficientes del modelo pueden interpretarse como elasticidades.

C. Resultados y discusión

1. Estadísticas descriptivas de las variables del estudio

Esta subsección presenta las estadísticas descriptivas de las variables (véase el cuadro 2).

Cuadro 2
Estadísticas descriptivas de las variables en el período, 2002-2016

Variables	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Emisiones de CO ₂ per cápita (Kilogramos per cápita)	23 448	40 878	2 004	389 461
Proporción de la PET (Porcentajes)	65	3	57	72
PIB per cápita (Reales brasileños)	15 751	9 128	4 594	55 341
Consumo de energía eléctrica per cápita (capital físico) (Megavatio hora per cápita)	1,64	0,65	0,44	3,53
Apertura comercial (Reales brasileños)	0,15	0,12	0,003	0,58
Media de los años de estudio (capital humano) (Años)	6,6	1,18	3,98	10,1
Número de focos de incendio (deforestación) (Número por kilómetro cuadrado)	0,03	0,02	0,003	0,17

Fuente: Elaboración propia sobre la base de los resultados del estudio.

Como se muestra en el cuadro 2, la media de las emisiones de CO₂ per cápita en las unidades federativas brasileñas fue de 23.448 kg durante el período analizado. No obstante, la elevada desviación estándar de 40.878 kg revela una heterogeneidad significativa entre los estados, destacando Alagoas con el valor más bajo (2.004 kg) y Mato Grosso con el más alto (389.461 kg).

En cuanto a la estructura demográfica, la proporción promedio de la PET fue del 65%, con una desviación estándar de solo tres puntos porcentuales, indicando una relativa homogeneidad regional. Los valores extremos se registraron en Acre (57%) y el Distrito Federal (72%).

Económicamente, el PIB per cápita medio fue de 15.751 reales, con una desviación de 9.128 reales. Piauí presentó la renta más baja (4.594 reales) y el Distrito Federal, la más alta (55.341 reales).

Por su parte, el consumo medio de energía eléctrica fue de 1,64 MWh per cápita, con una desviación de 0,65 MWh. Piauí registró el menor consumo (0,44 MWh) y Santa Catarina el mayor (3,53 MWh).

Con relación a la apertura comercial, el valor medio fue de 0,15, con una desviación estándar de 0,12. Acre presentó el mínimo (0,003) y Espírito Santo el máximo (0,58), evidenciando diferentes niveles de integración internacional.

La media de años de escolaridad de la población de 25 años o más fue de 6,6 años, con una desviación de 1,18. Alagoas tuvo el promedio más bajo (3,98 años) y el Distrito Federal, el más alto (10,1 años).

Por último, la variable relativa a los focos de incendio por kilómetro cuadrado presentó una media de 0,03, con una desviación estándar de 0,02. Rondônia fue el estado con mayor densidad de focos (0,17/km²), frente a Amazonas, que registró la menor (0,003/km²).

2. Resultados para el modelo de la producción per cápita

En la primera etapa, se propusieron tres especificaciones. El análisis y la comparación de los resultados de estos modelos permite dilucidar la robustez de las estimaciones (véase el cuadro 3).

La estimación de los modelos I, II y III mostró signos coherentes entre los coeficientes, aunque no todas las variables explicativas fueron estadísticamente significativas. Los modelos explicaron aproximadamente el 98% de la variación de la producción per cápita. Los instrumentos utilizados fueron considerados válidos, con exogeneidad confirmada mediante la prueba J de Sargan, y se cumplieron las condiciones de momento requeridas por el método generalizado de momentos, según lo indicado por las pruebas de autocorrelación de Arellano y Bond (1991).

Cuadro 3
Resultado de las estimaciones correspondientes al PIB per cápita, 2002-2016

Variables	Modelo I	Modelo II	Modelo III
$\ln PIBpc_{t-1}$	0,287***	0,297***	0,796***
$\ln PET$	-0,613**	-0,471 ^{NS}	-1,320***
$\ln CAPpc$	0,223***	0,233***	0,278***
$\ln HUM$	0,745***	0,680***	
$\ln APER$	0,008 ^{NS}		
R^2	0,989	0,986	0,985
Prueba AR (1)	0,001	0,001	0,0004
Prueba AR (2)	0,164	0,189	0,544
<i>J Sargan</i>	23,19 (0,508)	31,73 (0,134)	26,00 (0,353)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: *** significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%, y NS, no significativo. Los instrumentos utilizados fueron: modelo 1: ($\ln PIBpc$, -2, $\ln PET$, -1, $\ln CAPpc$, -1 y $\ln APER$), modelo 2 y modelo 3: ($\ln PIBpc$, -2, $\ln PET$, -1, $\ln CAPpc$, -1).

Los análisis posteriores se basan en el modelo I, que incluyó todas las variables propuestas. Los resultados de esta especificación indican que la proporción de la PET ejerce un impacto negativo en el PIB per cápita. En un estudio similar sobre las provincias de China, Golley y Wei (2015) detectaron también una relación negativa entre la población productiva y la producción per cápita. Según Bloom y Williamson (1998), aunque un aumento de la proporción de la PET tiende a impulsar el crecimiento económico agregado, este crecimiento demográfico puede, en algunos casos, reducir la renta per cápita de la propia PET, como se observó en algunos países de Asia Occidental entre 1965 y 1990.

Kelley y Schmidt (2005) sostienen que este efecto es previsible en economías en las que el crecimiento de la fuerza de trabajo supera el ritmo de las inversiones, lo que resulta en una caída del capital por trabajador. Además, Bloom et al. (2010) señalan que el efecto de la proporción de la PET sobre la renta también depende de la capacidad de la economía para absorber nuevas incorporaciones al mercado de trabajo, lo que puede no producirse plenamente en contextos de bajo dinamismo económico o de rigidez estructural.

En este sentido, el resultado negativo asociado a la variable PET puede atribuirse a factores relacionados tanto con la calidad como con la absorción de la fuerza de trabajo. Aunque el capital físico presentó un crecimiento pronunciado del 270% entre 2002 y 2016, frente a un aumento de apenas el 23% en la proporción de la PET, este progreso puede no haber sido suficiente para compensar la expansión de una fuerza de trabajo con una cualificación media baja. A pesar del incremento en los años medios de estudio de la población, que pasó de 5,8 a 7,4 años en el período, la incorporación de un contingente significativo de trabajadores con niveles educacionales aún reducidos puede haber impuesto una presión negativa en la productividad agregada. De este modo, el crecimiento de la proporción de la PET, cuando no va acompañado de mejoras proporcionales en la cualificación y en

la capacidad de absorción del mercado de trabajo, puede contribuir a una reducción del producto per cápita, como también señalan los estudios de Kelley y Schmidt (2005) y Bloom et al. (2010).

En cuanto al capital per cápita, los resultados indican un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la producción per cápita. Este resultado está en consonancia con Golley y Wei (2015), quienes destacan que un aumento de las inversiones en equipamientos e infraestructuras contribuye a elevar la productividad en la economía. De forma similar, los resultados relativos al capital humano revelan que un aumento del número medio de años de estudio tiene un impacto positivo en la producción. Estos factores, de forma conjunta, indican que el crecimiento del capital físico y humano contribuyen al aumento de la productividad.

Con respecto a la apertura comercial, a pesar de mostrar un signo positivo, no se encontraron señales de que el grado de apertura comercial hubiera influido en la producción per cápita durante el período analizado. Shahbaz et al. (2010) y Golley y Wei (2015) obtuvieron resultados similares con relación a la importancia del grado de apertura.

3. Resultados para el modelo de las emisiones de CO₂ per cápita

En este modelo, se pretendió estimar los efectos directos e indirectos de la proporción de la PET sobre las emisiones de CO₂ per cápita. Para identificar el efecto indirecto, se introdujo el valor del PIB per cápita estimado en el modelo I, con la intención de captar la mediación ejercida por la dinámica económica, según la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets. Las estimaciones del modelo para las emisiones de CO₂ y los puntos de inflexión (*turning points*) se muestran en el cuadro 4.

Cuadro 4

Resultado de las estimaciones correspondientes a las emisiones de CO₂ per cápita, 2002-2016

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$\ln CO_2 pc_{t-1}$	0,216***	0,236***	0,222***
$\ln PET$	-7,523***	-4,426***	-4,676***
$\ln PIBpc$	5,658***	3,970***	4,068***
$\ln PIBpc^2$	-0,315***	-0,217***	-0,228***
$\ln DES$	0,055***	0,056***	
$\ln ENERpc$	0,557***		
Puntos de inflexión	8.047	9.200	7.623
R ²	0,963	0,962	0,962
Prueba AR (1)	0,100	0,092	0,098
Prueba AR (2)	0,578	0,481	0,598
J Sargan	29,94 (0,120)	26,68 (0,223)	26,94 (0,258)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: *** significativo al 1%. Los instrumentos utilizados fueron: modelo 1: ($\ln CO_2 pc$, -2, $\ln PIBpc$, $\ln PET$, $\ln DES$ y $\ln ENERpc$, -1); modelo 2: ($\ln CO_2 pc$, -2, $\ln PIBpc$, $\ln PET$ y $\ln DES$), y modelo 3: ($\ln CO_2 pc$, -2, $\ln PIBpc$ y $\ln PET$).

Al estimar los modelos I, II y III para las emisiones de CO₂, se verificó en todos los casos la consistencia de los coeficientes y la validez del estimador método generalizado de momentos (estadístico J de Sargan no significativo; autocorrelación de primer orden significativa y autocorrelación de segundo orden no significativa). Para el análisis de esta etapa, se adoptó el modelo I como referencia.

Los resultados presentados (véase el cuadro 4) indican que el aumento de la proporción de la PET puede reducir las emisiones de CO₂ per cápita (efecto directo). En términos numéricos, un aumento del 1% en el grupo poblacional activo está asociado con una reducción del 7,5% en las emisiones per cápita, como promedio. Este hallazgo sugiere que los patrones de consumo energético de las personas en edad de trabajar son, como promedio, menos intensivos en emisiones contaminantes en comparación con los grupos dependientes, como los niños y las personas mayores. Como señalan Bano et al. (2022) y Menz y Welsch (2012), los grupos dependientes suelen demandar un mayor consumo de energía para necesidades específicas, como calefacción y refrigeración, lo que puede dar lugar a emisiones per cápita más elevadas.

Otro hallazgo relevante fue el efecto del PIB per cápita. Las estimaciones indican que la relación entre el PIB per cápita y las emisiones de CO₂ per cápita es no lineal, y presenta forma de “U invertida”, lo que corrobora la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets. En particular, este hallazgo representa una contribución a la literatura de dicha curva a nivel nacional, ya que no existían datos sobre esta hipótesis en las unidades federativas brasileñas con este método estadístico. A través de los coeficientes de los términos de producción, fue posible estimar que el impacto positivo de la producción sobre las emisiones se da hasta alcanzar un máximo de 8.047 reales brasileños per cápita (precios de 2010). A partir de ese punto, la relación entre la producción per cápita y las emisiones per cápita comienza a disminuir. Actualmente, solo los estados de Maranhão y Piauí se encuentran en un nivel por debajo del punto de inflexión de la curva ambiental de Kuznets.

Con relación al número de incendios por unidad de área, los resultados indican que esta variable ejerció un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre las emisiones de CO₂ per cápita. Específicamente, se estima que un incremento del 1% en la cantidad de focos de incendio está asociado con un aumento de aproximadamente un 0,06% en las emisiones per cápita. Este hallazgo es coherente con el estudio de Baccini et al. (2012), que estimaron que entre 2000 y 2010, la deforestación, una de las principales razones de los incendios, representaba de alrededor del 6% al 17% de las emisiones globales de CO₂, especialmente en países como el Brasil. En general, los mayores índices de focos de incendios se registraron en regiones caracterizadas por una elevada cobertura forestal y bajos niveles de renta. En estos territorios, la conversión de áreas forestales en pastos o tierras agrícolas se ha transformado en una de las principales fuentes de emisiones relacionadas con las actividades agropecuarias (SEEG, 2025).

Por último, las estimaciones indican que el consumo de energía per cápita, utilizado como variable indirecta del capital físico regional, tuvo un impacto positivo y estadísticamente significativo en las emisiones de CO₂ per cápita. Específicamente, un

aumento del 1% en el consumo de energía por persona tiende a aumentar las emisiones per cápita en aproximadamente un 0,56%. Estas conclusiones se corresponden con los resultados de Souza et al. (2018), que identificaron una asociación positiva entre el consumo de energía y las emisiones de CO₂ en el Brasil en el período de 1960 a 2015. De manera similar, Sanquetta et al. (2017), al analizar los datos del estado de Paraná entre 2010 y 2014, también confirmaron que el aumento del consumo de energía contribuyó significativamente al crecimiento de las emisiones de CO₂ en la región.

Para analizar los efectos directos, indirectos y totales de la proporción de la PET en las emisiones de CO₂ per cápita, se consideraron los coeficientes a largo plazo obtenidos a partir de las expresiones (3) y (4). El cálculo de las elasticidades a largo plazo puede consultarse en (Zhang et al., 2018). Según los modelos estimados, la elasticidad a largo plazo de las emisiones per cápita en relación con la PET fue de -9,595, lo que indica que un aumento del 1% en la proporción de PET tiende a reducir las emisiones por personas en un 9,595% a largo plazo.

En lo que se refiere al efecto indirecto, mediado por la producción per cápita, existe una relación no lineal entre la PET y las emisiones, expresada como $-0,86^*[7,21 + 2^*(-0,40^* \ln PIBpc)]$. Los resultados indican que este efecto se mantiene negativo hasta el punto de inflexión estimado en 8.047 reales brasileños per cápita. Por encima de este umbral, el impacto de la proporción de la PET en las emisiones se vuelve positivo, lo que sugiere que el crecimiento económico inducido por una mayor proporción de la PET comienza a intensificar las emisiones de CO₂.

Con respecto al efecto total, representado por $0,69^* \ln PIBpc - 15,81$, se verifica que, a medida que aumenta la producción per cápita, el impacto de la PET sobre las emisiones tiende a ser progresivamente menos negativo. En otras palabras, en las regiones con menor renta per cápita, el efecto total de la PET sobre las emisiones tiende a ser más beneficioso que en las localidades más desarrolladas, posiblemente debido a la composición sectorial y al patrón de expansión económica de estas últimas. No obstante, se observa que el efecto directo, de naturaleza negativa, predomina sobre el indirecto, el cual se torna positivo a partir del umbral de renta estimado.

El efecto negativo de la proporción de la PET sobre las emisiones ha sido observado en estudios anteriores. Liddle y Lung (2010), por ejemplo, identificaron una relación en forma de “U” entre la estructura etaria de la población y el consumo de energía en países desarrollados. Este concepto sugiere que el consumo de energía es relativamente intensivo tanto al inicio de la edad adulta como en la edad de jubilación. Sin embargo, en la mediana edad, el consumo energético es intermitentemente menos intensivo. Esta variación refleja los distintos niveles de actividad económica y los patrones de consumo energético resultantes en cada etapa de la vida.

Yu et al. (2018) también verificaron una relación positiva entre la población dependiente y las emisiones de CO₂ en China. Esta perspectiva sugiere que, en contextos de rápido envejecimiento de la población, como China y el Brasil, de acuerdo con Bano et al. (2022), en el grupo BRICS (Brasil, Federación de Rusia, India, China y Sudáfrica) el consumo de recursos por parte de este grupo etario puede, de hecho, intensificar la huella de carbono.

Además, Bano et al. (2022) y Menz y Welsch (2012) constataron que las personas mayores, como ya se dijo, son más propensas a consumir bienes y servicios intensivos en energía, lo que aumenta su contribución relativa a las emisiones de CO₂. Los hábitos de consumo de las personas mayores pueden influir directamente en el consumo de energía, pues suelen pasar más tiempo en casa y poseen mayor sensibilidad térmica. A esto se suma una mayor reticencia a la hora de adoptar nuevas tecnologías energéticas, lo que puede resultar en una menor propensión a la eficiencia energética y al uso de energías limpias en comparación con los jóvenes.

Ante este escenario, cabe mencionar que la dinámica demográfica brasileña ha estado acompañada de una reconfiguración de los hogares. Se observa una reconfiguración de los hogares, caracterizada por la reducción del número de personas por vivienda y el aumento de los hogares unipersonales, especialmente entre personas mayores, debido al incremento de la longevidad y a la individualización social (Diógenes y Ojima, 2020). Esta transformación implica la pérdida de economías de escala en el uso de servicios energéticos, como iluminación, calefacción y preparación de alimentos, lo que puede resultar en una mayor demanda energética y niveles más altos de emisiones.

Considerando que los efectos directos de los cambios demográficos influyen marcadamente en los patrones de consumo de los hogares, y ante el rápido envejecimiento de la población brasileña, se vuelve esencial desarrollar políticas públicas enfocadas en este grupo etario, especialmente para ampliar el acceso a bienes duraderos con mayor eficiencia energética, como electrodomésticos de bajo consumo. Aunque las políticas que incentivan la adquisición de estos equipos son importantes, la concientización de la población es fundamental, ya que el simple avance tecnológico no garantiza la reducción total del consumo de energía o de las emisiones debido al “efecto rebote”⁴, donde las ganancias de eficiencia pueden ser anuladas por el aumento del uso. Esta compleja dinámica, muchas veces subestimada en los debates sobre políticas ambientales, refuerza la relevancia de los análisis que integran aspectos económicos, energéticos y ambientales en el diseño de tales políticas públicas.

D. Consideraciones finales

Los cambios en la composición etaria de la población brasileña impactan en la producción, el consumo de energía y las emisiones de contaminantes. En este sentido, esta investigación analizó los impactos de la estructura etaria en las emisiones de CO₂ asociadas al consumo de energía en el Brasil entre 2002 y 2016. Por medio de dos modelos de método generalizado de momentos que consideraron la PET como variable indirecta de la estructura etaria, se estimaron los efectos directos, indirectos y totales de la variable demográfica sobre las emisiones.

⁴ El efecto rebote de energía se produce cuando una parte o la totalidad del ahorro de energía esperado con la mejora de la eficiencia energética es compensado por un aumento del consumo debido a cambios de comportamiento, como un uso más frecuente de los equipamientos o la adquisición de nuevos productos (Lin y Liu, 2015).

Los resultados revelaron que la PET impacta negativamente en las emisiones de CO₂ per cápita a largo plazo (efecto directo). Además, se observaron efectos indirectos negativos de esta población, condicionados por el nivel de producción per cápita, hasta alcanzar una cifra de 8.047, reales brasileños. Por otro lado, a partir de este umbral, la relación indirecta entre la PET y las emisiones de CO₂ per cápita pasa a ser positiva. Sin embargo, el efecto total estimado muestra la prevalencia del efecto negativo del indicador poblacional a largo plazo.

A partir de las estimaciones obtenidas, se constató que los cambios en la estructura etaria de la población brasileña, especialmente la ampliación del peso relativo de la PET, ejercen una influencia significativa en las emisiones de CO₂ asociadas al consumo de energía. El efecto directo negativo de la proporción de la PET sugiere que una mayor proporción de esta población puede estar relacionada con la adopción de prácticas productivas y patrones de consumo más eficientes, posiblemente impulsados por la incorporación de tecnologías, una mayor urbanización y la transición hacia sectores económicos menos intensivos en carbono.

Además, los efectos indirectos apuntan hacia una relación no lineal entre la estructura etaria y las emisiones, condicionada por el nivel de renta per cápita. Se observa que, hasta un determinado nivel de renta, un aumento de la actividad económica potencia el impacto mitigador de la proporción de la PET sobre las emisiones. Sin embargo, a partir del punto de inflexión, este efecto se invierte, indicando que, en etapas más avanzadas de desarrollo, tal proporción puede afectar positivamente a la variable ambiental.

Por consiguiente, es posible concluir que las políticas públicas destinadas a reducir las emisiones de CO₂ deben considerar no solo los aspectos productivos y energéticos de las regiones, sino también los efectos directos e indirectos de la dinámica demográfica. En otras palabras, las transformaciones en la estructura etaria no impactan solo en el mercado de trabajo y la economía, sino que además tienen implicaciones ambientales sustanciales, en especial, en las regiones en desarrollo, que aún se encuentran en una trayectoria de transición demográfica.

Se destacan algunas limitaciones metodológicas: los cambios en los procedimientos de recolección y la discontinuidad de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) limitaron la disponibilidad de series anuales completas; la falta de datos sistemáticos sobre la formación bruta de capital físico en las unidades federativas llevó al uso del consumo de energía como variable indirecta del capital, práctica común en la literatura. El período analizado fue definido por la mayor consistencia de los datos, sin incluir años recientes como el de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19). Futuras investigaciones podrán profundizar el análisis a partir de microdatos domiciliarios o individuales, y examinar distintos indicadores de la estructura etaria para ampliar la comprensión de sus efectos en las emisiones energéticas.

Bibliografía

- Alam, Md. M., Shahbaz, M., y Paramati, S. R. (2016). Relationships among carbon emissions, economic growth, energy consumption and population growth: testing Environmental Kuznets Curve hypothesis for Brazil, China, India and Indonesia. *Ecological Indicators*, 70.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2).
- Arraes, R. A., Mariano, F. Z. y Simonassi, A. G. (2012). Causas do desmatamento no Brasil e seu ordenamento no contexto mundial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 50.
- Baccini, A. G. S. J., Goetz, S. J., Walker, W. S., Laporte, N. T., Sun, M., Sulla-Menashe, D., y Hackler, J. (2012). Estimated carbon dioxide emissions from tropical deforestation improved by carbon-density maps. *Nature Climate Change*, 2(3).
- Bano, S., Zhao, Y., Ahmad, A., y Yang, D. (2022). Dynamic influence of aging, industrial innovations, and ICT on tourism development and renewable energy consumption in BRICS economies. *Renewable Energy*, 192.
- Bell, A. y Jones, K. (2018). The hierarchical age-period-cohort model: Why does it find the results that it finds? *Quality & Quantity*, 52.
- Bloom, D. E. y Canning, D. (1999). *Economic development and the demographic transition: The role of cumulative causality*. Center for International Development at Harvard University.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., y Finlay, J. E. (2010). Implications of population ageing for economic growth. *Oxford Review of Economic Policy*, 26(4).
- Bloom, D. E. y Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. *The World Bank Economic Review*, 12(3).
- Bongaarts, J. (2009). Human population growth and the demographic transition. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 364(1532).
- Cangussu, R. C., Lima, J. E., y Andrade, T. A. (2010). Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos*, 40.
- Cole, M. A. (2007). Corruption, income and the environment: An empirical analysis. *Ecological Economics*, 62(3).
- DATASUS (Ministério da Saúde). (2025). *TabNet Win32 3.3: População residente—Estudo de estimativas populacionais por município, idade e sexo 2000-2021—Brasil*. <http://tabnet.datasus.gov.br>
- Dimnwobi, S. K., Ekesiobi, S. C., y Osabohien, R. (2021). Population dynamics and environmental quality in Africa. *Science of The Total Environment*, 797.
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets Curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, 49(4).
- Diógenes, V. H. D. (2022). *Efeitos de idade, período e coorte no consumo de energia elétrica dos domicílios brasileiros no século XXI: Uma análise sob a perspectiva da relação população-consumo-ambiente* [Tesis doctoral, Universidad Federal de Río Grande del Norte].
- Diógenes, V. y Ojima, R. (2020). Análise do impacto da transição da estrutura etária no consumo de energia elétrica domiciliar do Brasil. *Desenvolvimento e Meio Ambiente*, 54.
- Empresa de Pesquisa Energética. (2025). *Dados abertos: Dados do Anuário Estatístico de Energia Elétrica*. <https://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/dados-abertos/dados-do-anuario-estatistico-de-energia-eletrica>
- Golley, J. y Wei, Z. (2015). Population dynamics and economic growth in China. *China Economic Review*, 35.
- Grossman, G. M. y Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. *Working Paper* (3914). National Bureau of Economic Research.

- Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático. (2013). *AR5 Climate Change 2013: The Physical Science Basis*. <https://www.ipcc.ch/report/ar5/wg1/>
- Halkos, G. E. y Paizanos, E. A. (2013). The effect of government expenditure on the environment: An empirical investigation. *Ecological Economics*, 91.
- Han, X., Li, X., Jin, Y., Zhao, D., Wang, S. y Zhang, B. (2022). Aging, generational shifts, and energy consumption in urban China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 119(37).
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4).
- Hassan, K. y Salim, R. (2015). Population ageing, income growth and CO₂ emission: Empirical evidence from high income OECD countries. *Journal of Economic Studies*, 42(1).
- Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística. (2025a). *Censo Demográfico 2022*. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2022>
- Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística. (2025b). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios—PNAD*. <https://sidra.ibge.gov.br/home/pnad>
- Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística. (2025c). *Produto Interno Bruto dos Municípios*. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais>
- Instituto Nacional de Investigaciones Espaciales del Brasil. (2025). *Monitoramento dos focos ativos por estado, região ou bioma—Programa Queimadas*. <https://terrabrazilis.dpi.inpe.br>
- Kelley, A. C. y Schmidt, R. M. (2005). Evolution of recent economic-demographic modeling: A synthesis. *Journal of Population Economics*, 18(2).
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1).
- Lee, J., Das, K., Rao, N. D., y Pachauri, S. (2021). The scale and drivers of carbon footprints in households, cities and regions across India. *Global Environmental Change*, 66.
- Liddle, B. (2014). Impact of population, age structure, and urbanization on carbon emissions/energy consumption: Evidence from macro-level, cross-country analyses. *Population and Environment*, 35(3).
- Liddle, B. y Lung, S. (2010). Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: Revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts. *Population and Environment*, 31(5).
- Lin, B. y Liu, H. (2015). A study on the energy rebound effect of China's residential building energy efficiency. *Energy and Buildings*, 86.
- Mao, R. y Xu, J. (2014). Population aging, consumption budget allocation and sectoral growth. *China Economic Review*, 30.
- Ministerio de Fomento, Industria, Comercio y Servicios (2025). *Comex Stat—Dados gerais*. <https://comexstat.mdic.gov.br>
- Menz, T. y Welsch, H. (2012). Population aging and carbon emissions in OECD countries: Accounting for life-cycle and cohort effects. *Energy Economics*, 34(3).
- Modigliani, F. (1986). Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations. *The American Economic Review*, 76(3).
- Morais, A. E. A. de. (2019). *A Curva Ambiental de Kuznets para emissão de CO₂ no Brasil: Uma análise com cointegração em painel* [Tesis doctoral, Universidad Federal de Viçosa].
- O'Neill, B. C., Dalton, M., Fuchs, R., Jiang, L., Pachauri, S., y Zigova, K. (2010). Global demographic trends and future carbon emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107(41).
- Peng, X. (2011). China's demographic history and future challenges. *Science*, 333.

- Sanquetta, C. R., Corte, A. P. D., Gonçalves, A. P., Santos, D. A., y Gasparetto, N. (2017). Emissões de dióxido de carbono associadas ao consumo de energia elétrica no Paraná no período 2010–2014. *Biofix Scientific Journal*, 2(1).
- Sistema de Estimación de Emisiones de Gases de Efecto Invernadero. (2025). <https://plataforma.seeg.eco.br>
- Shahbaz, M., Lean, H. H., y Shabbir, M. S. (2010). Environmental Kuznets curve (EKC): Time series evidence from Portugal. *Energy Policy*, 38(5).
- Simões, C. C. da S. (2016). *Relações entre as alterações históricas na dinâmica demográfica brasileira e os impactos decorrentes do processo de envelhecimento da população*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1).
- Souza, E. S. de, Lima, J. E., Rocha, A. N., y Barros, J. R. M. (2018). Determinantes e emissões de CO₂ no Brasil e investigação da hipótese Environmental Kuznets Curve (EKC). *Amazônia, Organizações e Sustentabilidade*, 6(2).
- Stefanski, R. (2010). *On the mechanics of the Green Solow Model*. Oxford Centre for the Analysis of Resource Rich Economies, University of Oxford.
- Stern, D. I. (2004). The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development*, 32(8).
- Tarazkar, M. H., Ahmad, N., y Azadi, H. (2021). The impact of age structure on carbon emission in the Middle East: The panel autoregressive distributed lag approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(26).
- Veloso, A. C. P. e F. (2015). *Rio de Janeiro: Um estado em transição*. Editora FGV.
- Wei, Z. y Hao, R. (2010). Demographic structure and economic growth: Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 38(4).
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage Learning.
- Yu, B., Zhang, J., y Wang, Z. (2018). Future scenarios for energy consumption and carbon emissions due to demographic transitions in Chinese households. *Nature Energy*, 3(2).
- Zhang, H., Wang, X., y Liu, Y. (2015). Demographic age structure and economic development: Evidence from Chinese provinces. *Journal of Comparative Economics*, 43(1).
- Zhang, Z., Yang, L., y Wang, J. (2015). Empirical study on the environmental pressure versus economic growth in China during 1991–2012. *Resources, Conservation and Recycling*, 101.
- Zhang, Z., Liu, Y., y Wang, J. (2018). How does demographic structure affect environmental quality? Empirical evidence from China. *Resources, Conservation and Recycling*, 133.

Relación entre la orientación sexual y la salud mental de las personas jóvenes en Chile

Viviana Salinas Ulloa¹
Valentina González Madariaga²
Alejandra Ramm³
Pablo Astudillo⁴
Daniel Venegas⁵
Alejandra Bennit⁶

Recibido: 14/01/2025
Aceptado: 03/05/2025

Resumen

En este artículo se estudia la relación entre orientación sexual y salud mental en la población joven chilena entre 2015 y 2022, un período de cambios en la legislación y la opinión pública que dieron lugar a un contexto más inclusivo respecto de la diversidad sexual. El análisis se centra en los jóvenes, dada la vulnerabilidad que experimentan las minorías sexuales de este grupo en materia de salud mental. Se utilizan datos de la Encuesta Nacional de Juventudes (ENJUV) para analizar la sintomatología depresiva, la ideación suicida y el tratamiento de los problemas de salud mental. Los resultados indican que la población joven no heterosexual tiene una probabilidad mucho mayor de

-
- ¹ Doctora en Sociología y Demografía y Profesora de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Correo electrónico: vmsalina@uc.cl.
 - ² Magíster en Ciencias Sociales y candidata a doctora en Sociología por la Pontificia Universidad Católica de Chile. Correo electrónico: vsgonzalez2@uc.cl.
 - ³ Doctora en Sociología y Profesora de la Universidad de Valparaíso. Correo electrónico: alejandra.ramm@uv.cl.
 - ⁴ Doctor en Sociología y Profesor de la Universidad Alberto Hurtado. Correo electrónico: pastudil@uahurtado.cl.
 - ⁵ Magíster en Sociología por la Pontificia Universidad Católica de Chile. Correo electrónico: djvenegas@uc.cl.
 - ⁶ Magíster en Estudios de la Imagen e investigadora independiente. Correo electrónico: alexandra.benitt@gmail.com.

sufrir problemas de salud mental que la heterosexual. La salud mental de la juventud en general empeoró en la medición de 2022, durante la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19), en especial entre los jóvenes no heterosexuales.

Palabras clave: juventud, orientación sexual, salud mental, salud de la juventud, igualdad, derecho a la salud, indicadores de salud, Chile.

Abstract

This article presents an analysis of the link between sexual orientation and mental health among young people in Chile between 2015 and 2022, a period of changes in legislation and public opinion that gave rise to a more inclusive environment with regard to sexual diversity. It focuses on young people, given the mental health vulnerability of sexual minorities in this group. Data from the National Youth Survey are used to analyse depressive symptomatology, suicidal ideation and treatment of mental health problems, with the results indicating that non-heterosexual young people are much more likely to suffer from mental health problems than their heterosexual counterparts. The mental health of young people in general, and of non-heterosexual young people in particular, worsened according to figures for 2022, during the coronavirus disease (COVID-19) pandemic.

Keywords: youth, sexual orientation, mental health, youth health, equality, right to health, health indicators, Chile.

Introducción

La investigación demográfica sobre la población lesbiana, gay y bisexual (LGB) ha experimentado una expansión significativa en las últimas décadas, y abarca dimensiones como su perfil sociodemográfico, participación laboral, disparidades en materia de salud, dinámicas de pareja y desarrollo infantil en las familias no heterosexuales. Smock y Schwartz (2020) señalaron que la demografía de las minorías sexuales es una de las áreas más relevantes en la investigación demográfica familiar contemporánea. Diversas razones justifican este interés; entre ellas, el aumento de la autoidentificación como LGB entre las generaciones más jóvenes (Gates, 2011; Jones, 2022). Además de constatar este fenómeno, en estudios anteriores se ha encontrado una mayor prevalencia de problemas de salud mental entre las personas jóvenes que se identifican como parte de una minoría sexual (Russell y Fish, 2016; Wittgens et al., 2022). No obstante, la mayoría de estas investigaciones se han desarrollado en los Estados Unidos y otros países de altos ingresos, lo que revela un vacío significativo en la investigación latinoamericana desde una perspectiva sociodemográfica.

En este artículo, se investiga la relación entre orientación sexual y salud mental en el caso de la población joven de Chile en un contexto de cambios sociales, que incluyen la aprobación de nueva normativa orientada a aumentar la inclusión de las minorías sexuales y la evolución de las actitudes de la población hacia la diversidad sexual. Considerando estas transformaciones, se plantea la pregunta de si la relación entre orientación sexual y salud mental en las personas jóvenes varió entre 2015 y 2022.

La contribución del presente estudio es doble. Por una parte, se aportan resultados aplicables al caso chileno en particular. Aunque hay investigación cualitativa o basada en muestras clínicas sobre la salud mental de las minorías sexuales en jóvenes (por ejemplo, Barrientos et al., 2019; Guzmán-González et al., 2020), hasta donde alcanza el conocimiento de los autores, estos temas no se han investigado en Chile con datos generalizables para toda la población. Contar con medidas representativas a nivel poblacional es particularmente deseable para hacer recomendaciones de políticas públicas (Reczek, 2020). La reducción de la proporción de personas jóvenes en la población chilena puede facilitar el aumento de la inversión en esta etapa de la vida, dada la importancia crucial que tiene para la salud física y mental de la población (Spittlehouse et al., 2020; Toomey et al., 2010). Por otra parte, preguntarse por el cambio en la relación entre orientación sexual y salud mental a lo largo del tiempo, en un contexto de cambios normativos, contribuye a fomentar las políticas inclusivas y a arrojar luz sobre las áreas en que es necesario reducir las desigualdades en materia de salud mental que afectan a la población no heterosexual.

A. Revisión bibliográfica

Para enmarcar esta investigación, primero se analizan las distintas maneras que existen de medir las minorías sexuales a partir de la orientación sexual y se sintetiza la investigación previa sobre los perfiles sociodemográficos de la población que se identifica como no heterosexual. Posteriormente, se examina la bibliografía existente sobre los problemas de salud mental en las minorías sexuales, haciendo especial hincapié en los jóvenes y adolescentes.

1. Medición de las minorías sexuales a partir de la orientación sexual

Estimar el tamaño de las minorías sexuales es un desafío básico en la investigación demográfica sobre este grupo, para el cual se han desarrollado diferentes indicadores de orientación sexual e identidad de género. Estas mediciones se basan en la distinción conceptual entre sexo, género y orientación sexual. Así, mientras que “sexo” alude a las características biológicas (genéticas, hormonales, anatómicas y fisiológicas) que permiten clasificar a las personas como hombre, mujer o persona intersexual, “género” es un concepto multidimensional, que abarca aspectos psicológicos, sociales y de comportamiento que habitualmente se asocian a lo masculino y lo femenino, e incluyen la identidad y la expresión de género (Organización Mundial de la Salud [OMS], n.d.). El presente estudio se centra en la orientación sexual, no en la identidad sexual ni de género, por lo que se limita a considerar las distinciones entre población heterosexual, gay, lesbiana, bisexual u otras.

Laumann et al. (1994) establecieron tres dimensiones fundamentales en el estudio demográfico de la orientación sexual: el comportamiento sexual, el deseo o atracción sexual, y la autoidentificación sexual. Las medidas que se usan dependen de cuál de estas dimensiones se considera. En general, la orientación no heterosexual alcanza una prevalencia más baja cuando se emplean preguntas de autoidentificación como persona LGB, y su prevalencia más alta cuando se utilizan preguntas sobre atracción sexual. Esta diferencia se explica porque la atracción sexual es un concepto más inclusivo que el comportamiento sexual, que, a su vez, es un concepto más inclusivo que el de la autoidentificación sexual (Valfort, 2017, p. 26).

La investigación actual reconoce que la autoidentificación puede diferir de los patrones de comportamiento o atracción. Es decir, las personas pueden no autoidentificarse como gays o lesbianas, aunque se sientan atraídas por su mismo sexo, o solo ocasionalmente tengan relaciones sexuales con parejas de un sexo diferente al suyo. Algunos autores recomiendan que, para aumentar la validez de la medición de la orientación sexual, se incluyan indicadores de los tres componentes, pese a que habitualmente solo se utiliza la autoidentificación (Federal Interagency Working Group on Improving Measurement of Sexual Orientation and Gender Identity in Federal Surveys, 2016). Además, hay que considerar que la orientación sexual puede cambiar con el tiempo. Diamond (2008) demostró que la orientación sexual presenta un carácter dinámico, particularmente en el caso de las mujeres, lo que pone en tela de juicio las concepciones estáticas tradicionales.

Otro desafío metodológico radica en la tendencia a no declarar orientaciones sexuales no heterosexuales en encuestas y censos. El tipo de instrumento que se aplica puede afectar la disposición de las personas para declarar identidades o comportamientos tradicionalmente estigmatizados. Los instrumentos que garantizan mayor confidencialidad y anonimato facilitan respuestas más precisas; por ejemplo, las encuestas autoaplicadas, en papel o formato electrónico, registran mayores tasas de autoidentificación LGB que las entrevistas presenciales (Gates, 2011). Sin embargo, incluso cuando se usan instrumentos autoaplicados en dispositivos electrónicos, la presión de la deseabilidad social puede llevar a la subdeclaración. La autoidentificación es la medida más afectada por este fenómeno, seguida del comportamiento sexual, mientras que la atracción sexual hacia personas del mismo sexo es la menos afectada (Coffman et al., 2017). La subdeclaración originada en factores relacionados con la deseabilidad social resulta particularmente significativa en contextos más conservadores o rurales (Meyer y Wilson, 2009).

Otra estrategia para estimar el tamaño de la población no heterosexual, cuando no se cuenta con preguntas sobre atracción, comportamiento o autoidentificación sexual, es utilizar información sobre el núcleo familiar. Esta metodología excluye necesariamente a las personas no heterosexuales que no conviven con una pareja. Por ejemplo, el censo de los Estados Unidos de 1990 registró alrededor de 6.800 parejas del mismo sexo, de un total de más de 2.000.000 de relaciones de pareja corresidentes, lo que equivale a una proporción de parejas del mismo sexo de menos del 1%. En Black et al. (2000, p. 146), se argumenta que esta medida excluye a gays y lesbianas que no viven en pareja, y es posible incluso que el censo subestime en gran medida el número de personas gays y lesbianas que viven en pareja. Se estima que solo un tercio de las personas gays y lesbianas que viven juntas se reconocen como pareja en el censo (Black et al., 2000, p. 153).

La subdeclaración se debe a que las personas son reacias a revelar su orientación sexual en un cuestionario censal. No obstante, también se han descrito problemas de sobrestimación, ya que no todas las parejas del mismo sexo que conviven son parejas gays o lesbianas (Badgett y Rogers, 2003; Phua y Kaufman, 1999). En censos posteriores de los Estados Unidos, los principales problemas con las medidas de parejas del mismo sexo han sido de sobrestimación. En 2000, el 40% de las parejas que quedaron registradas como del mismo sexo eran de hecho parejas heterosexuales. Este porcentaje se redujo al 28% en 2010. La mayoría de los errores se explicaban por el registro incorrecto del sexo de los integrantes del hogar, dado que en las correcciones se utilizó el nombre de los participantes para imputar su sexo (Nathan y Pardo, 2018).

Entre las diferentes medidas de orientación sexual, la más frecuente es la autoidentificación. Como ejemplo, en los Estados Unidos, en 2016 había 12 encuestas federales que indagaban sobre identidad, atracción y comportamiento sexual. Todas incluían preguntas de autoidentificación sexual, pero solo tres incluían preguntas sobre atracción sexual y solo cuatro sobre comportamiento sexual (Federal Interagency Working Group on Improving Measurement of Sexual Orientation and Gender Identity in Federal Surveys, 2016).

Las medidas de autoidentificación explican el aumento significativo de la población no heterosexual. En los Estados Unidos, este grupo pasó del 2,7% en 2008 al 5,4% en 2016 (Bridges y Moore, 2018). En 2021, la encuesta Gallup señaló que el 7,1% de la población

adulta se identificaba como lesbiana, gay, bisexual o transgénero (LGBT) (Jones, 2022). Los datos de otros países indican que, en 2022, en el Reino Unido, un 3,3% de la población mayor de 16 años se autoidentificaba como LGB (Sharfman y Cobb, 2023), y, en Australia, el 4,5% (Australian Bureau of Statistics, 2022). En el Brasil, según datos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), un 1,8% de los adultos se autoidentificó como LGB en 2019⁷ (Instituto Brasileño de Geografía y Estadística [IBGE], 2019).

Este incremento en la autoidentificación de orientaciones sexuales minoritarias es notable entre los jóvenes. Gates (2017) mostró que la autoidentificación como LGB creció en la cohorte nacida entre 1980 y 1999, aunque no en las generaciones anteriores. La serie de encuestas Gallup (telefónicas) apunta en la misma dirección: la autoidentificación como LGB alcanzó el 22,3% en la generación nacida desde 1997, pero solo el 2,3% entre los *baby boomers* (nacidos entre 1946 y 1964) (Jones, 2022). Este fenómeno probablemente refleja transformaciones sociales profundas en términos de aceptación social y visibilidad (Meyer, 2003), que facilitan a la población joven reconocer una orientación sexual diversa. Se han mencionado tendencias similares de aumento de la autoidentificación no heterosexual en Nueva Zelanda (Greaves et al., 2017), España (Cortina, 2016; Cortina y Cabré, 2010), Australia (Wilson et al., 2020), el Uruguay (Nathan y Pardo, 2018) y Colombia (Rubio, 2017).

Además de esta asociación entre orientación sexual y edad, en estudios anteriores se ha documentado una mayor prevalencia de población no heterosexual en grandes zonas urbanas. En Black et al (2000) se constató, a inicios del milenio, una tendencia a la concentración de esta población en grandes ciudades estadounidenses como San Francisco, Washington D. C., Los Ángeles y Nueva York. Esta tendencia ha continuado en los últimos años. Se registra una mayor autoidentificación en la costa noreste y oeste, regiones donde existe más aceptación social y protección legal para las minorías sexuales (Gates, 2017). La preferencia por el ambiente urbano también se observa en España (Cortina, 2016) y el Uruguay (Nathan y Pardo, 2018).

En términos de indicadores socioeconómicos, las tendencias en la literatura internacional sobre el tema son menos uniformes. Respecto al nivel educacional, los estudios iniciales señalaban que los logros educativos eran mayores entre la población no heterosexual en comparación con la heterosexual en Estados Unidos (Black et al., 2000). Las investigaciones posteriores han revelado diferencias según la orientación sexual específica y el sexo. En Herek et al. se constataron diferencias dentro del grupo no heterosexual, en el que los hombres gais y las mujeres lesbianas presentan mayores logros educativos que los hombres y mujeres bisexuales (Herek et al., 2010). En Conron et al. se demostró que, entre las mujeres, las minorías sexuales tenían una menor probabilidad de concluir sus estudios universitarios que las mujeres heterosexuales, mientras que entre los hombres este patrón se invertía (Conron et al., 2018).

Al estudiar a los adolescentes, e intentando incorporar el carácter dinámico de la orientación sexual, Mollborn y Everett (2015) distinguieron entre personas que se identificaban como completamente heterosexuales, mayormente homosexuales (gais o lesbianas) o completamente homosexuales. Una identidad completamente heterosexual se asociaba

⁷ Una encuesta con representación nacional (realizada por DataFolha Research Institute) apuntaba a valores mucho más altos, de un 12% de adultos que se autoidentificaban como no heterosexuales (Spizzirri et al., 2022).

a mejores resultados educativos entre las mujeres, mientras que, entre los hombres, una identidad principal o completamente homosexual se asociaba a mayores logros educativos. Las personas bisexuales, especialmente las mujeres, tenían los resultados educativos más bajos. Fuera de los Estados Unidos, también se ha observado un mejor logro educativo en la población no heterosexual en España (Cortina, 2016), el Uruguay (Brown et al., 2019; Nathan y Pardo, 2018), Chile (Brown et al., 2019) y Colombia (Rubio, 2017).

En línea con un perfil educacional favorable, hay datos que apuntan a una mayor participación de las minorías sexuales en el mercado laboral en el Uruguay (Nathan y Pardo, 2018) y España (Cortina, 2016). La investigación en los Estados Unidos indica que los hombres gays que viven en pareja tienen una menor probabilidad de participar en la fuerza laboral que los heterosexuales casados, mientras que las mujeres lesbianas en pareja tienen una probabilidad un poco mayor de participar en la fuerza laboral que las mujeres heterosexuales casadas (Leppel, 2009; Tebaldi y Elmslie, 2006). Los resultados son similares en Chile y el Uruguay, aunque, de hecho, las diferencias en la participación laboral entre mujeres lesbianas y heterosexuales son más pronunciadas que en los Estados Unidos (Brown et al., 2019). En términos de pobreza, en los Estados Unidos, las personas gays y lesbianas tienen una mayor probabilidad de ser pobres que la población heterosexual, y esta probabilidad es aún mayor entre la población bisexual (Badgett, 2018).

Esta revisión pone de relieve los desafíos vinculados a la medición de las minorías sexuales. Si se tiene en cuenta que el tema solo se está empezando a incorporar recientemente a las encuestas y los censos latinoamericanos, parece esencial fomentar el uso de instrumentos autoaplicados e incluir medidas de autoidentificación de la orientación sexual, ya que, al ser las que se incluyen con mayor frecuencia en los instrumentos internacionales, permiten una mayor comparabilidad. Asimismo, es recomendable incorporar preguntas que indaguen otras dimensiones de la orientación sexual, como el comportamiento y la atracción sexual, e incorporar el carácter dinámico de la orientación sexual, de modo que estas mediciones aparezcan en las encuestas longitudinales.

2. Salud mental y minorías sexuales

La salud mental ha cobrado especial relevancia durante los últimos años y hay datos que apuntan a disparidades persistentes en este ámbito incluso en contextos de mayor inclusión socioeconómica (Tomicic et al., 2016). La relación entre nivel socioeconómico y salud, tanto física como mental, está bien documentada (Darin-Mattsson et al., 2017; Harris y Schorpp, 2018; Wang y Geng, 2019). Una de las maneras de explicar esta ventaja socioeconómica en términos de salud es por medio de la teoría de las causas fundamentales (Link y Phelan, 1995), que establece que la posición socioeconómica constituye una causa fundamental o última de las desigualdades en el ámbito de la salud porque determina el acceso a recursos útiles que permiten evitar riesgos o minimizar las consecuencias de las enfermedades. La relación entre situación socioeconómica y salud persiste incluso en contextos diferentes, ya que las personas con mayores recursos pueden aprovechar mejor las nuevas oportunidades y conocimientos

para mantener su ventaja en relación con la salud. En estudios posteriores, en general se encuentran ventajas socioeconómicas en cuanto a la salud mental (Dougall et al., 2024; Guan et al., 2022), pero también se destaca que, en esta área, los niveles educativos y socioeconómicos más altos no se traducen necesariamente en mejores indicadores de salud mental, lo que parece indicar que persisten factores estresantes sociales específicos que trascienden las ventajas socioeconómicas (McLaughlin et al., 2012; Shuler et al., 2021).

El modelo del estrés de minorías (Frost y Meyer, 2023; Meyer, 2003) aclara esta paradoja, al explicar los mecanismos específicos que conectan la posición social minoritaria con resultados adversos en materia de salud. Meyer afirma que el estrés que experimentan algunos grupos minoritarios se caracteriza por ser único, crónico y estar configurado socialmente. Es decir, el estrés de minorías se suma a otros factores estresantes generales que afectan a toda la población, lo que implica que los miembros de minorías estigmatizadas deban realizar un esfuerzo adaptativo adicional. Además, persiste a lo largo del tiempo, porque se asocia a estructuras sociales y culturales relativamente estables, y deriva de procesos, instituciones y estructuras sociales que escapan al control individual, a diferencia de los sucesos estresantes individuales que afectan a la población general, o de las características biológicas o genéticas específicas de ciertas personas o grupos (Frost y Meyer, 2023).

Respecto a las minorías sexuales, Meyer propone un modelo que distingue factores estresantes distales y próximos. Los primeros corresponden a condiciones y sucesos externos objetivos, como la discriminación y la violencia (una persona que es percibida socialmente como lesbiana puede sufrir discriminación, aunque no se autoidentifique como lesbiana). En Chile, los datos presentados por el Movimiento de Integración y Liberación Homosexual (MOVILH) reflejan la existencia de condiciones externas adversas desde el punto de vista de la discriminación y la violencia: durante 2024 se registró un aumento del 78,7% en el número de denuncias y casos de fobia contra personas lesbianas, gais, bisexuales, transgénero, intersexuales y *queer* (LGBTIQ), lo que incluía agresiones físicas, violencia verbal, exclusión social en entornos laborales y educativos, y discursos de odio en redes sociales (Movimiento de Integración y Liberación Homosexual [MOVILH], 2024).

Los factores estresantes próximos son subjetivos, dado que dependen de la autoidentificación de las personas como minorías sexuales, e incluyen las expectativas sobre posibles experiencias discriminatorias y el estado de alerta que esto genera, así como la internalización de actitudes sociales negativas, que se manifiesta en comportamientos como el ocultamiento de la orientación sexual o la homofobia internalizada (Meyer, 2003; Frost y Meyer, 2023). En el contexto chileno, se dispone de datos cualitativos acerca de cómo operan estos factores estresantes subjetivos. El estudio de Ramm et al. (2024) describe cómo las personas LGB tienden a evitar revelar explícitamente su orientación sexual a sus familias, apelando al respeto hacia los valores familiares, incluso cuando se da por hecho que las familias saben de su orientación no heterosexual debido a su convivencia en pareja. Es decir, los jóvenes LGB parecen sentirse obligados a mantener su orientación sexual en silencio, más que ocultar, para no “faltar el respeto” a sus familias (Ramm et al., 2024).

El modelo de estrés de minorías ha sido validado empíricamente en diversos contextos. Por ejemplo, en Frost et al. (2015) se llevó a cabo un metaanálisis que confirmó la asociación entre estrés de minorías y resultados adversos en materia de salud mental. El trabajo de Hatzenbuehler et al. (2010) expandió el marco del estrés de minorías al incorporar el análisis multinivel y estudiar el modo en que las políticas y el estigma estructural moderan el impacto de dicho estrés. Su investigación en los Estados Unidos constató que las personas de orientación sexual minoritaria que vivían en estados con mayores niveles de estigma estructural presentaban tasas más altas de trastornos mentales, independientemente de sus características individuales.

En la misma línea, distintos autores han señalado cómo las variaciones en las políticas estructurales entre países se relacionan con diferentes niveles de ocultamiento de la identidad sexual y malestar psicológico (Pachankis et al., 2014; Robles et al., 2023). El acceso a servicios de salud constituye un mecanismo crucial de influencia del contexto social en la salud mental de la población no heterosexual. En estudios sobre las barreras de acceso a los servicios de salud para la población LGB, se ha observado que las experiencias previas de discriminación generan patrones de evitación y postergación de la atención médica (Alencar Albuquerque et al., 2016; Mayer et al. 2008). Estos resultados muestran que el estigma estructural opera en múltiples niveles institucionales para crear y mantener disparidades en relación con la salud (Green et al., 2022; Hatzenbuehler et al., 2024).

La preocupación por la salud mental de las minorías sexuales es especialmente importante entre jóvenes y adolescentes. Desde la perspectiva del curso de vida (Elder, 1998), la adolescencia es un período crucial, porque lo que ocurre en esta etapa puede determinar la trayectoria futura de las personas (Crosnoe y Johnson, 2011). Respecto a la salud mental, hay estudios que encuentran en la adolescencia el origen de los problemas que afectan a las minorías sexuales durante la vida adulta, lo que indicaría que las tasas desproporcionadamente altas de problemas de salud mental en la población LGB son la continuación de problemas que se iniciaron en la juventud y adolescencia (Wilson y Cariola, 2020; Amos et al., 2020).

Por otra parte, la ideación suicida y el intento de suicidio son más comunes entre jóvenes y adolescentes no heterosexuales que entre sus pares heterosexuales, al igual que los casos de depresión, ansiedad y abuso de sustancias (de Lange et al., 2022; Ramchand et al., 2022). La ideación suicida parece ser más fuerte entre los hombres que entre las mujeres de minorías sexuales (Fergusson et al., 2005), mientras que las mujeres jóvenes, lesbianas y bisexuales tienden a declarar más problemas de abuso de sustancias que las mujeres jóvenes heterosexuales (Needham, 2012). Hay datos que apuntan a que las personas jóvenes bisexuales tienen más problemas de salud mental que las que se sienten atraídas solo por personas de su mismo sexo o de otro sexo (Marshal et al., 2011; Talley, 2014), y de que los jóvenes y adolescentes que se están cuestionando su sexualidad mencionan más síntomas depresivos que los que se identifican con una determinada orientación sexual, ya sea heterosexual o no (Birkett et al., 2009).

La salud mental de los adolescentes refleja su desarrollo fisiológico y psicológico individual, pero también la influencia de las instituciones sociales, entre las cuales la familia y la escuela son esenciales. Estas instituciones están determinadas por estructuras sociales

más amplias, como los sistemas sociales de estratificación por género o nivel socioeconómico, además de estar condicionadas por las particularidades del tiempo histórico que toca vivir en la adolescencia (Crosnoe y Johnson, 2011). El papel de los pares y de la familia es clave como factor de riesgo o protección. Para los jóvenes de minorías sexuales, la ausencia de apoyo en estos entornos primarios no solo restringe sus derechos fundamentales, sino que incrementa su vulnerabilidad ante experiencias que pueden tener un efecto negativo en su salud mental (Russell y Fish, 2016; Russon et al., 2022). En los Estados Unidos, las personas jóvenes gays y lesbianas que viven en condados con menos políticas contra el acoso específicas para la orientación sexual o de género mencionan el doble de ideación suicida que sus pares de condados con más políticas de este tipo. Esta relación se sostiene incluso cuando se tienen en cuenta los efectos de las variables individuales, como el historial de abuso físico, sintomatología depresiva, consumo de alcohol y maltrato entre pares (Hatzenbuehler y Keyes, 2013). Las experiencias de acoso o victimización basadas en sesgos de orientación sexual durante la adolescencia muestran efectos negativos prolongados, y se manifiestan como malestar psicológico en la edad adulta temprana (Toomey et al., 2010).

Las relaciones familiares positivas constituyen un elemento fundamental para el bienestar psicológico de las personas jóvenes no heterosexuales. Sin embargo, muchos temen revelar su orientación sexual a sus padres, o experimentan el rechazo de sus padres después de haberlo hecho. No todos los jóvenes de minorías sexuales sufren rechazo por parte de sus padres después de revelar su orientación sexual, pero quienes lo experimentan presentan un mayor riesgo de desarrollar trastornos depresivos y de ideación e intento suicida (Diamond et al., 2022; Russon et al., 2021).

3. El contexto chileno⁸

En Chile, se han incorporado recientemente una serie de preguntas en las encuestas con representatividad nacional que permiten describir la orientación sexual de la población. Este avance tuvo su origen en 2015, con la incorporación de preguntas sobre la orientación sexual en dos instrumentos clave: la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) y la Encuesta Nacional de Juventudes (ENCJUV). A pesar del limitado marco temporal y las variaciones en la formulación de las preguntas, los datos revelan una tendencia hacia una mayor autoidentificación con orientaciones sexuales no heterosexuales. Según la Encuesta CASEN, en 2015 un 1,4% de la población adulta se reconoció como LGB o con una orientación distinta a la heterosexual, mientras que en 2022 esta cifra alcanzó el 3,5%⁹.

⁸ En esta sección se presentan los antecedentes del caso chileno sobre la base de la literatura existente, y se incorporan análisis inéditos de los autores realizados a partir de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN). Esta fuente es diferente de la que se utiliza para obtener los resultados principales del estudio, es decir, la Encuesta Nacional de la Juventud (ENCJUV). El objetivo es brindar un contexto más amplio mediante la incorporación de información representativa de la población adulta, no solo joven (la ENCJUV incluye personas de hasta 29 años).

⁹ En ambos años, se preguntó: “¿Cuál de estas alternativas define mejor su orientación sexual? heterosexual (atracción hacia el sexo opuesto); gay/lesbiana (atracción hacia el mismo sexo); bisexual (atracción hacia ambos sexos); otra”.

En el cuadro 1 se sintetizan las características sociodemográficas de la población según su orientación sexual, según los datos de la encuesta CASEN de 2015 y 2022. La población de minorías sexuales es más joven y tiene mayor tendencia a vivir en áreas urbanas y en la Región Metropolitana de Santiago que la población heterosexual. En 2015, la mayoría de quienes reconocían una orientación no heterosexual eran hombres, pero en 2022 creció sustancialmente la proporción de mujeres. En términos socioeconómicos, la población adulta no heterosexual muestra indicadores ventajosos, que se reflejan en mayores niveles de logro educacional —con una mayor concentración en educación superior—, tasas más altas de empleo y menor incidencia de pobreza.

Cuadro 1

Chile: distribución de la población de 18 años y más según su orientación sexual, 2015 y 2022
(En porcentajes)

Características	2015		2022	
	Heterosexual	No heterosexual	Heterosexual	No heterosexual
Sexo				
Hombre	47,5	68,1	48,7	53,1
Mujer	52,5	31,9	51,3	46,9
Total	100	100	100	100
Edad				
18 a 24 años	18,4	35,9	13,2	36,2
25 a 34 años	18,5	34,7	20,9	39,5
35 a 44 años	16,3	13,2	18,6	15,3
45 a 54 años	17,5	10,3	16,4	4,6
55 años y más	29,3	6	30,9	4,4
Área geográfica				
Zona norte	11,7	9,7	12,6	11,2
Zona centro	21,8	12,5	24	18
Zona sur	26,2	10,4	21,7	14,8
Región Metropolitana de Santiago	40,4	67,4	41,7	56
Total	100	100	100	100
Zona				
Urbana	87,5	96,7	88,2	95,6
Rural	12,5	3,3	11,8	4,4
Total	100	100	100	100
Nivel educacional				
Primario o menos	25,0	5,5	19,1	2,5
Secundario incompleto	13,0	11,7	11,0	3,5
Secundario completo	30,3	22,0	29,6	22,9
Superior	31,7	60,9	40,3	71,1
Total	100	100	100	100
Actividad				
Con empleo	58,3	77,5	59,5	66,3
Sin empleo	41,7	22,5	40,5	33,7
Total	100	100	100	100

Características	2015		2022	
	Heterosexual	No heterosexual	Heterosexual	No heterosexual
Situación de pobreza				
Pobre	8,7	5,8	5,1	3,7
No pobre	91,3	94,2	94,9	96,3
Total	100	100	100	100
<i>n</i>	13 769 913	201 471	14 608 413	534 417

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2015 y 2022.

Nota: En los cálculos se utilizan los factores de expansión específicos para orientación sexual. Los *n* sin ponderar para 2015 son heterosexual = 109.181 y no heterosexual = 722, y para 2022, heterosexual = 88.789 y no heterosexual = 1.972.

En estudios anteriores se han documentado disparidades significativas en relación con la salud física y mental de las minorías sexuales en Chile. En Nettuno et al. (2024), a partir de datos de la CASEN de 2017, se constató que la población no heterosexual declara una peor autopercepción del estado de salud y utiliza más los servicios de salud que la población heterosexual. Este grupo también presenta una mayor proporción de beneficiarios de seguros de salud privados —las instituciones de salud previsional (isapres)—, lo que refuerza la idea de que gozan de cierta ventaja socioeconómica (Nettuno et al., 2024). En cuanto a salud mental específicamente, en el estudio de Barrientos et al. (2017) se encontraron problemas de depresión y ansiedad entre las personas gays y lesbianas, aunque estos hallazgos se basan en una muestra no probabilística, sin grupo de control heterosexual.

El aumento de la autoidentificación con orientaciones no heterosexuales en la última década ha ocurrido en un contexto de transformaciones legales y sociales significativas para la población no heterosexual. Desde el punto de vista legal, estos cambios incluyen la aprobación de la Ley núm. 20609, que establece medidas contra la discriminación (2012); el Acuerdo de Unión Civil (2015), que permite que las parejas del mismo sexo registren su unión consensual con los mismos derechos que las parejas heterosexuales; la reforma que permite cambiar el sexo registrado en el certificado de nacimiento (2018), y la aprobación del matrimonio igualitario (2021) (Ramm et al., 2024). No obstante, entre los países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), Chile se ubica en los niveles más bajos de inclusión de la población lesbiana, gay, bisexual, transgénero y *queer* (Nettuno et al., 2024).

Por otra parte, la aceptación de las parejas del mismo sexo ha aumentado entre la opinión pública, del 6% en 1998 al 39% en 2018, según datos del International Social Survey Programme (Paradela-López et al., 2023). Este progreso parece indicar un incremento de la inclusión y sitúa a Chile en una posición comparativamente favorable en términos de aceptación de la diversidad sexual dentro de América Latina y el Caribe (Nettuno et al., 2024).

Los antecedentes presentados hasta aquí ponen de manifiesto no solo los desafíos metodológicos relativos a la medición de las minorías sexuales a partir de la orientación sexual, sino también un incremento significativo del número de personas, especialmente jóvenes, que se autoidentifican con orientaciones no heterosexuales, y una aparente paradoja, ya que las ventajas socioeconómicas coexisten con una mayor vulnerabilidad en términos de salud mental, particularmente entre los jóvenes no heterosexuales.

En este contexto, el presente artículo examina la relación entre salud mental y orientación sexual en la población joven chilena durante el período 2015-2022. Considerando que este período se caracterizó por la realización de avances significativos en lo que respecta a la legislación sobre diversidad sexual y por un incremento de la aceptación social de este fenómeno, se examina la posibilidad de que estos cambios hacia un entorno más inclusivo se hayan traducido en variaciones significativas en dicha relación.

Se utiliza el tiempo como indicador de cambios en el contexto tanto normativo como de las percepciones de la opinión pública, siguiendo la estrategia de Boardman et al. (2011), quienes analizaron el efecto que los cambios en las políticas públicas tenían sobre la probabilidad de dejar de fumar, considerando la variable tiempo como indicador de los diferentes contextos que se transformaban a medida que cambiaban las políticas públicas antitabaco. Aunque los estudios anteriores hacen pensar que los entornos más inclusivos se asociarían a mejores indicadores de salud mental, dado que en 2022 todavía estaba presente la pandemia de COVID-19, la cual, como es sabido, conllevó un empeoramiento de la salud mental de la población en general (OMS, 2022), el análisis de los cambios a lo largo del tiempo tiene carácter exploratorio.

B. Datos y métodos

1. Datos

Se utilizan dos rondas de la ENCJUV, la de 2015 (la primera medición en que se incluyeron preguntas sobre orientación sexual) y la de 2022 (la última disponible). Estos datos son de uso abierto¹⁰. La ENCJUV es una encuesta nacional transversal, con representación regional —las regiones son la mayor división administrativa del territorio chileno— y de alcance urbano y rural, que se realiza en Chile cada dos o tres años, desde 1994. La muestra representa a la población de 15 a 29 años. En 2015, la muestra incluía 9.393 casos y, en 2022, 9.700 (19.093 casos en total). Desde 2015, la ENJUV incluye un cuestionario autoaplicado para temas sensibles, que aborda orientación sexual, sintomatología depresiva y otros aspectos de salud mental.

La medición de la orientación sexual varió levemente en 2022: si bien la pregunta fue la misma (“¿Cuál es tu orientación sexual?”), cambiaron las opciones de respuesta. En 2015 se ofrecían cuatro alternativas: “heterosexual”, “homosexual”, “bisexual” y “todavía en exploración”. En 2022 se mantuvieron esas opciones y se agregaron categorías adicionales¹¹. En 2015, se registró un porcentaje elevado de no respuesta a esta pregunta, 1.081 casos (el 11,5% de la muestra), mientras que en 2022 fueron solo 221 casos (el 2,3% de la muestra), tal vez porque el mayor número de opciones permitió que más personas se identificaran con una orientación.

¹⁰ Los datos se encuentran disponibles para su descarga en: <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

¹¹ Las nuevas opciones son: “asexual (persona que no tiene deseo de involucrarse sexualmente con otra persona)”, “pansexual (persona que siente atracción sexual, afectiva y emocional por la persona, independiente de su sexo, género, orientación sexual o expresión de género)” y “otro (¿cuál?)”.

Solo 24 personas respondieron la opción “otro” en 2022. Para garantizar la comparabilidad, se recodificó la variable en cuatro categorías: “heterosexual”, “homosexual (gay o lesbiana)”, “bisexual” y “todavía en exploración/otro/no sabe o no responde”. Esta última categoría se mantuvo para evitar la pérdida de muestra, especialmente en 2015. En el análisis descriptivo se utilizaron las cuatro categorías, mientras que en los análisis posteriores se empleó una versión dicotómica (heterosexual/no heterosexual) por razones de poder estadístico.

La salud mental se examina mediante tres indicadores dicotómicos:

- i) Tratamiento de salud mental: la única medida comparable entre distintos años, basada en la pregunta “¿Recibes actualmente algún tratamiento para algún problema de salud mental, como depresión, ansiedad u otro?”¹².
- ii) Sintomatología depresiva: las mediciones difieren. En 2015 se utilizó una batería de seis preguntas sobre la frecuencia de los síntomas en el último mes, considerando como caso positivo un puntaje mayor o igual que 20¹³. En 2022 se implementó el cuestionario PHQ4, un instrumento estandarizado de cuatro preguntas sobre sintomatología ansiosa y depresiva en las últimas dos semanas, y se definió como caso positivo un puntaje mayor o igual que 3 en las preguntas sobre depresión¹⁴.
- iii) Ideación suicida: las mediciones también varían entre años. Una de las seis preguntas utilizadas en 2015 para la sintomatología depresiva era sobre la frecuencia con que la persona entrevistada se sentía con ganas de terminar su vida o suicidarse. Este indicador se ha utilizado como medida dicotómica, distinguiendo a quienes respondieron haberse sentido así algunas veces, casi siempre o siempre durante el último mes, y manteniendo como grupo de referencia a quienes respondieron que nunca se sintieron así. En 2022, se preguntaba por la frecuencia con que la persona entrevistada había pensado que sería mejor estar muerta o en autolesionarse de alguna manera durante las últimas dos semanas. También se dicotomizó esta medida, y se identificó a quienes mencionaban haberlo pensando varios días o más, en comparación con quienes no lo habían pensado para nada. No solo la medida de 2022 es más amplia (al incluir las ideas sobre hacerse daño), sino que, además, el horizonte de tiempo al que se refiere la pregunta es diferente.

¹² Una pequeña diferencia es que en 2015 se explicitó el tipo de tratamiento: “¿Recibes actualmente algún tratamiento psicológico o farmacológico para algún problema de salud mental, como depresión, ansiedad u otro?”.

¹³ La frecuencia va de 1 (nunca) a 5 (casi siempre) con la que, durante el último mes, la persona entrevistada sentía: 1) dificultades para dormir, 2) pocas ganas de hacer las cosas, 3) incapacidad para tomar decisiones 4) que no puede superar sus problemas o dificultades, 5) poca confianza en sí misma y 6) ganas de terminar con su vida o suicidarse. Estas preguntas se incluyeron porque habían sido utilizadas antes en las Encuestas de Desarrollo Humano 2011 del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y, siguiendo ese instrumento, se clasificó con sintomatología depresiva a quien obtenía un puntaje de 20 o más (Instituto Nacional de la Juventud, 2015).

¹⁴ En el caso del cuestionario PHQ4, se preguntaba la frecuencia —de o (para nada) a 3 (casi todos los días)— con que, durante las últimas dos semanas, el entrevistado o la entrevistada: 1) se ha sentido nervioso, ansioso o con los nervios de punta, 2) no ha podido dejar de preocuparse, 3) se ha sentido bajoneado, deprimido, irritable o desesperanzado o 4) ha sentido poco interés o placer en hacer las cosas.

En síntesis, el análisis incorpora tres indicadores de salud mental: tratamiento de problemas psicológicos, presencia de sintomatología depresiva y presencia de ideación suicida. La interpretación de los resultados requiere cautela, considerando las variaciones de las preguntas entre años y las diferencias en los horizontes temporales de referencia para la sintomatología depresiva e ideación suicida.

Se incluyeron variables que miden otras características de la persona entrevistada y que, según estudios anteriores, se asocian a la orientación sexual, a saber: edad exacta, sexo, nivel educacional de la persona jefa de hogar —secundario incompleto (equivalente a menos de 12 años de escolaridad), secundario completo (o 12 años de escolaridad) y superior (más de 12 años de escolaridad)—, como variable indirecta (*proxy*) del nivel socioeconómico de los entrevistados, actividad (ocupado; estudiante; desempleado, pensionado u otro, y dueño o dueña de casa), residencia urbana o rural, zona del país (norte, centro, sur o Región Metropolitana de Santiago) y nacionalidad (para aproximarse a la situación migratoria, que no se recoge en la encuesta¹⁵). En algunos casos, las personas entrevistadas mismas son las jefas de hogar, por lo que se agregó una variable para determinar si ocupaban la jefatura del hogar. Se incluyó el tipo de seguro de salud —Fondo Nacional de Salud (FONASA) o seguro público; isapre o seguro privado; otro, o ninguno— de la persona entrevistada, como una manera de aproximación al acceso a servicios de salud, que puede mediar la relación entre salud mental y orientación sexual (considerando que en Chile la obtención de citas médicas es más lenta para los usuarios del seguro público que para los del privado). Finalmente, se incluyó un indicador dicotómico que identifica a las personas que mencionan haberse sentido discriminadas por su orientación sexual. Esta variable permite la aproximación a los factores distales que propone el modelo de estrés de minorías.

La no respuesta resultó significativa en los indicadores de salud mental, el tipo de seguro de salud y la educación de la persona jefa de hogar, como se detalla en el cuadro 2. Si bien otras variables presentan valores perdidos, estos no superan el 1% de la muestra. Para lidiar con la pérdida de información, se utilizaron técnicas de imputación múltiple por ecuaciones encadenadas. Después de verificar que no había patrones sistemáticos de no respuesta¹⁶, se realizaron diez imputaciones. Los resultados que se presentan son el promedio de los estimadores obtenidos en las diez bases imputadas.

¹⁵ En ambos ejercicios se preguntó: “¿Cuál es tu nacionalidad? 1. Chilena (exclusivamente), 2. Chilena y otra (doble nacionalidad), ¿cuál? y 3. Otra, ¿cuál?”. El estudio pretendía tener en cuenta la situación migratoria, al suponer que la migración puede agregar una capa adicional de estrés relacionado con la integración que afecte a la salud mental. Esta variable debe incluir a las personas migrantes en las últimas dos categorías de respuesta, pero también debe incluir a las personas no migrantes con doble nacionalidad. Lamentablemente, los datos no ofrecen una medida más directa de la migración, por lo que se usó la pregunta sobre la nacionalidad como variable indirecta.

¹⁶ Para evaluar la existencia de patrones sistemáticos de no respuesta, se enumeraron las combinaciones de no respuesta en las variables que se utilizaron y se verificó qué porcentaje de la muestra seguía cada uno de esos patrones. El patrón más común es el de respuesta completa, es decir, no existen valores perdidos para ninguna variable de la migración, que alcanza el 75% en 2015 y el 82% en 2022. Los siguientes patrones en general revelan pérdida en solo una variable (por ejemplo, en 2015 un 7% de la muestra tiene valores perdidos solo en la pregunta sobre el seguro de salud) o en combinaciones de variables, pero estas combinaciones normalmente representan menos del 1% de la muestra.

Cuadro 2

Chile: informe de no respuesta en la Encuesta Nacional de Juventudes, 2015 y 2022*(En números absolutos y porcentajes del total de la muestra)*

Variables	2015		2022	
	Casos perdidos	Porcentaje de pérdida	Casos perdidos	Porcentaje de pérdida
En tratamiento de salud mental	1 091	11,62	218	2,25
Sintomatología depresiva	1 147	12,21	729	7,52
Ideación suicida	1 000	10,65	854	8,8
Discriminación	52	0,55	30	0,31
Educación de la persona jefa de hogar	232	2,47	336	3,46
Jefatura de hogar	6	0,06	0	0,0
Actividad	38	0,4	81	0,84
Seguro de salud	854	9,1	409	4,2
Nacionalidad	26	0,28	3	0,03
Pertenencia a pueblos originarios	90	0,96	109	1,12
<i>n</i>	9 393		9 700	

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud, 8va Encuesta Nacional de Juventud 2015 y 10ma Encuesta Nacional de Juventudes 2022.

Nota: Los porcentajes se calcularon sobre el total de la muestra en cada año. Los datos están ponderados.

2. Estrategia analítica

El análisis se desarrolló en tres etapas. En primer lugar, se presentó la distribución de la orientación sexual de la población joven en 2015 y 2022. En segundo lugar, se caracterizó la muestra según orientación sexual (dicotomizada en heterosexual o no heterosexual). Dado que los datos fueron sometidos a imputación múltiple, la significación estadística de las diferencias entre grupos se evalúa mediante regresiones logísticas simples para cada variable, utilizando la orientación sexual (heterosexual o no heterosexual) como variable dependiente. En tercer lugar, se realizó un análisis multivariado de cada indicador de salud mental mediante modelos de regresión logística. Los modelos multivariados incorporan la orientación sexual como predictor principal, junto con el indicador de discriminación y un conjunto de variables de control: edad, sexo, nivel educacional de la persona jefa de hogar, jefatura de hogar de la persona entrevistada, actividad, seguro de salud, zona de residencia, área geográfica, nacionalidad y pertenencia a pueblos originarios.

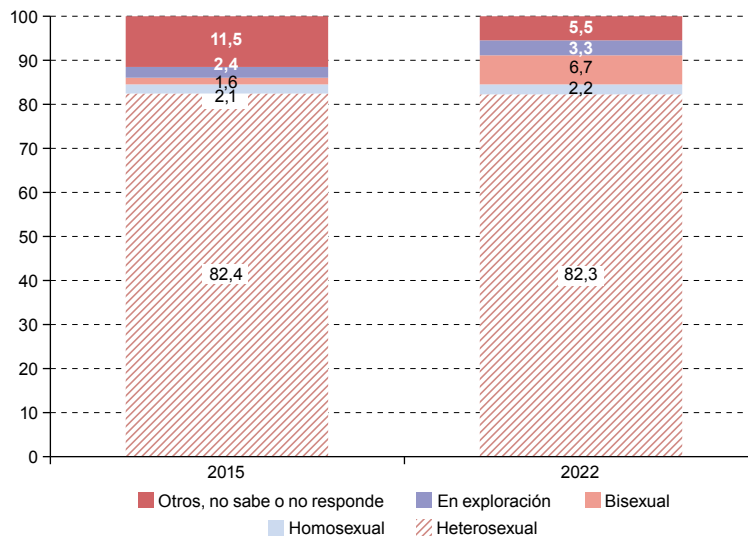
Para el tratamiento de los problemas de salud mental—única medida comparable entre años—, se estiman modelos separados por año y un modelo conjunto que incorpora una interacción entre orientación sexual y año de medición, lo que permite evaluar los cambios temporales en esta relación. Como se mencionó anteriormente, se utiliza el tiempo como medida del contexto normativo y de opinión pública sobre la población no heterosexual. Los modelos para la sintomatología depresiva e ideación suicida se presentan para 2015 y 2022 por separado, ya que no es posible homologar estas medidas. Para facilitar la interpretación, se presentan los cocientes de probabilidades (*odds ratio*)¹⁷.

¹⁷ Estos modelos se replicaron para los datos completos, es decir, sin realizar una imputación múltiple y considerando solo los casos en que no había pérdida de información en ninguna variable. Los resultados son coherentes en las variables de interés (orientación sexual, su interacción a lo largo del tiempo y discriminación por orientación sexual). El análisis se encuentra disponible previa solicitud.

C. Resultados

El gráfico 1 presenta la orientación sexual de la población joven en 2015 y 2022. La proporción que se identifica como heterosexual se mantiene estable en el 82%, lo que implica que un 18% reconoce una orientación sexual diversa. Se observaron cambios en el grupo no heterosexual, que consisten en un aumento del porcentaje de personas que se identifican como bisexuales (del 1,6% al 6,7%) y una disminución del porcentaje que se identifica con otra orientación o que no dio una respuesta (del 11,5% al 5,5%).

Gráfico 1
Chile: distribución de la población de 15 a 29 años, según orientación sexual, 2015 y 2022
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud, *8va Encuesta Nacional de Juventud 2015* y *10ma Encuesta Nacional de Juventudes 2022*.

Nota: Los porcentajes se calcularon sobre el total de casos válidos para cada año.

El cuadro 3 presenta las características de la muestra según la orientación sexual. Se observan diferencias significativas en todos los indicadores de salud mental que se consideraron. La prevalencia del tratamiento por problemas de salud mental, ideación suicida y sintomatología depresiva es aproximadamente dos veces mayor entre la población joven no heterosexual que entre sus pares heterosexuales. La tercera categoría alcanza su nivel más alto en 2022, cuando el 46% de las personas jóvenes no heterosexuales presentaron síntomas depresivos según el cuestionario PHQ4. Si bien los valores son considerablemente menores en 2015, cabe subrayar que en esa medición no se utilizó una batería estandarizada de preguntas. La ideación suicida también se incrementó entre 2015 y 2022, pero en este último año se preguntó a las personas entrevistadas, además de si habían pensado en suicidarse, si habían pensado en hacerse daño.

Cuadro 3

Chile: distribución de las características sociodemográficas y de salud mental de la población de 15 a 29 años, según orientación sexual, 2015 y 2022

(En porcentajes del total de la muestra)

	Heterosexual	No heterosexual	Total
Proporción no heterosexual			17,6
Indicadores de salud mental			
En tratamiento de salud mental***	7,6	14,8	8,9
Sintomatología depresiva (2015)***	5,9	8,9	6,5
Sintomatología depresiva (2022)***	25,1	46,1	28,8
Ideación suicida (2015)***	7,4	12,7	8,3
Ideación suicida (2022)***	20,5	40,0	23,9
Características sociodemográficas			
Mujer***	52,9	60,5	54,3
Edad media *** (desviación estándar)	21,8 (0,0)	20,9 (0,1)	21,6 (0,0)
Educación de la persona jefa de hogar***			
Secundaria incompleta o menos	30,0	33,6	30,7
Secundaria completa	41,3	39,5	40,9
Superior	28,7	26,9	28,4
Jefatura de hogar ***	15,5	12,8	15,1
Actividad**			
Ocupado	43,8	38,5	42,8
Estudiante	41,0	45,9	41,9
Pensionado, cesante u otro	7,0	7,7	7,1
Dueño o dueña de casa	8,2	7,9	8,2
Seguro de salud*			
Fondo Nacional de Salud (FONASA)	85,4	86,4	85,6
Institución de salud previsional (isapre)	10,0	8,6	9,8
Otro	4,6	5,0	4,6
Zona de residencia			
Urbana**	88,6	86,7	88,3
Área geográfica**			
Zona norte	20,9	21,8	21,0
Zona centro	18,5	20,6	18,9
Región Metropolitana de Santiago	26,8	24,8	26,4
Zona sur	33,8	32,8	33,7
Otras características			
Discriminación***	0,6	10,4	2,3
Otra nacionalidad o doble nacionalidad	95,3	95,3	95,3
Pertenencia a pueblos originarios	14,0	15,9	15,3
<i>n</i>	15 724	3 369	19 093

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud, *8va Encuesta Nacional de Juventud 2015 y 10ma Encuesta Nacional de Juventudes 2022*.

Notas: Las diferencias entre grupos son estadísticamente significativas al *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$. Los valores corresponden al promedio de las estimaciones obtenidas en las diez bases imputadas.

Respecto de las demás variables, la población no heterosexual presenta una mayor proporción de mujeres (60%) en comparación con la población heterosexual (50%). Se hallan también diferencias estadísticamente significativas en lo que respecta a la edad, ya que la distribución es un poco más joven en el grupo no heterosexual. En términos socioeconómicos, este grupo presenta un nivel educativo ligeramente menor en el caso de las personas jefas de hogar, lo que hace difícil pensar que exista una ventaja socioeconómica entre las minorías sexuales, y la proporción de jefes o jefas de hogar es un poco más baja entre los jóvenes no heterosexuales. Respecto a la actividad principal, hay una mayor proporción de estudiantes entre los no heterosexuales, lo que es coherente con su perfil etario más joven. Una proporción levemente menor de la población no heterosexual tiene seguro de salud privado, en comparación con la población heterosexual. En cuanto a la distribución geográfica, los jóvenes no heterosexuales tienen menor presencia en zonas urbanas, con una concentración relativamente mayor en la zona sur y menor en la Región Metropolitana de Santiago. La proporción de jóvenes que dice haberse sentido discriminado por su orientación sexual es, lógicamente, más alta entre los no heterosexuales, y alcanza el 10%. No hay diferencias significativas entre los dos grupos según nacionalidad ni pertenencia pueblos originarios.

El cuadro 4 muestra los resultados de los modelos de regresión logística para la sintomatología depresiva e ideación suicida en 2015 y 2022. En ambos ejercicios, los jóvenes que se identifican con una orientación no heterosexual mencionan mayor sintomatología depresiva y más ideación suicida. La magnitud del efecto resulta mayor en 2022 que en 2015, pero hay que recordar que se trata de diferentes mediciones de sintomatología depresiva y que, en 2022, la pregunta sobre ideación suicida incluía ideas sobre hacerse daño. Haber experimentado discriminación por la orientación sexual se asocia a una mayor probabilidad de tener ideas suicidas en ambos ejercicios, así como a una probabilidad más alta de presentar sintomatología depresiva, pero solo en 2022.

Cuadro 4

Chile: síntesis de los resultados de los modelos de regresión logística para la sintomatología depresiva y la ideación suicida entre las personas jóvenes, 2015 y 2022

	Depresión		Ideación suicida	
	2015	2022	2015	2022
Orientación sexual (ref.: heterosexual)^a				
No heterosexual	1,645***	2,064***	1,907***	2,127***
Discriminación por orientación sexual	1,582	1,899***	1,873**	1,905***
Características sociodemográficas				
Mujer	1,787***	1,517***	1,445***	1,336***
Edad	0,961***	0,964***	0,968***	0,966***
Educación de la persona jefa de hogar (ref.: secundaria incompleta o menos)				
Secundaria completa	0,835*	1,017	0,834*	0,993
Superior	0,822	1,097	0,749**	1,01
Jefatura de hogar	0,925	0,905	0,923	0,894

	Depresión		Ideación suicida	
	2015	2022	2015	2022
Actividad (ref.: ocupado)				
Estudiante	1,156	0,969	1,071	0,947
Pensionado, cesante u otro	1,479**	1,210*	1,671***	1,088
Dueño o dueña de casa	0,876	0,707***	1,029	0,681***
Seguro de salud (ref.: Fondo Nacional de Salud (FONASA))				
Institución de Salud Previsional (isapre)	0,915	0,791**	0,773*	0,769***
Otro	0,974	0,982	0,911	0,954
Zonas urbanas	1,537***	1,168*	1,322**	1,037
Área geográfica (ref.: zona norte)				
Zona centro	1,147	1,550***	1,152	1,231**
Región Metropolitana de Santiago	1,207	1,954***	1,248*	1,343***
Zona sur	1,098	1,337***	1,092	0,974
Otra nacionalidad o doble nacionalidad	0,859	1,644***	0,81	1,427***
Pertenencia a pueblos originarios	0,99	1,044	1,003	0,978
Constante	0,077***	0,226***	0,124***	0,310***
Observaciones (<i>en número</i>)	9 393	9 700	9 393	9 700

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud, *8va Encuesta Nacional de Juventud 2015* y *10ma Encuesta Nacional de Juventudes 2022*.

Nota: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

^a Las categorías de referencia se indican entre paréntesis.

En ambas rondas, ser mujer se asocia a una mayor probabilidad de sintomatología depresiva e ideación suicida. Una mayor edad se asocia a menores probabilidades de sintomatología depresiva y de ideación suicida, lo que resulta coherente con la información previa sobre la mayor vulnerabilidad de la juventud en relación con la salud mental. El tipo de seguro de salud se asocia significativamente a la presentación de sintomatología depresiva e ideación suicida, después de considerar el efecto de las demás variables del modelo. Quienes tienen seguro privado (isapre) tienen menores probabilidades de mostrar síntomas depresivos en 2022 o de mencionar ideas suicidas en ambas rondas. Estar desempleado o pensionado (en comparación con estar trabajando), al igual que residir en zonas urbanas, se asocia a mayores probabilidades de presentar sintomatología en ambos años, pero, en lo que respecta a ideación suicida, solo en 2015.

En cuanto a las demás covariables, los resultados muestran efectos significativos solo en 2022 o 2015. Por ejemplo, solo en 2015 un mayor nivel educacional se asocia a menores niveles de sintomatología depresiva e ideación suicida, y solo en 2022 las personas que viven en una zona del país diferente a la zona norte mencionan mayor sintomatología depresiva e ideación suicida (de hecho, en 2022 las diferencias tampoco son significativas al comparar a quienes viven en la zona sur y en la zona norte). Quienes declaran poseer una nacionalidad diferente a la chilena o doble nacionalidad muestran mayores niveles de sintomatología depresiva e ideación suicida en 2022 que los chilenos, pero no en 2015.

Los resultados del modelo de regresión logística revelan una asociación significativa entre orientación sexual no heterosexual y probabilidad de recibir tratamiento por problemas de salud mental, tanto en 2015 como en 2022, teniendo en cuenta el efecto de otras variables

(véase el cuadro 5). En 2022, las probabilidades de estar en tratamiento de las personas no heterosexuales son más del doble que las de las heterosexuales. En el modelo que incluye datos de ambos años, es notable el aumento de la proporción de jóvenes que indican estar en tratamiento en 2022, independientemente de la orientación sexual, pero también se observa que este aumento fue más importante entre las personas no heterosexuales que entre las heterosexuales. Las probabilidades de estar en tratamiento de las personas jóvenes no heterosexuales en 2022 son más del triple (cociente de posibilidades = $1.295 \times 1.482 \times 1.771 = 3.399$) que las de las heterosexuales en 2015, mientras que, en comparación, las de las personas jóvenes heterosexuales en 2022 son solo un 48% más altas que en 2015.

Cuadro 5

Resultados de regresión logística expresados como cocientes de probabilidades (*odds ratio*) del tratamiento por problemas psicológicos, según características seleccionadas, 2015-2022

Variables	2015	2022	2015-2022
Orientación sexual (ref.: heterosexual)^a			
No heterosexual	1,259*	2,294***	1,295**
2022			1,482***
No heterosexual × 2022			1,771***
Discriminación por orientación sexual	1,689	1,780***	1,806***
Características sociodemográficas			
Mujer	1,542***	1,820***	1,704***
Edad	0,986	1,009	0,999
Educación de la persona jefa de hogar (ref.: secundaria incompleta o menos)			
Secundaria completa	0,951	0,979	0,958
Superior	1,159	1,208**	1,187**
Jefatura de hogar	0,919	0,936	0,931
Actividad (ref.: ocupado)			
Estudiante	1,088	1,164*	1,116
Desempleado, pensionado u otro	1,616***	1,056	1,263**
Dueño o dueña de casa	0,998	0,638**	0,809*
Seguro de salud (ref.: Fondo Nacional de Salud (FONASA))			
Institución de salud previsual (isapre)	0,931	1,145	1,048
Otro	1,368	0,979	1,028
Zonas urbanas	1,699***	1,249*	1,421***
Área geográfica (ref.: zona norte)			
Zona centro	1,143	1,788***	1,462***
Región Metropolitana de Santiago	1,037	2,137***	1,559***
Zona sur	1,004	1,447***	1,217**
Otra nacionalidad o doble nacionalidad	0,74	2,470***	1,731***
Pertenencia a pueblos originarios	0,902	0,944	0,94
Constante	0,052***	0,011***	0,015***
Observaciones (en número)	9 393	9 700	19 093

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud, *8va Encuesta Nacional de Juventud 2015 y 10ma Encuesta Nacional de Juventudes 2022*.

Nota: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

^a Las categorías de referencia se indican entre paréntesis.

En cuanto a las demás características del modelo, en 2022 se observa la aparición de otras asociaciones significativas: la probabilidad de tratamiento aumenta entre quienes pertenecen a hogares con jefes de hogar con educación superior (un indicador de mayor nivel socioeconómico), entre estudiantes (en comparación con las personas que trabajan) y entre residentes de todas las zonas del país, excepto la zona norte. Por el contrario, las personas dedicadas a labores domésticas muestran una menor probabilidad de indicar que se encuentran en tratamiento en 2022 que quienes trabajan, y se mantienen constantes las demás variables del modelo. La condición de desempleo, pensión u otra situación de inactividad se asoció con mayores probabilidades de depresión únicamente en 2015.

D. Discusión

En esta investigación se analiza la relación entre orientación sexual y salud mental en la población joven chilena. Los resultados indican que el 18% de los jóvenes de 15 a 29 años se identifica como parte de la diversidad sexual, una proporción mayor que en el caso de la población adulta y coherente con los resultados de estudios anteriores que documentan un aumento de la diversidad sexual entre las generaciones jóvenes. Esta tendencia podría vincularse a los mayores niveles educacionales que han alcanzado estas cohortes y a la asociación entre educación y autoidentificación como LGB señalada en otros contextos. Dado que el descenso demográfico reducirá el peso proporcional de la juventud en el futuro, es probable que aumente la visibilidad relativa del grupo no heterosexual.

Los datos de la ENCJUV indican que los jóvenes pertenecientes a minorías sexuales no presentan una ventaja socioeconómica —medida por el nivel de educación de la persona jefa de hogar y la actividad laboral— respecto de sus pares heterosexuales. Esto puede deberse al alto porcentaje de jóvenes que aún estudian, pero también a la dilución de las diferencias de clase que se produce al incrementarse la autoidentificación como no heterosexual. Entre los adultos, la mayor proporción de orientaciones sexuales minoritarias entre los grupos con más recursos no significa que haya una menor prevalencia de estas en los sectores populares, sino que estos grupos probablemente enfrentan mayores obstáculos para expresar su orientación sexual abiertamente; por ejemplo, por la falta de independencia residencial (Besoain Arrau et al., 2023).

En materia de salud mental, la población joven LGB presenta mayores niveles de tratamiento, sintomatología depresiva e ideación suicida. El aumento general de los problemas de salud mental entre 2015 y 2022 es especialmente pronunciado entre quienes forman parte de la diversidad sexual. Este patrón se confirmó en el modelo que evaluó directamente la probabilidad de haber recibido tratamiento. No obstante, los resultados deben interpretarse con cautela por las diferencias en los instrumentos de medición y los efectos de la pandemia, que deterioró la salud mental de la población general (OMS, 2022).

Los hallazgos no apoyan la hipótesis de que un contexto legislativo y social más inclusivo se asocie a una mejor salud mental, a diferencia de lo observado en otros países (Hatzenbuehler et al., 2010; Pachankis et al., 2015). Ese efecto podría haberse visto neutralizado por el impacto de la pandemia, o quizás se requiera más tiempo para que los cambios legales y culturales se traduzcan en menores niveles de discriminación. Según el modelo de estrés de minorías, la discriminación continúa siendo un factor determinante clave de la salud mental, y los resultados muestran que su asociación con esta se intensificó entre 2015 y 2022.

El estudio presenta algunas limitaciones: solo una variable dependiente es estrictamente comparable entre ambos años y la orientación sexual se dicotomizó por razones de poder estadístico. Tampoco fue posible incluir medidas de apoyo familiar, un factor fundamental para la salud mental juvenil. Con todo, los datos subrayan la urgencia de abordar los problemas de salud mental de las minorías sexuales: en 2022, un 46% de los jóvenes LGB presentó sintomatología depresiva, frente al 25% en el caso de los heterosexuales. Es preciso desarrollar políticas específicas y trabajar con las familias, cuya influencia es decisiva en el contexto latinoamericano, donde estas continúan desempeñando un papel central (Ramm et al., 2024).

Las futuras investigaciones sobre este tema deberían incorporar información longitudinal que permita analizar el rol del contexto familiar y escolar, el acceso a tratamientos y otras dimensiones de la orientación sexual, con el fin de captar mejor su relación con la salud mental.

E. Conclusiones

La presente investigación muestra que las personas jóvenes chilenas que reconocieron tener una orientación sexual no heterosexual en 2015 y 2022 fueron más proclives que sus pares heterosexuales a presentar sintomatología depresiva e ideación suicida y a recibir un diagnóstico de depresión. Los resultados indican que esta asociación fue todavía más importante en 2022 que en 2015. La autoidentificación con una orientación sexual no heterosexual se situó en un 18% en ambas mediciones, mientras que los problemas de salud mental llegaron a alcanzar valores tan altos como el 46% en el caso del grupo no heterosexual en 2022.

Las personas pertenecientes a las minorías sexuales enfrentan el doble estigma de constituir un grupo marginado y tener problemas de salud mental (Lucassen et al., 2017). Hacen falta medidas dirigidas a mejorar la salud mental de los jóvenes en general, pero es preciso también implementar acciones específicas que tengan en cuenta la orientación sexual, dado que el grupo de jóvenes no heterosexuales constituye una población más vulnerable. Estas medidas deberían considerar el papel del contexto social y las oportunidades o posibilidades que las políticas de salud mental y de inclusión de las diversidades sexogenéricas ofrecen para responder a dicho contexto o desenvolverse en él.

Bibliografía

- Alencar Albuquerque, G., de Lima Garcia, C., da Silva Quirino, G., Alves, M. J. H., Belém, J. M., dos Santos Figueiredo, F. W., y Valenti, V. E. (2016). Access to health services by lesbian, gay, bisexual, and transgender persons: Systematic literature review. *BMC International Health and Human Rights*, 16(2), 1–17. <https://doi.org/10.1186/s12914-015-0072-9>
- Amos, R., Manalastas, E., White, R., Ferrari, A., y Hatch, S. L. (2020). Mental health, social adversity, and health-related outcomes in sexual minority adolescents: a contemporary national cohort study. *The Lancet Child and Adolescent Health*, 4(1), 36–45. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(19\)30339-6](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(19)30339-6)
- Australian Bureau of Statistics. (2022). *Estimates and characteristics of LGBTI+ populations in Australia*. <https://www.abs.gov.au/statistics/people/people-and-communities/estimates-and-characteristics-lgbti-populations-australia/latest-release>
- Badgett, M. V. L. (2018). Left out? Lesbian, gay, and bisexual poverty in the U.S. *Population Research and Policy Review*, 37(5), 667–702. <https://doi.org/10.1007/s11113-018-9457-5>
- Badgett, M. V. L., y Rogers, M. A. (2003). *Left out of the count: Missing same-sex couples in Census 2000*. Institute for Gay and Lesbian Strategic Studies.
- Barrientos, J., Guzmán, B., Alfaro, J., y Catalán, S. (2019). Efectos del prejuicio sexual en la salud mental de personas transgénero chilenas desde el Modelo de Estrés de las Minorías: una aproximación cualitativa. *Terapia Psicológica*, 37(3), 181–197. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082019000300181>
- Barrientos, J., Cárdenas, M., Gómez, F., y Frías-Navarro, D. (2017). Medidas de salud mental y bienestar subjetivo en una muestra de hombres gays y mujeres lesbianas en Chile. *Revista Médica de Chile*, 145(9), 1115–1121.
- Besoain Arrau, C., Ojeda Güemes, T., y Rihm Bianchi, A. I. (2023). Hacer hogar fuera del closet: disputando el espacio doméstico en Santiago de Chile. *Debate Feminista*, 66, 1–31. <https://doi.org/10.22201/cieg.2594066xe.2023.66.2410>
- Binstock, G., Cabella, W., Salinas, V., y López-Colás, J. (2016). The rise of cohabitation in the Southern Cone. En A. Esteve y R. J. Lesthaeghe (Eds.), *Cohabitation and marriage in the Americas: Geo-historical legacies and new trends* (pp. 247–268). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-31442-6_9
- Birkett, M., Espelage, D. L., y Koenig, B. (2009). LGB and questioning students in schools: The moderating effects of homophobic bullying and school climate on negative outcomes. *Journal of Youth and Adolescence*, 38(7), 989–1000.
- Black, D., Gates, G., Sanders, S., y Taylor, L. (2000). Demographics of the gay and lesbian population in the United States: Evidence from available systematic data sources. *Demography*, 37(2), 139–154. <https://doi.org/10.2307/2648117>
- Boardman, J. D., Daw, J., Freese, J., y Harris, K. M. (2011). Population composition, public policy, and the genetics of smoking. *Demography*, 48(4), 1517–1533. <https://doi.org/10.1007/s13524-011-0057-9>
- Bridges, T., y Moore, M. R. (2018). Young women of color and shifting sexual identities. *Contexts*, 17(1), 86–88. <https://doi.org/10.1177/1536504218767125>
- Brown, C., Contreras, D., y Schmidt, L. (2019). Sexual orientation and labor force participation: findings from Chile and Uruguay. *Feminist Economics*, 25(2), 90–115. <https://doi.org/10.1080/13545701.2018.1554905>
- Coffman, K. B., Coffman, L. C., y Ericson, K. M. M. (2017). The size of the LGBT population and the magnitude of antigay sentiment are substantially underestimated. *Management Science*, 63(10), 3168–3186. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2016.2503>
- Conron, K. J., Goldberg, S. K., y Halpern, C. T. (2018). Sexual orientation and sex differences in socioeconomic status: a population-based investigation in the National Longitudinal Study of Adolescent to Adult Health. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 72(11), 1016–1026. <https://doi.org/10.1136/jech-2017-209860>

- Cortina, C. (2016). Demografía de las parejas homosexuales en España. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 153, 3–22. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.153.3>
- Cortina, C., y Cabré, A. (2010). Las uniones homosexuales en España. Una caracterización sociodemográfica a partir del censo de 2001. *Papers. Revista de Sociologia*, 95(3), 565–583. <https://doi.org/10.5565/rev/papers/v95n3.48>
- Crosnoe, R., y Johnson, M. K. (2011). Research on adolescence in the twenty-first century. *Annual Review of Sociology*, 37, 439–460. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-081309-150008>
- Darin-Mattsson, A., Fors, S., y Kåreholt, I. (2017). Different indicators of socioeconomic status and their relative importance as determinants of health in old age. *International Journal for Equity in Health*, 16, 173. <https://doi.org/10.1186/s12939-017-0670-3>
- de Lange, J., van Bergen, D. D., Bos, H. M. W., y Sandfort, T. G. M. (2022). Minority stress and suicidal ideation and suicide attempts among LGBT adolescents and young adults: A meta-analysis. *LGBT Health*, 9(4), 211–222. <https://doi.org/10.1089/lgbt.2021.0106>
- Diamond, G., Creed, T., Gillham, J., Gallop, R., Chou, J., y Diamond, G. M. (2022). Family processes: risk, protective and treatment factors for youth at risk for suicide. *Aggression and Violent Behavior*, 64, 101578. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2021.101578>
- Diamond, L. M. (2008). *Sexual fluidity: Understanding women's love and desire*. Harvard University Press.
- Dougall, I., Torsney, B., Bell, T., Tough, H., McAuley, C., y O'Donnell, C. (2024). How, when, and why is social class linked to mental health and wellbeing? A systematic meta-review. *Social Science and Medicine*, 343, 116542. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2023.116542>
- Elder, G. H. (1998). The life course as developmental theory. *Child Development*, 69(1), 1–12. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1998.tb06128.x>
- Federal Interagency Working Group on Improving Measurement of Sexual Orientation and Gender Identity in Federal Surveys. (2016). *Current measures of sexual orientation and gender identity in federal surveys*.
- Fergusson, D. M., Horwood, L. J., y Beautrais, A. L. (2005). Sexual orientation and mental health in a birth cohort of young adults. *Psychological Medicine*, 35(7), 971–981.
- Frost, D. M., y Meyer, I. H. (2023). Minority stress theory: application, critique, and continued relevance. *Current Opinion in Psychology*, 51, 101579. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2023.101579>
- Frost, D. M., Lehavot, K., y Meyer, I. H. (2015). Minority stress and physical health among sexual minority individuals. *Journal of Behavioral Medicine*, 38(1), 1–8. <https://doi.org/10.1007/s10865-013-9523-8>
- Gates, G. J. (2011). *How many people are lesbian, gay, bisexual, and transgender?* The Williams Institute. <https://williamsinstitute.law.ucla.edu/wp-content/uploads/How-Many-People-LGBT-Apr-2011.pdf>
- Gates, G. J. (2017). In U.S., more adults identifying as LGBT. *Gallup News*. <https://news.gallup.com/poll/201731/lgbt-identification-rises.aspx>
- Greaves, L. M., Barlow, F. K., Huang, Y., Stronge, S., y Sibley, C. G. (2017). The diversity and prevalence of sexual orientation self-labels in a New Zealand national sample. *Archives of Sexual Behavior*, 46(5), 1325–1336. <https://doi.org/10.1007/s10508-016-0857-5>
- Green, D., McQueen, C., McKnight-Eily, L. R., Kaplan, C., y Pittman, R. (2022). Experiences of minority stress and access to primary care services among sexual minority adults in the United States. *Journal of Gay and Lesbian Social Services*, 35(1), 13–31. <https://doi.org/10.1080/10538720.2022.2044953>
- Guan, N., Pei, Y., Ye, Y., y Chen, M. (2022). Financial stress and depression in adults: A systematic review. *PLOS ONE*, 17(2), e0264041. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264041>
- Guzmán-González, M., Trabucco, A., Villarroel, J., y Viveros, M. (2020). Salud mental en población transgénero y género no conforme en Chile. *Revista Médica de Chile*, 148(8), 1113–1120. <https://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872020000801113>
- Harris, K. M., y Schorpp, K. M. (2018). Integrating biomarkers in social stratification and health research. *Annual Review of Sociology*, 44(1), 361–386. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-060116-053339>

- Hatzenbuehler, M. L., y Keyes, K. M. (2013). Inclusive anti-bullying policies and reduced risk of suicide attempts in lesbian and gay youth. *Journal of Adolescent Health*, 53(1), S21–S26. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2012.08.010>
- Hatzenbuehler, M. L., Keyes, K. M., y Hasin, D. S. (2010). The impact of institutional discrimination on psychiatric disorders in lesbian, gay, and bisexual populations: a prospective study. *American Journal of Public Health*, 100(3), 452–459. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2009.168815>
- Hatzenbuehler, M. L., McLaughlin, K. A., Keyes, K. M., Kcomt, L., y Hughes, T. L. (2024). Structural stigma and LGBTQ+ health: A narrative review of quantitative studies. *The Lancet Public Health*, 9(2), e109–e127. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(23\)00312-2](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(23)00312-2)
- Herek, G. M., y Garnets, L. D. (2007). Sexual orientation and mental health. *Annual Review of Clinical Psychology*, 3(1), 353–375. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.3.022806.091510>
- Herek, G. M., Norton, A. T., Allen, T. J., y Sims, C. L. (2010). Demographic, psychological, and social characteristics of self-identified lesbian, gay, and bisexual adults in a US probability sample. *Sexuality Research and Social Policy*, 7(3), 176–200. <https://doi.org/10.1007/s13178-010-0017-y>
- Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. (2022). *Em pesquisa inédita do IBGE, 2,9 milhões de adultos se declararam homossexuais ou bissexuais em 2019*. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/33785-em-pesquisa-inedita-do-ibge-2-9-milhoes-de-adultos-se-declararam-homossexuais-ou-bissexuais-em-2019>
- Instituto Nacional de la Juventud. (2015). *Octava Encuesta Nacional de Juventud 2015*. Ministerio de Desarrollo Social, Gobierno de Chile. https://www.injuv.gob.cl/sites/default/files/8va_encuesta_nacional_de_juventud_2015.pdf
- Instituto Nacional de la Juventud. (2022). *Décima Encuesta Nacional de Juventud 2022*. Ministerio de Desarrollo Social, Gobierno de Chile. https://www.injuv.gob.cl/sites/default/files/10ma_encuesta_nacional_de_juventud_2022.pdf
- Jones, J. M. (2022). LGBT identification in U.S. ticks up to 7.1%. *Gallup News*. <https://news.gallup.com/poll/389792/lgbt-identification-ticks-up.aspx>
- Laumann, E., Gagnon, J. H., Michael, R. T., y Michaels, S. (1994). The social organization of sexuality. In J. K. Davidson y N. B. Moore (Eds.), *Speaking of sexuality* (pp. 29–39). Roxbury Publishing Company.
- Leppel, K. (2009). Labour force status and sexual orientation. *Economica*, 76(301), 197–207. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00676.x>
- Link, B. G., y Phelan, J. (1995). Social conditions as fundamental causes of disease. *Journal of Health and Social Behavior*, 35, 80–94. <https://doi.org/10.2307/2626958>
- Lucassen, M. F., Stasiak, K., Samra, R., Frampton, C. M., Merry, S. N., y Hatcher, S. (2017). Sexual minority youth and depressive symptoms or depressive disorder: a systematic review and meta-analysis of population-based studies. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 51(8), 774–787. <https://doi.org/10.1177/0004867417713664>
- Marshal, M. P., Dietz, L. J., Friedman, M. S., Stall, R., Smith, H. A., McGinley, J., Thoma, B. C., Murray, P. J., D'Augelli, A. R., y Brent, D. A. (2011). Suicidality and depression disparities between sexual minority and heterosexual youth: a meta-analytic review. *Journal of Adolescent Health*, 49(2), 115–123.
- Mayer, K. H., Bradford, J. B., Makadon, H. J., Stall, R., Goldhammer, H., y Landers, S. (2008). Sexual and gender minority health: what we know and what needs to be done. *American Journal of Public Health*, 98(6), 989–995.
- McLaughlin, K. A., Costello, E. J., Leblanc, W., Sampson, N. A., y Kessler, R. C. (2012). Socioeconomic status and adolescent mental disorders. *American Journal of Public Health*, 102(9), 1742–1750.
- Meyer, I. H. (2003). Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence. *Psychological Bulletin*, 129(5), 674–697.
- Meyer, I. H., y Wilson, P. A. (2009). Sampling lesbian, gay, and bisexual populations. *Journal of Counseling Psychology*, 56(1), 23–31. <https://doi.org/10.1037/a0014587>

- Meyer, I. H., Russell, S. T., Hammack, P. L., Frost, D. M., y Wilson, B. D. M. (2021). Minority stress, distress, and suicide attempts in three cohorts of sexual minority adults: A U.S. probability sample. *PLOS ONE*, 16(3), 1–19. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0246827>
- Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (2015). *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2015*. Gobierno de Chile. <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen-2015>
- Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (2022). *Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2022*. Gobierno de Chile. <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen-2022>
- Mollborn, S., y Everett, B. (2015). Understanding the educational attainment of sexual minority women and men. *Research in Social Stratification and Mobility*, 41, 40–55. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2015.04.004>
- Movimiento de Integración y Liberación Homosexual. (2024). *XXII Informe Anual de Derechos Humanos de la Diversidad Sexual y de Género en Chile: Hechos 2023*. <https://www.movilh.cl>
- Nathan, M., y Pardo, I. (2018). *Demografía de las parejas del mismo sexo en Uruguay*. Documentos de Trabajo (2). Universidad de la República, Programa de Población.
- Needham, B. L. (2012). Sexual attraction and trajectories of mental health and substance use during the transition from adolescence to adulthood. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(2), 179–190.
- Nettuno, L., Mann, S., y Gonzales, G. (2024). Sexual orientation based health disparities in Chile. *PLOS ONE*, 19(1), 1–13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0296923>
- Organización Mundial de la Salud. (2022). *Mental health and COVID-19: early evidence of the pandemic's impact: Scientific brief, 2 March 2022*. https://www.who.int/publications/i/item/WHO-2019-nCoV-Sci_Brief-Mental_health-2022.1
- Organización Mundial de la Salud. (n.d.). *Gender and health*. https://www.who.int/health-topics/gender#tab=tab_1
- Pachankis, J. E., Hatzenbuehler, M. L., Rendina, H. J., Safren, S. A., y Parsons, J. T. (2014). Hidden from health: Structural stigma, sexual orientation concealment, and HIV across 38 countries in the European MSM Internet Survey. *AIDS*, 29(10), 1239–1246.
- Paradela-López, M., Antón, J. I., y Jima-González, A. (2023). How much have we changed? Long-term determinants of attitudes toward homosexuality in Chile. *Latin American Research Review*, 58(3), 575–594.
- Phua, V. C., y Kaufman, G. (1999). Using the census to profile same-sex cohabitation: a research note. *Population Research and Policy Review*, 18, 373–386.
- Ramchand, R., D'Aoust, R., Guerrero, S., y Sullivan, P. S. (2022). Suicidality among sexual minority adults: gender, age, and race/ethnicity differences. *American Journal of Preventive Medicine*, 62(2), 193–202. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2021.07.012>
- Ramm, A., Brown, J., y Gill, R. (2024). 'It would be a problem for the family': queerness, family honour and familism in Chile. *Culture, Health & Sexuality*, 26(9), 1105–1118. <https://doi.org/10.1080/13691058.2023.2300642>
- Reczek, C. (2020). Sexual- and gender-minority families: a 2010 to 2020 decade in review. *Journal of Marriage and Family*, 82(1), 300–325. <https://doi.org/10.1111/jomf.12607>
- Robles, G., De Jesus, M., y Adames, H. Y. (2024). Multilevel analysis of sociopolitical contexts, social support, mental health, and alcohol use among partnered sexual minority Latino men in the U.S. *Journal of Racial and Ethnic Health Disparities*, 11(3), 1618–1627. <https://doi.org/10.1007/s40615-023-01637>
- Rubio, M. (2017). *Demografía LGBT en Colombia: un análisis con la Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2015*. Universidad Externado de Colombia. https://www.academia.edu/35488730/MR17_03_Demografia_LGBT_en_Colombia_Análisis_con_la_Encuesta_Nacional_de_Demografía_y_Salud_2015
- Russell, S. T., y Fish, J. N. (2016). Mental health in lesbian, gay, bisexual, and transgender (LGBT) youth. *Annual Review of Clinical Psychology*, 12(1), 465–487. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-021815-093153>

- Russon, J., Walker, K., y Bridge, J. A. (2022). Suicide among LGBTQIA+ youth: a review of the treatment literature. *Aggression and Violent Behavior*, 64, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2021.101578>
- Schuler, M. S., Prince, D. M., y Collins, R. L. (2021). Disparities in social and economic determinants of health by sexual identity, gender, and age: results from the 2015-2018 National Survey on Drug Use and Health. *LGBT Health*, 8(5), 330–339. <https://doi.org/10.1089/lgbt.2020.0390>
- Sharfman, A., y Cobb, P. (2023). *Sexual orientation, UK: 2021 and 2022*. Office for National Statistics. <https://www.ons.gov>
- Smock, P. J., y Schwartz, C. R. (2020). The demography of families: a review of patterns and change. *Journal of Marriage and Family*, 82(1), 9–34. <https://doi.org/10.1111/jomf.12612>
- Spittlehouse, J. K., Boden, J. M., y Horwood, L. J. (2020). Sexual orientation and mental health over the life course in a birth cohort. *Psychological Medicine*, 50(8), 1348–1355. <https://doi.org/10.1017/S0033291719001284>
- Spizzirri, G., Pereira, G., Gonçalves, T. R., y Senra, H. (2022). Proportion of ALGBT adult Brazilians, sociodemographic characteristics, and self-reported violence. *Scientific Reports*, 12(1), 1–9. <https://doi.org/10.1038/s41598-022-15103-y>
- Talley, A. E., Hughes, T. L., Aranda, F., y Birkett, M. (2014). Exploring alcohol-use behaviors among heterosexual and sexual minority adolescents: intersections with sex, age, and race/ethnicity. *American Journal of Public Health*, 104(2), 295–303.
- Tebaldi, E., y Elmslie, B. T. (2006). Sexual orientation and labour supply. *Applied Economics*, 38(5), 549–562. <https://doi.org/10.1080/00036840500293789>
- Tomicic, A., Moya, A., y Araneda, E. (2016). Suicidio en poblaciones lesbiana, gay, bisexual y trans: Revisión sistemática de una década de investigación (2004-2014). *Revista Médica de Chile*, 144(6), 723–733. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872016000600006>
- Tomic, D., Martín-Subero, M., y Sánchez, F. (2025). Mental health of LGBTQ+ workers: a systematic review. *BMC Psychiatry*, 25(1), 1–17. <https://doi.org/10.1186/s12888-025-06556-2>
- Toomey, R. B., Syvertsen, A. K., y Flores, M. (2018). Are developmental assets protective against suicidal behavior? Differential associations by sexual orientation. *Journal of Youth and Adolescence*, 48, 788–801. <https://doi.org/10.1007/s10964-018-0954-y>
- Toomey, R. B., Ryan, C., Diaz, R. M., y Russell, S. T. (2010). Gender-nonconforming lesbian, gay, bisexual, and transgender youth: School victimization and young adult psychosocial adjustment. *Developmental Psychology*, 46(6), 1580–1589.
- Valfort, M. (2017). LGBTI in OECD countries: a review. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 198. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/d5d49711-en>
- Wang, J., y Geng, L. (2019). Effects of socioeconomic status on physical and psychological health: lifestyle as a mediator. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(2), 1–10. <https://doi.org/10.3390/ijerph16020281>
- Wilson, C., y Cariola, L. A. (2020). LGBTQIA+ youth and mental health: a systematic review of qualitative research. *Adolescent Research Review*, 5, 187–211. <https://doi.org/10.1007/s40894-019-00118-w>
- Wilson, T., Westrupp, E., y Brown, S. J. (2020). What is the size of Australia's sexual minority population? *BMC Research Notes*, 13(1), 1–6. <https://doi.org/10.1186/s13104-020-05383-w>
- Wittgens, C., Costa, R. S., y Nascimento, D. L. (2022). Mental health in people with minority sexual orientations: a meta-analysis of population-based studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 145(4), 357–372. <https://doi.org/10.1111/acps.13405>

Demografía, desarrollo humano y desigualdades en materia de inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe

Jorge Paz¹

Recibido: 24/02/2025
Aceptado: 18/04/2025

Resumen

En este artículo, se estima y compara la prevalencia de la inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe, agrupados por nivel de desarrollo humano. Asimismo, se evalúa la relación entre factores sociodemográficos e inseguridad alimentaria leve, moderada y grave, y se consideran las diferencias estructurales entre países. Para ello, se utilizan microdatos de la Encuesta Mundial de Gallup y la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES) de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO). Los resultados muestran que el 40% de la población analizada vive en hogares con algún grado de inseguridad alimentaria, y el 14% experimenta su forma más extrema. La relación entre los factores demográficos y la inseguridad alimentaria varía según el nivel de desarrollo humano, lo que resalta la necesidad de implementar estrategias diferenciadas para formular políticas más efectivas y contextualizadas en la región.

Palabras clave: seguridad alimentaria, escasez de alimentos, desarrollo humano, igualdad, composición de la población, dinámica de la población, análisis de datos, modelos matemáticos, América Latina.

¹ Doctor en Economía y Doctor en Demografía. Investigador Principal del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Profesor Titular de la Universidad Nacional de Salta (UNSa). Investigador del Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE), Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales de la UNSa. Correo electrónico: jpaz@conicet.gov.ar.

Abstract

In this article, the prevalence of food insecurity in 11 Latin American and Caribbean countries, grouped by level of human development, is estimated and compared. The link between sociodemographic factors and mild, moderate and severe food insecurity is examined and the structural differences between countries are taken into account, on the basis of microdata from the Gallup World Poll and the Food Insecurity Experience Scale of the Food and Agriculture Organization of the United Nations. The results show that 40% of the population studied live in households facing some degree of food insecurity, 14% in its most extreme form. The link between demographic factors and food insecurity varies according to the level of human development, underscoring the need for implementation of differentiated strategies to formulate more effective and localized policies in the region.

Keywords: food security, food shortage, human development, equality, population composition, population dynamics, data analysis, mathematical models, Latin America.

Introducción²

En 2015, con ocasión de la aprobación de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible, 193 países de todo el mundo se comprometieron a poner fin al hambre³. En concreto, la meta 2.1 del Objetivo de Desarrollo Sostenible (ODS) 2 está formulada del siguiente modo: “De aquí a 2030, poner fin al hambre y asegurar el acceso de todas las personas, en particular los pobres y las personas en situaciones de vulnerabilidad, incluidos los niños menores de 1 año, a una alimentación sana, nutritiva y suficiente durante todo el año”. Los datos mencionados en la Agenda 2030 reflejaban esta realidad: “una de cada nueve personas en el mundo está subalimentada en la actualidad; esto es, alrededor de 815 millones de personas en el mundo”. Como se destaca en un estudio reciente, la prevalencia de la inseguridad alimentaria moderada o grave en África (58%) prácticamente duplica el promedio mundial, mientras que, en América Latina y el Caribe, Asia y Oceanía, se acerca a la estimación mundial: un 28,2%, un 24,8% y un 26,8%, respectivamente (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura [FAO] et al., 2024).

Este patrón se confirmó a partir de otras mediciones contemporáneas. Por ejemplo, en Benites-Zapata et al. (2021), mediante una base de datos independiente elaborada por Facebook y la Universidad de Maryland en los primeros meses de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) —abril y mayo de 2020—, se estimó que la prevalencia de la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe alcanzaba el 75,7%, y se situaba en valores superiores al 85% en países como Haití, Nicaragua y Venezuela (República Bolivariana de). Aunque sus definiciones y medidas no son equivalentes a las de la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES) de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), los resultados confirman la magnitud del problema en los momentos iniciales de la crisis sanitaria.

Si bien, en 2023, América Latina y el Caribe registró un descenso de la inseguridad alimentaria —entendida como la dificultad o imposibilidad de acceder a alimentos suficientes y adecuados (FAO et al., 2024)—, es evidente que esto no ha ocurrido ni en todos los países de la región, ni de manera uniforme en aquellos donde ocurrió. El crecimiento de la población, y el choque económico y sanitario provocado por la pandemia y el confinamiento, sumados a los desequilibrios macroeconómicos recurrentes en algunos países, han hecho que el logro del ODS 2 se encuentre hoy más lejos que cuando se formuló, en 2015.

El nivel de desarrollo económico, social y humano de los países podría haber influido también en estos resultados. Como se ha mostrado en otros estudios⁴, la inseguridad alimentaria no está desconectada del nivel de desarrollo de los países. De hecho, si se entiende el desarrollo humano como una ampliación de las capacidades de las personas, un

² Este documento forma parte del proyecto “Pobreza alimentaria en América Latina. Un estudio empírico sobre sus determinantes” (2930/0) del Consejo de Investigación de la UNSa.

³ Véanse más detalles en <https://www.un.org/sustainabledevelopment/es/hunger/>.

⁴ Por ejemplo, Gani y Chand Prasad (2007) en el caso de los países de ingresos bajos, y Martínez et al. (2009) en el de América Latina y el Caribe.

mayor nivel de desarrollo humano debería estar asociado a menores niveles de inseguridad alimentaria (Sen, 1981). Por ese motivo, se ha considerado aquí el desarrollo humano como un factor que contribuye a entender la trayectoria y el grado de inseguridad alimentaria en los países que conforman la muestra. A la vez, se consideró importante su introducción en el análisis en la medida en que permite evaluar el efecto de la fuerte heterogeneidad que existe dentro de los países y entre ellos como un condicionante más de las diferencias en materia de inseguridad alimentaria⁵.

Este trabajo tiene por objetivo, por un lado, estimar la prevalencia de la inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe, que se pueden agrupar en tres categorías según su índice de desarrollo humano. Por otro, se analizan algunas de las razones que permiten entender las diferencias observadas entre estos grupos y dentro de ellos, y se hace hincapié en variables relacionadas con la dinámica demográfica, como la edad, el sexo, el tipo de residencia y la estructura de los hogares. El período analizado abarca la crisis económica ocurrida como consecuencia del confinamiento impuesto por los gobiernos para evitar la propagación del virus del COVID-19, que aquí se ha considerado un factor determinante más de la inseguridad alimentaria.

Además del sufrimiento individual e inmediato que implica el hambre involuntaria, que justifica de por sí su estudio, en la literatura sobre el tema se destacan el impacto negativo sobre el crecimiento económico (Leibenstein, 1957; Lipton, 1983) y la distribución del ingreso (Stiglitz, 1976; Dasgupta y Ray, 1986; Bliss y Stern, 1978; Strauss, 1986; Behrman, 1993, entre otros) entre las consecuencias económicas de la malnutrición moderada y grave. Se podrían agregar también los efectos negativos sobre el desarrollo cognitivo, la actividad física y, como se analiza en Laraia (2013) y Jones (2017), la salud mental y física. Estos fenómenos, si bien no son económicos en una primera instancia, tienen claros efectos sobre la productividad individual a largo plazo y, por tanto, afectan al crecimiento económico. Asimismo, la inseguridad alimentaria se ha asociado con una peor gestión de enfermedades crónicas como la diabetes (Nelson et al., 2001), lo que tiene consecuencias relacionadas con el ausentismo laboral y la mortalidad prematura, junto con otros impactos económicos significativos (Jonsson, 1998).

El documento está estructurado en siete secciones. En la sección A se presenta el marco conceptual que sirvió de guía para formular la hipótesis de investigación e interpretar los resultados. La sección B presenta los datos y la metodología empleada para desarrollar el trabajo empírico, cuyos resultados se muestran en la sección C. Para concluir, en la sección D se ponen en contexto los resultados y se relacionan brevemente con la literatura sobre el tema.

⁵ El concepto de “heterogeneidad interna” se usa aquí en el sentido dado a las diferencias que existen entre países por los estudios que han abordado el tema de la heterogeneidad económica y productiva en la región. Entre esos estudios, se encuentra el trabajo fundacional de Pinto (1970).

A. Marco conceptual

El término técnico que describe de manera precisa el fenómeno que se analiza en este documento es “inseguridad alimentaria”, un concepto que trasciende la falta de alimentos, dado que incorpora estados previos al hambre, como la zozobra ocasionada por una hipotética restricción en el acceso a bienes alimentarios básicos. La inseguridad alimentaria se define entonces como la incapacidad de comprar alimentos o disponer de ellos en cantidad suficiente y con la calidad adecuada en formas socialmente aceptables, o la incertidumbre respecto de poder hacerlo o no (Dowler y O'Connor, 2012; Coleman-Jensen et al., 2022; Taylor y Loopstra, 2016).

Además de su importancia teórica, esta perspectiva conceptual se usa también para medir la prevalencia de la inseguridad alimentaria (Loopstra et al., 2016; Davis y Geiger, 2017), y ofrece una base teórica para la medición del fenómeno, lo que permite comparar niveles entre países o grupos de países y en un mismo país, en diferentes años. El proyecto Voices of the Hungry (VoH) de la FAO ha desarrollado una medida experiencial de la inseguridad alimentaria: la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES). El objetivo del proyecto VoH es producir estimaciones anuales comparables de la inseguridad alimentaria en todo el mundo, y la FIES es el primer protocolo de encuesta para medir la experiencia directa de inseguridad alimentaria de las personas a nivel individual a escala mundial (Cafiero et al., 2018).

La conceptualización de la seguridad alimentaria ha cambiado en los últimos 50 años, y se ha estructurado a partir de cuatro pilares fundamentales, a saber: disponibilidad, acceso, utilización y estabilidad (del Carmen González-Catalán et al., 2022). En Clapp et al. (2022) se propone agregar dos dimensiones adicionales: capacidad de influencia (*agency*) y sostenibilidad. Estos elementos amplían el enfoque, al incluir la capacidad de los individuos para influir en sus sistemas alimentarios y la viabilidad ecológica y social a largo plazo de dichos sistemas. Estas dimensiones son particularmente relevantes en América Latina y el Caribe, donde la desigualdad social y la vulnerabilidad ambiental afectan al acceso a los alimentos de grandes sectores de la población, como se ha documentado en Smith, Kassa y Winters (2017) y Aceves-Martins et al. (2018).

Con fines más bien analíticos, los factores que inciden en la inseguridad alimentaria pueden agruparse en oferta y demanda. La oferta alude a la disponibilidad de alimentos, que, a su vez, está determinada por la producción agrícola, la distribución, el comercio internacional y las políticas de importación y exportación. Por otra parte, por el lado de la demanda, el acceso a los alimentos depende de los ingresos familiares, los precios de los productos alimentarios y la estructura del mercado laboral. El ingreso es, en este sentido, un determinante clave, dado que la capacidad de un hogar para adquirir alimentos depende directamente de la disponibilidad de recursos económicos (Feleke et al., 2005).

Junto con estos factores económicamente relevantes, en trabajos anteriores se han detectado diferencias significativas en lo que respecta al acceso a los alimentos según el tipo

de ingresos (laborales o no laborales), así como al tamaño y la composición del hogar. La educación y la edad de la persona de referencia del hogar influyen en su inserción laboral y, en consecuencia, en la capacidad de compra de alimentos (Dudek y Myszkowska-Ryciak, 2020). Además, la localización geográfica y el grupo étnico se han mencionado también como factores relevantes en diversos estudios sobre seguridad alimentaria en América Latina y el Caribe (FAO et al., 2020).

Uno de los factores más estudiados en la literatura reciente es el sexo de la persona de referencia del hogar. Varios estudios han demostrado que los hogares encabezados por mujeres tienen una mayor probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria en comparación con los encabezados por hombres (Magaña-Lemus et al. 2016; Urquía-Fernández, 2014; Broussard, 2019; Grimaccia y Naccarato, 2022). Esta diferencia por sexo en el acceso a los alimentos se ha documentado en diversas regiones, incluida la Unión Europea, Asia Meridional y África Subsahariana, así como en estudios específicos de América Latina y el Caribe (Aceves-Martins et al., 2018). Las razones de estas disparidades pueden ser múltiples. En muchos casos, los ingresos de las mujeres son más bajos que los de los hombres, lo que reduce su capacidad de compra de alimentos. A esto puede sumarse el hecho de que, cuando se produce una ruptura matrimonial, las mujeres suelen asumir la responsabilidad principal del cuidado de los hijos, lo que aumenta la carga económica de los hogares monoparentales. La falta de mecanismos eficaces de protección social, como transferencias de dinero o pensiones alimenticias, puede agravar esta situación y dejar a las mujeres en una posición económica más vulnerable, lo que incrementa la inseguridad alimentaria en estos hogares.

A pesar de que todos estos factores influyen en el grado y la distribución de la inseguridad alimentaria, se ha señalado el nivel de desarrollo humano en sí mismo como un elemento de diferenciación. En este sentido, uno de los enfoques más destacados es el de Sen (1981), según el cual el hambre no es simplemente un problema de disponibilidad de alimentos, sino también de acceso económico a ellos. Su teoría de los derechos de acceso apunta a que la inseguridad alimentaria no siempre ocurre debido a una escasez absoluta de alimentos, sino que a veces obedece a la incapacidad de ciertos grupos para adquirirlos dentro de un sistema económico determinado. De acuerdo con Smith et al. (2024), los países con mayor desarrollo tienden a exhibir niveles más altos de confianza en sus instituciones, lo que podría facilitar políticas más efectivas para combatir la inseguridad alimentaria. Sin embargo, cuando las estrategias gubernamentales fallan a la hora de garantizar el acceso a los alimentos, la inseguridad alimentaria puede actuar como un factor que erosiona la confianza en las instituciones, y debilitar así el vínculo entre el desarrollo y la mejora de las condiciones de vida.

Por lo tanto, es importante examinar las desigualdades demográficas y contextualizar la inseguridad alimentaria dentro de países muy diferentes, a pesar de su vecindad geográfica. En ese punto, el nivel de desarrollo humano es clave no solo como un determinante en sí mismo, sino también como una herramienta metodológica que permite agrupar países con niveles de desarrollo humano semejantes y, a la vez, muy diferentes de los de otros grupos de países. De hecho, es de suma importancia observar las desigualdades sociodemográficas en contextos sociales, institucionales y económicos diferentes.

B. Datos y metodología

1. Fuente de datos

Este estudio se basa en microdatos de la FAO, obtenidos en múltiples ediciones de la Encuesta Mundial de Gallup y de la FIES correspondientes a distintos países de América Latina y el Caribe en el período de 2014 a 2023. A partir de estas bases de datos individuales, se construyó un conjunto de datos consolidado para los 11 países analizados. La Encuesta Mundial de Gallup se realiza todos los años desde 2005 y recoge información diversa a partir de una muestra aleatoria de aproximadamente 1.000 personas por país cada año. Estas muestras son representativas a nivel nacional de la población residente (no institucionalizada) de 15 años o más en cada país. El análisis incluye a la Argentina, el Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, el Perú y el Uruguay.

Las entrevistas se realizan de manera presencial o telefónica, dependiendo de la infraestructura del país. En los países donde la cobertura telefónica supera el 80%, la encuesta se administra por teléfono mediante el método de marcación aleatoria de dígitos, seleccionando números de una lista representativa a nivel nacional. En los países donde se realizan las entrevistas cara a cara, el proceso de muestreo consta de tres etapas: primero, se definen las unidades de muestreo (viviendas) en conglomerados estratificados por tamaño de población o unidad geográfica; después, se realiza una selección aleatoria de hogares dentro de cada conglomerado, y, por último, dentro de cada hogar seleccionado, se elige a la persona que se va a entrevistar mediante el método del último cumpleaños y el uso de una tabla de selección específica para garantizar la aleatorización.

La Encuesta Mundial de Gallup se compone de un núcleo de preguntas comunes que se emplean en todos los países y se complementan con preguntas adicionales según la región. Entre los temas que se abordan, figuran la percepción de las instituciones nacionales, la corrupción, el desarrollo juvenil, la cohesión comunitaria, la diversidad, el optimismo, las comunicaciones, la religiosidad, y otros aspectos socioeconómicos. La mayoría de las preguntas tienen formato dicotómico (sí o no), lo que facilita la comparabilidad de las respuestas entre países. En este caso, no se dispuso de bases de datos completas, sino de la parte que la FAO distribuye de manera gratuita, previa solicitud. Se trabajó así con la información demográfica y económica, y se abarcaron aspectos como el empleo, el nivel educativo, los ingresos, y el tamaño y composición del hogar. Esta última dimensión es crucial para este estudio, ya que permite analizar con mayor precisión la relación entre la estructura del hogar y la inseguridad alimentaria.

2. La variable dependiente

La variable dependiente refleja la gravedad de la inseguridad alimentaria según la respuesta de las personas al cuestionario de la FAO. La FIES mide la dimensión de la inseguridad alimentaria relacionada con el acceso a través de la experiencia de una persona (Cafiero, 2016). La inseguridad alimentaria se experimenta comúnmente como una progresión, en que el primer grado de la escala, denominado “leve”, se vive, en primer lugar,

como una preocupación por cómo adquirir alimentos debido a la falta de recursos, que progresa a la renuncia a la calidad y variedad de los alimentos, y luego a una reducción en la cantidad de alimentos, antes de pasar a saltarse comidas y experimentar hambre asociada con la inseguridad alimentaria grave (Coates et al. 2006).

La FIES utiliza ocho preguntas de respuesta binaria (sí o no) orientadas a evaluar la gravedad del caso. El período de referencia es el último año (Ballard et al. 2013). Más específicamente, se plantean las preguntas siguientes:

Durante los últimos 12 meses, ha habido algún momento en que, por falta de dinero u otros recursos:

1. Se haya preocupado por no tener suficientes alimentos para comer.
2. No haya podido comer alimentos sanos o nutritivos.
3. Haya comido poca variedad de alimentos.
4. Haya tenido que saltarse una comida.
5. Haya comido menos de lo que pensaba que debía comer.
6. Su hogar se haya quedado sin alimentos.
7. Haya sentido hambre, pero no comió.
8. Haya dejado de comer durante todo un día.

Sobre esta base, en este artículo se utilizó una variable dependiente que se denomina “inseguridad alimentaria”, que tiene carácter ordinal y asume los valores 0 (sin inseguridad alimentaria), 1 (inseguridad alimentaria leve), 2 (inseguridad alimentaria moderada) y 3 (inseguridad alimentaria grave). La variable dependiente tomaba valor 0 si la persona encuestada respondía negativamente a las ocho situaciones enumeradas; el valor 1 si lo hacía en las situaciones 1 o 2; el valor 2 si respondía afirmativamente a las preguntas 3, 4, 5 o 6, y el valor 3 si respondía positivamente a las situaciones 7 u 8.

Antes de efectuar las regresiones del análisis, se realizó una prueba de coherencia de datos para eliminar las observaciones incoherentes. Lo que se intenta corroborar es que las respuestas de un hogar a preguntas sobre la experiencia de situaciones más graves no sean afirmativas, después de haber contestado negativamente a otras preguntas sobre situaciones menos graves. No se trata de una coherencia absoluta secuencial, elemento por elemento, sino de un criterio más flexible, que consiste en tomar observaciones de pares de afirmaciones. Por ejemplo, que quienes respondieron sí a alguno de los elementos 7 y 8, hayan respondido sí a alguno de los pares anteriores (5 y 6 en el ejemplo).

3. Las variables independientes

Se seleccionaron las siguientes variables: nivel de desarrollo humano, sexo, edad, nivel educativo de la persona que respondió a la encuesta, quintil de ingresos familiares, cantidad de niñas y niños en el hogar, estructura familiar y año de la encuesta. Cada una de estas variables cumple un propósito específico, de acuerdo con el marco conceptual esbozado en la sección anterior y la literatura especializada sobre el tema.

Para analizar la relación entre la inseguridad alimentaria y el nivel de desarrollo humano, se organizaron los países según la clasificación del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), distinguiendo entre países de alto, medio y bajo desarrollo humano (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2024). En el grupo de desarrollo humano alto, se incluyen la Argentina, Chile, Costa Rica y el Uruguay; en el grupo de desarrollo humano medio, el Brasil, México y el Perú, y en el grupo de desarrollo humano bajo, El Salvador, Haití, Honduras y Guatemala. En estudios anteriores (FAO et al., 2020), se ha señalado que el acceso a los alimentos es más restringido en países con menor desarrollo económico y social, por lo que se espera que los hogares ubicados en contextos de bajo desarrollo humano presenten mayores niveles de inseguridad alimentaria.

Respecto a la variable sexo, se consideró el de la persona entrevistada. En estudios realizados con una base de datos similar a la utilizada en el presente artículo, aunque con un mayor número de países, se ha mostrado que las mujeres corren un mayor riesgo de experimentar inseguridad alimentaria que los hombres (Magaña-Lemus et al., 2016; Broussard, 2019). Aquí se incluye una variable independiente dicotómica que toma el valor 1 si la persona que responde a la encuesta es mujer y 0 si es hombre. Se espera encontrar un efecto positivo de esta variable sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria, especialmente en sus niveles menos extremos.

La edad de la persona encuestada también constituye un factor determinante clave que, en los modelos, se agrupa en cinco categorías: de 15 a 24 años, de 25 a 34 años, de 35 a 44 años, de 45 a 54 años, y 55 años o más. Según los resultados de estudios previos, los hogares encabezados por personas jóvenes suelen enfrentar mayores barreras de acceso al empleo y, por ende, a los alimentos (Feleke et al., 2005). Se espera que la inseguridad alimentaria disminuya con la edad hasta cierto punto, aunque podría incrementarse en los hogares con personas mayores sin ingresos suficientes.

La asociación entre la inseguridad alimentaria y el nivel educativo se analizó a partir de la clasificación contenida en la base de datos, que distingue tres niveles: elemental, medio y superior. Se ha determinado que la educación es un factor que influye en la seguridad alimentaria a través de su impacto sobre la empleabilidad y el ingreso (Aceves-Martins et al., 2018). Así, se espera que un mayor nivel educativo reduzca la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria.

En relación con los ingresos del hogar, se utilizó la variable proporcionada por la encuesta que clasifica a los hogares según quintiles de ingresos familiares. Las regresiones incluyen variables categóricas que agrupan a los hogares desde el quintil más bajo (I) hasta el más alto (V). El nivel de ingresos es una de las principales variables explicativas en los estudios sobre inseguridad alimentaria (Smith et al., 2017). Se espera que los hogares ubicados en los quintiles inferiores presenten una probabilidad significativamente mayor de experimentar inseguridad alimentaria.

La composición o estructura del hogar se ha señalado como uno de los factores más estrechamente relacionados con la inseguridad alimentaria (Martin-Fernandez et al., 2014; Paz, 2022). Para captar este efecto, se incluyeron variables dicotómicas que diferencian

entre hogares unipersonales, monoparentales paternos (hombre adulto con hijos) y monoparentales maternos (mujer adulta con hijos), hogares nucleares con hijos y otro tipo de hogares, como los compuestos o extendidos.

El número de niñas y niños en el hogar también incide sobre la carga económica y la disponibilidad de recursos para la adquisición de alimentos. Se espera que un mayor número de niñas y niños incremente la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria, en particular en los hogares con ingresos reducidos.

Para captar las posibles variaciones temporales en la inseguridad alimentaria, se incluyeron variables dicotómicas que representan cada año de la encuesta. Esto permite analizar tendencias, así como efectos derivados de crisis económicas o acontecimientos mundiales, como la pandemia de COVID-19. Si bien se propuso utilizar 2020 como año de referencia, a fin de contar con los efectos de la pandemia, se optó por mantener 2014 como base temporal por una cuestión de coherencia estructural de los modelos y disponibilidad de datos completos.

En suma, a partir de la literatura examinada y del marco conceptual propuesto, se espera que la inseguridad alimentaria sea más frecuente en el caso de las mujeres, los hogares monoparentales maternos, aquellos con mayor número de niños (debido a la carga económica que esto conlleva), los de ingresos más bajos (quintiles inferiores), los contextos de bajo nivel educativo, los países con menor desarrollo humano y las zonas rurales dentro de esos países. Asimismo, se prevé un efecto considerable de la pandemia de COVID-19, sobre todo en los años posteriores al confinamiento preventivo y obligatorio implementado por varios países en 2020.

4. Estrategia empírica

Para analizar los determinantes de la inseguridad alimentaria, se utilizó un modelo logit multinomial, que resulta adecuado cuando la variable dependiente es categórica y no tiene un orden natural. La variable dependiente I_i representa el nivel de inseguridad alimentaria en el hogar i y toma cuatro valores:

$$I_i \in \{0, 1, 2, 3\} \quad (1)$$

Donde:

$I_i = 0$ indica ausencia de inseguridad alimentaria,

$I_i = 1$ corresponde a la inseguridad alimentaria leve,

$I_i = 2$ representa la inseguridad alimentaria moderada y

$I_i = 3$ denota inseguridad alimentaria grave.

El modelo logit multinomial analiza la probabilidad de que un hogar se encuentre en cada una de las categorías de inseguridad alimentaria en comparación con una categoría base. En este estudio, la categoría de referencia es $I_i = 0$. La formulación general del modelo es:

$$P(I_i = j | X_i) = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(X_i \beta_k)} \quad (2)$$

Para $j \in \{1, 2, 3\}$, donde:

$P(I_i = j | X_i)$ representa la probabilidad de que el hogar se ubique en la categoría j , X_i es el vector de variables explicativas del hogar y del contexto socioeconómico, β_j es el conjunto de coeficientes estimados para la categoría j , y el denominador asegura que las probabilidades sumen 1.

El modelo estima un conjunto de coeficientes β_j para cada categoría de inseguridad alimentaria en relación con la categoría base. Estos coeficientes pueden interpretarse en términos de razones de probabilidades relativas (*relative risk ratios*), que indican cómo varía la probabilidad de estar en un nivel dado de inseguridad alimentaria en comparación con la referencia cuando una variable explicativa cambia en una unidad.

Dado que los coeficientes estimados en un modelo logit multinomial no tienen una interpretación directa en términos de cambios absolutos en la probabilidad, se calcularon efectos marginales para facilitar la interpretación de los resultados. Los efectos marginales miden el cambio en la probabilidad de que un hogar se encuentre en cada categoría de inseguridad alimentaria ante un cambio en una variable independiente X_k , si se mantienen constantes todas las demás variables en su media.

El efecto marginal de la variable X_k sobre la probabilidad de estar en la categoría j se calcula como:

$$\frac{\delta P(I_i = j | X_i)}{\delta X_k} = P(I_i = j | X_i) \left[\beta_{j,k} - \int_{m=1}^3 P(I_i = m | X_i) \beta_{m,k} \right] \quad (3)$$

Esta ecuación muestra que el efecto marginal depende no solo del coeficiente estimado $\beta_{j,k}$, sino también de la probabilidad predicha para cada categoría. Por lo tanto, los efectos marginales pueden variar según las características del hogar y del país. Para interpretar los resultados de manera más intuitiva, se presentan los efectos marginales promedio sobre la muestra, lo que permite evaluar el impacto esperado de cada variable en la probabilidad de inseguridad alimentaria.

Tras descartar la posibilidad de emplear un modelo de datos ordenados (logit o probit), se utilizó un modelo logit multinomial para analizar los datos. La elección del modelo se fundamentó en la prueba de Brant (1990), cuyo resultado llevó al rechazo de la hipótesis de

regresiones paralelas con un alto nivel de significación estadística, lo que indica que la restricción de coeficientes constantes en los niveles de la variable dependiente no era adecuada⁶.

Una vez seleccionado el modelo logit multinomial, se exploraron dos especificaciones. La primera correspondía a un modelo sin términos de interacción, mientras que la segunda incluía interacciones entre las principales variables independientes y el nivel de desarrollo humano del país. El objetivo de esta comparación era evaluar si los efectos de estas variables cambiaban según el contexto socioeconómico. Si bien los efectos marginales indicaban ciertas diferencias, la magnitud del cambio en los coeficientes no resultó lo suficientemente significativa como para justificar la inclusión de interacciones. Dado que el modelo sin interacciones capta adecuadamente la relación entre las variables explicativas y la inseguridad alimentaria, y ofrece, además, una interpretación menos compleja, sin pérdida sustancial de información, se optó por esta especificación.

Una vez que se logró la especificación final del modelo, se realizaron diversas pruebas de validación para garantizar la solidez de los resultados. En primer lugar, se evaluó la presencia de multicolinealidad mediante el cálculo del factor de inflación de la varianza, una métrica que permite cuantificar el grado de colinealidad entre las variables independientes. En todos los casos, los valores obtenidos se mantuvieron cercanos a 1, con unos pocos casos entre 1 y 5, lo que indica que no existían problemas significativos de dependencia lineal entre las covariables incluidas en el modelo.

A continuación, se comparó el modelo final con un modelo nulo que solo incluía la constante, con el objetivo de determinar el aporte explicativo de las variables independientes. La prueba de la razón de verosimilitud (*likelihood ratio*) confirmó que la inclusión del conjunto de variables aumentaba significativamente la varianza explicada de la variable dependiente, y validaba la pertinencia del modelo propuesto. Finalmente, para detectar observaciones con una posible influencia desproporcionada en la estimación, se utilizó la medida de apalancamiento (*leverage*), que permite detectar casos con un peso inusualmente alto en la predicción del modelo. Los resultados se presentan en términos de razones de probabilidades relativas, lo que permite interpretar cómo varía la probabilidad de estar en cada nivel de inseguridad alimentaria con respecto a la categoría base ante cambios en las variables explicativas.

C. Resultados

1. Análisis descriptivo

El cuadro 1 proporciona información sobre los 11 países incluidos en la muestra. Estos datos permiten formarse una idea inicial acerca de la correlación existente entre el ingreso

⁶ Aunque la prueba de Brant indicó que no se cumplían los supuestos de proporcionalidad, no se modificó la clasificación de la variable dependiente. Las categorías utilizadas (sin inseguridad alimentaria e inseguridad alimentaria leve, moderada y grave) siguen la estructura establecida por la FAO a partir de la FIES. Esta clasificación, ampliamente utilizada y conceptualmente respaldada, permite distinguir distintos niveles de gravedad de la inseguridad alimentaria. Además, los resultados muestran que las variables explicativas tienen efectos diferenciados en función de la gravedad, lo que justifica que se mantenga la estructura original de la variable.

o producto interno bruto (PIB) per cápita, valorado en dólares de paridad del poder adquisitivo (PPA), y la inseguridad alimentaria. Así, por ejemplo, Haití, con el PIB per cápita más bajo de todos, es el país con mayor inseguridad alimentaria.

Cuadro 1
América Latina y el Caribe (11 países): indicadores clave, 2014-2023
(En dólares de paridad de poder adquisitivo, porcentajes y miles de personas)

País	Año inicial	Año final	Producto interno bruto per cápita (En dólares de paridad de poder adquisitivo)		Inseguridad alimentaria en los años con datos (En porcentajes)		Población total ^a (En millones de personas)	
			2014	2023	Total	Grave	2014	2023
Argentina	2014	2023	12 597	11 989	33,7	18,3	43,02	45,5
Brasil	2014	2022	9 829	9 667	26,8	9,5	200,1	211,1
Chile	2020	2022	15 271	16 214	18,1	7,8	17,9	19,7
Costa Rica	2014	2019	11 165	13 931	24,4	9,9	4,8	5,1
El Salvador	2014	2023	3 811	4 593	53,1	27,1	6,2	6,3
Guatemala	2014	2023	4 096	4 825	58,5	36,9	15,7	18,1
Haití	2021	2022	1 388	1 208	91,0	48,8	10,4	11,7
Honduras	2014	2020	2 244	2 575	33,9	15,6	9,1	10,6
México	2014	2023	9 742	10 130	47,0	26,5	119,8	129,7
Perú	2014	2023	6 408	6 831	48,8	25,3	30,1	33,9
Uruguay	2014	2021	18 554	19 830	23,5	11,3	3,4	3,4
Total	2014	2023	8 890	8 850	42,3	22,0	460,5	495,1

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, escala de experiencia de inseguridad alimentaria y Comisión Económica para América Latina y el Caribe. CEPALSTAT. <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/dashboard.html>.

Nota: El valor de la inseguridad alimentaria total (moderada y grave) y de la grave corresponden al período completo de 2014 a 2021.

^a Estimada al 31 de julio del año correspondiente.

Este cuadro también muestra que los países seleccionados representaban en 2023 más del 75% de la población total en la región. Esa participación se mantuvo prácticamente sin cambios en el período que cubren los microdatos de la FIES.

El cuadro 2 muestra la evolución reciente de la prevalencia de la inseguridad alimentaria en los 11 países analizados, según los grados de inseguridad alimentaria (moderada y grave, y grave)⁷, y el nivel de desarrollo humano. Se comparan trienios para evitar fluctuaciones coyunturales del indicador, salvo en el caso de 2020, por tratarse de un año especial debido a la pandemia de COVID-19⁸.

Se aprecia que los niveles de desarrollo de los países se manifiestan en diferencias ostensibles en materia de inseguridad alimentaria, y que las diferencias son aún mayores en el grado de inseguridad alimentaria grave. Este resultado apunta a una primera conclusión importante que habrá que corroborar en el análisis multivariado, es decir, que los países

⁷ Con el fin de no recargar de información el cuadro, se excluye el dato de la inseguridad alimentaria leve.

⁸ En su estudio sobre México, Gaitán-Rossi et al. (2021) encuentran efectos significativos de la pandemia en los hogares.

con desarrollo humano más alto prevén los episodios de inseguridad alimentaria grave, y es probable que esa anticipación actúe como prevención de la inseguridad alimentaria grave. Dicho de otra manera, los hogares de los países con desarrollo humano alto y medio no solo contarían con redes de contención de episodios de inseguridad alimentaria grave, sino que podrían estar generando formas de evitarlos, por ejemplo, a través de las políticas públicas⁹.

Cuadro 2

América Latina y el Caribe (11 países)^a: prevalencia de la inseguridad alimentaria según grados de inseguridad alimentaria y nivel de desarrollo humano, 2014-2023

(En porcentajes)

Trienio/ año	Inseguridad alimentaria moderada y grave				Inseguridad alimentaria grave			
	Índice de desarrollo humano alto	Índice de desarrollo humano medio	Índice de desarrollo humano bajo	Todos los países	Índice de desarrollo humano alto	Índice de desarrollo humano medio	Índice de desarrollo humano bajo	Todos los países
2014-2016	21,1	28,1	46,2	32,4	6,0	8,2	16,0	10,3
2017-2019	29,8	31,4	47,1	36,3	9,1	9,1	17,8	12,1
2020	29,4	32,8	54,2	45,6	9,3	9,3	15,9	13,5
2021-2023	27,9	43,5	58,2	45,4	9,4	15,7	24,4	17,7
Promedio	26,5	32,3	51,1	38,4	8,2	9,9	18,4	12,9

Fuente: Elaboración propia con microdatos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura; Encuesta Mundial de Gallup y escala de experiencia de inseguridad alimentaria, ediciones 2014 a 2023.

^a Los países incluidos son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay.

Al analizar la evolución temporal de este indicador, se obtiene otra conclusión importante: en los países de desarrollo humano bajo y medio, la prevalencia de los dos grados de inseguridad alimentaria fue más alta en el trienio posterior a la pandemia que durante la pandemia. Este resultado apunta a que, en estos países, las políticas públicas implementadas durante la pandemia lograron contener el impacto inmediato de la crisis sanitaria sobre la seguridad alimentaria. No obstante, la finalización de estas medidas de apoyo parece haber generado un aumento significativo de la inseguridad alimentaria en los años subsiguientes.

Para cerrar esta sección, cabe mencionar que en el cuadro A1.1 del anexo pueden consultarse las medidas estadísticas descriptivas de las variables independientes utilizadas en el modelo logit multinomial que se describe en el próximo apartado. La muestra utilizada para las estimaciones se encuentra equilibrada en términos de participación de los distintos países, que se han agrupado según su nivel de desarrollo humano. No ocurre lo mismo en lo que respecta a la representatividad de los países a lo largo del tiempo. Como se puede comprobar en los datos del cuadro A1.1, la muestra se reduce a partir de 2020. Esto ocurre porque no en todos los países se hicieron encuestas en los años que abarca el período analizado.

⁹ Entre estas “redes” se encuentran las que se estructuran en torno al llamado capital social (Martin et al., 2004).

2. Análisis multivariado

Los resultados del modelo logit multinomial (véase el cuadro A1.2 del anexo) muestran una marcada asociación entre las características sociodemográficas y económicas de los hogares y la probabilidad de experimentar distintos niveles de inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe. El modelo presenta un ajuste adecuado (pseudó $R^2 = 0,097$) y la prueba de Wald indica que los predictores incluidos son relevantes de forma conjunta.

Teniendo como parámetro el grupo de países clasificados como de desarrollo humano alto, residir en un país con desarrollo medio incrementa la probabilidad de inseguridad alimentaria leve en 2,4 puntos porcentuales; la moderada, en 2,3 puntos porcentuales, y la grave, en 6,9 puntos porcentuales. Estas diferencias se acentúan en los países de bajo desarrollo humano, donde la probabilidad de inseguridad alimentaria grave es 23,4 puntos porcentuales mayor que en los países más desarrollados. El grado creciente de estos efectos refuerza la idea de que el desarrollo estructural de los países condiciona en mayor medida los niveles más extremos de privación alimentaria.

En los hogares donde la persona entrevistada es mujer, la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria moderada es 1,9 puntos porcentuales mayor que en aquellos donde es hombre. En el caso de la inseguridad leve, el efecto es menor (1,3 puntos porcentuales), y en el de la grave deja de ser significativo, lo que indica que las mujeres tienden a declarar antes los signos de inseguridad alimentaria, aunque las diferencias por sexo se diluyen en los escenarios de mayor gravedad.

La edad de la persona encuestada revela un patrón sistemático: las probabilidades de experimentar inseguridad alimentaria, en particular la grave, alcanzan su valor máximo entre los 35 y 54 años (con un aumento de 6,4 puntos porcentuales en inseguridad alimentaria grave respecto del grupo base), y se atenúan en las edades más avanzadas. A partir de los 55 años, los efectos se reducen y, en las personas de 60 años y más, no son significativos estadísticamente el caso de la inseguridad alimentaria grave.

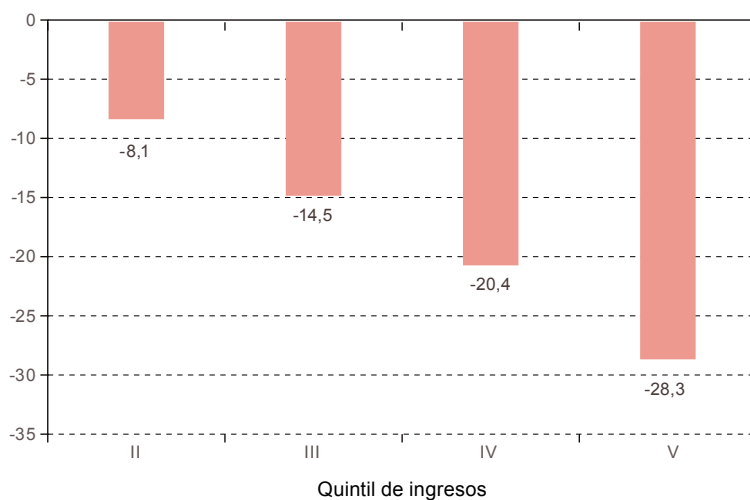
El nivel educativo opera como amortiguador frente a la inseguridad alimentaria grave, ya que haber alcanzado el nivel secundario, en comparación con no superar el nivel básico, reduce la probabilidad de inseguridad alimentaria grave en 6,7 puntos porcentuales, mientras que contar con estudios superiores la disminuye en 11,4 puntos porcentuales. En los niveles leve y moderado, los efectos son menores y, en algunos casos, incluso positivos o no significativos, lo que indica que la educación protege sobre todo ante situaciones extremas de inseguridad alimentaria, pero no tanto frente a sus manifestaciones más leves.

La relación entre ingresos e inseguridad alimentaria se manifiesta con nitidez creciente a lo largo de la escala. En comparación con los hogares del quintil más bajo, los ubicados en los quintiles segundo y tercero presentan una reducción de 8,1 puntos porcentuales y 14,5 puntos porcentuales en la probabilidad de inseguridad alimentaria grave, respectivamente. En los quintiles cuarto y quinto, esta reducción se amplía a 20,4 puntos porcentuales y 28,3 puntos porcentuales, respectivamente. Es decir, se

observa un descenso claro y continuo en la probabilidad de inseguridad alimentaria grave conforme mejora la posición relativa del hogar en la distribución del ingreso. En el caso de la inseguridad alimentaria leve, en cambio, se registra un patrón más irregular, con algunos efectos positivos en los quintiles medios.

El gráfico 1 se ha elaborado teniendo en cuenta los efectos marginales comentados en el párrafo anterior, que se presentan en el anexo (véase el cuadro A1.3). Allí puede verse claramente el efecto creciente de los ingresos sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria grave.

Gráfico 1
América Latina y el Caribe (11 países)^a: cambio en la probabilidad de inseguridad alimentaria grave según quintil de ingresos, 2014-2023
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia con microdatos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura; Encuesta Mundial de Gallup y escala de experiencia de inseguridad alimentaria, ediciones 2014 a 2023.

Nota: El quintil V corresponde al 20% más rico.

^a Los países incluidos son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay.

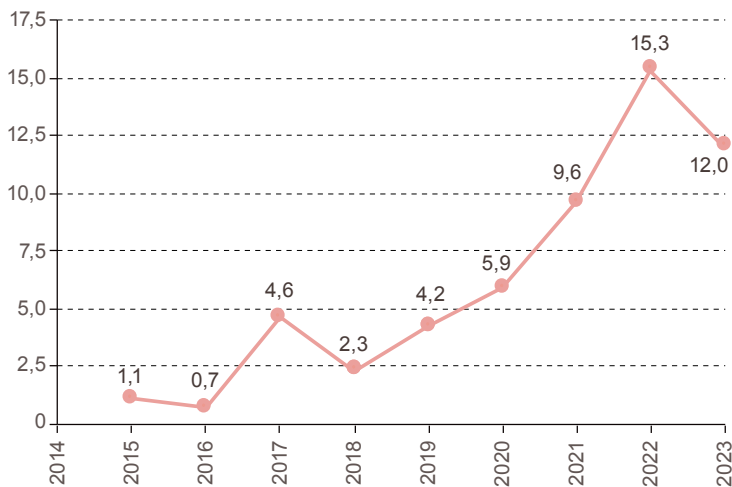
En relación con los hogares unipersonales (categoría base), los hogares de otro tipo presentan una probabilidad 10,8 puntos porcentuales menor de experimentar inseguridad alimentaria grave. Los hogares nucleares con hijos y los monoparentales paternos también muestran un riesgo menor en esta categoría (9,8 puntos porcentuales y 4,9 puntos porcentuales menos, respectivamente), aunque el efecto es más marcado en los hogares de estructura compleja. Estos hallazgos revelan que la composición del hogar en los hogares más extensos aporta capacidad de amortiguación ante los choques alimentarios.

Si bien no es posible constatarlo con los datos disponibles, es probable que los hogares con más de un miembro prevengan los episodios de inseguridad alimentaria con la salida al mercado laboral de la población tradicionalmente inactiva, como niñas, niños y jóvenes o personas mayores.

Cada niña o niño adicional en el hogar se asocia con un aumento de 1,8 puntos porcentuales de la probabilidad de inseguridad alimentaria grave. El efecto es más tenue en los niveles leve y moderado (incluso negativo en el primero), lo que indica que el número de dependientes no supone necesariamente formas incipientes de inseguridad alimentaria, aunque sí representa un factor de riesgo crítico ante sus formas extremas.

Se observa un deterioro significativo en la seguridad alimentaria a partir de 2020. Ese año, la probabilidad de inseguridad grave se incrementó en 5,9 puntos porcentuales respecto al nivel alcanzado en 2014. El deterioro se profundiza en 2021 (incremento de 9,6 puntos porcentuales) y alcanza su punto máximo en 2022, con un aumento de 15,3 puntos porcentuales respecto al año base. En 2023 se registra una leve mejora (12 puntos porcentuales por encima de 2014), aunque los niveles siguen siendo elevados en comparación con el período prepandémico (véase el gráfico 2).

Gráfico 2
**América Latina y el Caribe (11 países)^a: efecto marginal de la probabilidad
 de inseguridad alimentaria grave, 2015-2023**
 (En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia con microdatos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura; Encuesta Mundial de Gallup y escala de experiencia de inseguridad alimentaria, ediciones 2014 a 2023.

^a Los países incluidos son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay.

D. Discusión

Los resultados obtenidos permiten confirmar que la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe no es un fenómeno homogéneo, y que sus determinantes adquieren un peso diferencial según su gravedad. La estructura del modelo logit multinomial permitió observar cómo ciertas variables inciden de forma significativa en los niveles leves y moderados, mientras que otras tienen un efecto más marcado en la inseguridad alimentaria grave. Esta diferenciación es fundamental para la formulación de políticas públicas más precisas y eficaces.

Uno de los hallazgos más robustos del estudio es la fuerte variación según el nivel de desarrollo humano del país. En los países de desarrollo bajo, la probabilidad de inseguridad grave es 23,4 puntos porcentuales más alta que en los países de alto desarrollo. Este efecto estructural supera ampliamente el de otras variables, lo que confirma que la inseguridad alimentaria extrema es también una expresión de desigualdades nacionales persistentes. El hecho de que el efecto se intensifique conforme aumenta la gravedad de la inseguridad alimentaria refuerza la necesidad de políticas estructurales en los países con menor desarrollo.

En hogares donde la persona encuestada es mujer, la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria moderada es 1,9 puntos porcentuales más alta. Sin embargo, en el caso de la inseguridad alimentaria grave, el efecto no es estadísticamente significativo. Esta asimetría podría interpretarse como una mayor sensibilidad o percepción precoz del problema por parte de las mujeres. Desde la perspectiva de las políticas, este hallazgo refuerza el valor de incorporar un enfoque de género en los sistemas de alerta y seguimiento, y de prestar especial atención a los informes de inseguridad leve y moderada de las mujeres como posibles señales de alerta temprana.

La edad revela un patrón en el que se combinan vulnerabilidad y resiliencia relativa. Los efectos sobre la inseguridad grave son máximos en el grupo de 45 a 54 años, y se atenúan significativamente en las personas mayores. A diferencia de otros contextos, como los países del Norte Global, donde la vejez suele asociarse con mayores privaciones, en América Latina y el Caribe los resultados podrían reflejar el efecto de las pensiones o transferencias públicas que otorgan una estabilidad relativa a los hogares de personas mayores. No obstante, la protección que brinda la edad se manifiesta principalmente frente a la inseguridad alimentaria grave; en los niveles leves y moderados, su incidencia es menos clara.

El nivel educativo actúa como un escudo importante contra la inseguridad alimentaria grave. Contar con educación secundaria reduce esta probabilidad en 6,7 puntos porcentuales, y con educación superior, en 11,4 puntos porcentuales. Estos efectos muestran que la educación contribuye a la resiliencia estructural de los hogares frente a crisis alimentarias graves. Sin embargo, el papel de la educación es mucho más débil en los niveles leves y moderados, lo que indica un efecto más a largo plazo que una protección frente a fluctuaciones coyunturales.

La escala de ingreso muestra un patrón nítido y progresivo: la probabilidad de inseguridad alimentaria grave se reduce desde 8,1 puntos porcentuales en el segundo quintil hasta 28,3 puntos porcentuales en el quintil de ingresos más altos, en comparación con los hogares más pobres. Estos resultados refuerzan la idea de que el ingreso actúa como principal amortiguador frente a las formas más extremas de privación. En cambio, en el caso de la inseguridad leve, los efectos no son equiparables ya que algunos quintiles intermedios muestran incluso incrementos leves, posiblemente por una mayor sensibilidad a la pérdida de calidad en la dieta o por una percepción más aguda de deterioro.

Este estudio muestra que la configuración familiar influye de forma apreciable en la probabilidad de inseguridad grave. Los hogares clasificados como “otro tipo”, que pueden incluir estructuras extendidas o compuestas, y los hogares nucleares y monoparentales paternos y maternos, presentan un inseguridad alimentaria menor que la del hogar de base: el unipersonal. Estos resultados apuntan a que las estructuras familiares complejas o con alta carga de cuidados podrían estar implementando estrategias de vida que conlleven el envío de niñas, niños, jóvenes y personas mayores a la fuerza laboral para evitar episodios de inseguridad alimentaria. Así, las condiciones de vida de esos hogares se beneficiarían de políticas específicas, como transferencias focalizadas o apoyos complementarios en redes de cuidado que permitan prevenir y evitar el trabajo de niñas, niños, jóvenes y personas mayores.

Cada niña o niño adicional incrementa en 1,8 puntos porcentuales la probabilidad de inseguridad alimentaria grave. El efecto es leve o nulo en los otros niveles, lo que indica que los hogares con mayor número de dependientes están más expuestos a las transiciones abruptas hacia la privación extrema, sin etapas intermedias de ajuste. Este dato concuerda con los estudios que muestran una asociación entre tamaño del hogar y pobreza estructural, y subraya la necesidad de diseñar políticas universales o focalizadas que contemplen el número de niñas, niños y adolescentes en el hogar.

A partir de 2020, se observa un salto marcado en los niveles de inseguridad grave, que aumentan 5,9 puntos porcentuales ese año y continúan en ascenso hasta alcanzar su punto más alto en 2022 (15,3 puntos porcentuales por encima de 2014). Esta dinámica muestra que el impacto de la pandemia, más allá del choque inicial, generó una vulnerabilidad persistente en los hogares. La leve mejora registrada en 2023 (12 puntos porcentuales) no llega a compensar el deterioro acumulado. Los datos respaldan la necesidad de políticas más sostenidas en el tiempo, que no se limiten a respuestas de emergencia. En este sentido, en Benites-Zapata et al. (2021) se mencionaron resultados similares, y se encontró una prevalencia de la inseguridad alimentaria del 75,7% en la región en los primeros meses de la pandemia (abril y mayo de 2020), a partir de los datos recogidos en la encuesta desarrollada por Facebook y la Universidad de Maryland sobre la pandemia de COVID-19. Este estudio, si bien está basado en una metodología distinta a la de la FIES, refuerza la hipótesis de que el choque de la pandemia generó niveles de privación alimentaria generalizados desde sus etapas iniciales, especialmente en los países con baja capacidad de respuesta institucional.

E. Conclusiones

Los resultados del análisis empírico confirman que la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe es un fenómeno heterogéneo, determinado por una combinación de factores estructurales y demográficos, y cuyos efectos se manifiestan de manera diferenciada según el nivel de gravedad del problema¹⁰. Este estudio, centrado en 11 países de la región y basado en microdatos comparables correspondientes al período de 2014 a 2023, aporta información robusta sobre la importancia de considerar la dimensión del desarrollo humano, las características del hogar y las condiciones socioeconómicas para entender y abordar la inseguridad alimentaria.

En primer lugar, el nivel de desarrollo humano del país constituye un factor clave. La probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria grave es 23,4 puntos porcentuales mayor en los países de bajo desarrollo humano que en los de alto desarrollo, incluso una vez que se consideran los efectos de otras variables. Este hallazgo muestra que el hambre extrema no puede interpretarse exclusivamente como un problema individual o de ingresos, sino que es también una manifestación de desigualdades estructurales más profundas, arraigadas en contextos nacionales de menor capacidad institucional y menor acceso a derechos.

En segundo lugar, las características del hogar desempeñan un papel importante y diferenciado según el nivel de inseguridad. El sexo de la persona entrevistada, por ejemplo, tiene un impacto más visible en la inseguridad leve y moderada, pero pierde significación en la grave. Este patrón revela que las mujeres tienden a comunicar antes las situaciones de privación alimentaria, lo que abre la posibilidad de utilizarlas como agentes sensibles para la detección temprana. En el caso de la edad, se observa que la mayor vulnerabilidad se concentra en la etapa media del ciclo de vida (de 35 a 54 años), mientras que los hogares encabezados por personas mayores exhiben menores niveles de riesgo, posiblemente debido a cierta protección social asociada a la edad.

En tercer lugar, los resultados muestran que el nivel educativo y el ingreso operan como amortiguadores efectivos frente a la inseguridad alimentaria grave. El haber alcanzado un nivel de educación secundario o superior reduce de forma significativa la probabilidad de sufrir privación alimentaria extrema, aunque su efecto es menos claro en los niveles leves. Del mismo modo, el ingreso presenta una variación clara: en los hogares ubicados en los quintiles más altos se reduce sustancialmente la probabilidad de inseguridad alimentaria grave con respecto a los más pobres, lo que reafirma el papel central de las transferencias monetarias o de las políticas de mejora del ingreso en los sectores más vulnerables.

Asimismo, la estructura del hogar y la presencia de niñas y niños tienen efectos importantes en la probabilidad de inseguridad grave. Los hogares con estructuras más complejas (otros tipos), así como los hogares nucleares con hijas o hijos, o los monoparentales, enfrentan un mayor riesgo de caer en niveles extremos de privación alimentaria. A su vez,

¹⁰ Esto ya se había advertido en otros estudios; por ejemplo, en Hernández-Vásquez et al. (2022) y Huffman y Nájera (2023).

cada niña o niño adicional incrementa de forma significativa esa probabilidad. Este patrón indica que las estrategias de intervención han de considerar no solo la falta de ingresos, sino también las cargas de cuidado y la composición familiar.

Por último, la evolución a lo largo del tiempo revela un claro deterioro a partir de 2020, que alcanza un punto álgido en 2022 y que no llega a revertirse completamente en 2023. Este resultado indica que los efectos de la pandemia fueron persistentes y que muchas familias no lograron a 2023 recuperar los niveles de seguridad alimentaria previos, lo que refuerza la necesidad de aplicar políticas sostenidas en el tiempo, más allá del marco de una emergencia.

En conjunto, estos hallazgos indican que una estrategia efectiva para reducir la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe debe ser multidimensional y diferenciada, y contemplar el nivel de gravedad del problema, el contexto estructural del país y las características específicas de los hogares. En el ámbito de la política pública, los resultados refuerzan la importancia de combinar intervenciones universales con medidas focalizadas que reconozcan la vulnerabilidad diferencial según género, etapa del ciclo de vida, presencia de niñas, niños y adolescentes, estructura familiar y nivel de desarrollo nacional.

Bibliografía

- Aceves-Martins, M., Cruickshank, M., Fraser, C. y Brazzelli, M. (2018). Child food insecurity in the UK: a rapid review. *Public Health Research*, 6(13).
- Ballard, T. J., Kepple, A. W. y Cafiero, C. (2013). *The Food Insecurity Experience Scale: Development of a Global Standard for Monitoring Hunger Worldwide* (FAO technical paper). Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.
- Behrman, J. (1993). The economic rationale for investing in nutrition in developing countries. *World Development*, 21(11), 1749–1771.
- Benites-Zapata, V., Urrunaga-Pastor, D., Solorzano-Vargas, M., Herrera-Añazco, P., Uyen-Cateriano, A., Bendezu-Quispe, G. y Hernandez, A. (2021). Prevalence and factors associated with food insecurity in Latin America and the Caribbean during the first wave of the COVID-19 pandemic. *Heliyon*, 7(10).
- Bliss, C. y Stern, N. (1978). Productivity, wages and nutrition. Part I: The theory. *Journal of Development Economics*, 5, 331–362.
- Brant, R. (1990). Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, 46(4), 1171–1178.
- Broussard, N. (2019). What explains gender differences in food insecurity. *Food Policy*, 83, 180–194.
- Cafiero, C. (2016). *Methods for estimating comparable prevalence rates of food insecurity experienced by adults throughout the world*. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. <http://www.fao.org/3/c-i4830e.pdf>
- Cafiero, C., Viviani, S. y Nord, M. (2018). Food security measurement in a global context: the food insecurity experience scale. *Measurement*, 116, 146–152.
- Clapp, J., Moseley, W. G., Burlingame, B. y Termine, P. (2022). The case for a six-dimensional food security framework. *Food Policy*, 106, 102164.

- Coates, J., Frongillo, E. A., Rogers, B. L., Webb, P., Wilde, P. E. y Houser, R. (2006). Commonalities in the experience of household food insecurity across cultures: what are measures missing? *The Journal of Nutrition*, 136(5), 1438S–1448S.
- Coleman-Jensen, A., Rabbitt, M. P., Gregory, C. A. y Singh, A. (2022). Household food security in the United States. *Economic Research Report*, 155.
- Dasgupta, P. y Ray, D. (1986). Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory. *The Economic Journal*, 96(384), 1011–1034.
- Davis, O. y Geiger, B. B. (2017). Did food insecurity rise across Europe after the 2008 crisis? An analysis across welfare regimes. *Social Policy and Society*, 16(3), 343–360.
- Del Carmen González-Catalán, M. y Rodríguez-Orozco, A. R. (2022). Seguridad alimentaria: pilares y formas de medición. *Ibn Sina*, 13(2), 1–12.
- Dowler, E. y O'Connor, D. (2012). Rights-based approaches to addressing food poverty and food insecurity in Ireland and UK. *Social Science and Medicine*, 74(1), 44–51.
- Dudek, H. y Myszkowska-Ryciak, J. (2020). The prevalence and socio-demographic correlates of food insecurity in Poland. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17, 6221.
- Feleke, S., Kilmer, R. y Gladwin, C. (2005). Determinants of food security in Southern Ethiopia at the household level. *Agricultural Economics*, 33, 351–363.
- Gaitán-Rossi, P., Vilar-Compte, M., Teruel, G. y Pérez-Escamilla, R. (2021). Food insecurity measurement and prevalence estimates during the COVID-19 pandemic in a repeated cross-sectional survey in Mexico. *Public Health Nutrition*, 24, 412–421.
- Gani, A. y Chand Prasad, B. (2007). Food security and human development. *International Journal of Social Economics*, 34(5), 310–319.
- Grimaccia, E. y Naccarato, A. (2022). Food insecurity in Europe: a gender perspective. *Social Indicators Research*, 161(2), 649–667.
- Hernández-Vásquez, A., Visconti-Lopez, F. y Vargas-Fernández, R. (2022). Factors associated with food insecurity in Latin America and the Caribbean countries: a cross-sectional analysis of 13 countries. *Nutrients*, 14(15), 3190.
- Huffman, C. y Nájera, H. (2023). On distinguishing food insecurity levels with the Latin American and Caribbean Food Security Scale. *Quality and Quantity*, 57(1), 77–96.
- Jones, A. (2017). Food insecurity and mental health status: a global analysis of 149 countries. *American Journal of Preventive Medicine*, 53, 264–273.
- Jonsson, B. (1998). The economic impact of diabetes. *Diabetes Care*, 21(Supplement_3), C7–C10.
- Laraia, B. (2013). Food insecurity and chronic disease. *Advances in Nutrition*, 4(2), 203–212.
- Leibenstein, H. (1957). *Economic Backwardness and Economic Growth*. Wiley.
- Lipton, M. (1983). Poverty, under-nutrition and hunger. *World Bank Staff Working Paper*, 597. Banco Mundial.
- Loopstra, R., Reeves, A., Barr, B., Taylor-Robinson, D., McKee, M. y Stuckler, D. (2016). The impact of economic downturns and budget cuts on homelessness claim rates across 323 local authorities in England, 2004–12. *Journal of Public Health*, 38(3), 417–425.
- Magaña-Lemus, D., Ishdorj, A., Rosson, C. P. y Lara-Álvarez, J. (2016). Determinants of household food insecurity in Mexico. *Agricultural and Food Economics*, 4, 1–20.
- Martin-Fernandez, J., Caillavet, F., Lhuissier, A. y Chauvin, P. (2014). Food insecurity, a determinant of obesity? An analysis from a population-based survey in the Paris metropolitan area, 2010. *Obesity Facts*, 7(2), 120–129.

- Martin, K., Rogers, B., Cook, J. y Joseph, H. M. (2004). Social capital is associated with decreased risk of hunger. *Social Science and Medicine*, 58(12), 2645–2654.
- Martínez, R., Palma, A., Atalah, E. y Pinheiro, A. (2009). Food and nutrition insecurity in Latin America and the Caribbean. *Documentos de Proyectos* (3723), Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Nelson, K., Cunningham, W., Andersen, R., et al. (2001). Is food insufficiency associated with health status and health care utilization among adults with diabetes? *Journal of General Internal Medicine*, 16, 404–411.
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola, Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, Programa Mundial de Alimentos y Organización Mundial de la Salud. (2020). *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2020. Transformación de los sistemas alimentarios para que promuevan dietas asequibles y saludables*.
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola, Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, Programa Mundial de Alimentos y Organización Mundial de la Salud. (2024). *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2024. Financiación para acabar con el hambre, la inseguridad alimentaria y la malnutrición en todas sus formas*.
- Paz, J. (2022). Factores asociados a la pobreza alimentaria en Argentina. *Desarrollo Económico*, 62(237), 108–136.
- Pinto, A. (1970). Naturaleza e implicaciones de la heterogeneidad estructural de la América Latina. *El Trimestre Económico*, 37(145(1)), 83–100.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2024). *Informe sobre Desarrollo Humano 2023/2024. Salir del estancamiento*.
- Sen, A. (1981). *Poverty and Famines: an Essay on Entitlement and Deprivation*. Clarendon Press.
- Smith, M. D., Kassa, W. y Wesselbaum, D. (2024). Food insecurity erodes trust. *Global Food Security*, 40, 100742.
- Smith, M. D., Kassa, W. y Winters, P. (2017). Assessing food insecurity in Latin America and the Caribbean using FAO's food insecurity experience scale. *Food Policy*, 71, 48–61.
- Smith, M., Rabbitt, M. y Coleman-Jensen, A. (2017). Who are the world's food insecure? New evidence from the Food and Agriculture Organization's food insecurity experience scale. *World Development*, 93, 402–412.
- Stiglitz, J. (1976). The efficiency wage hypothesis, surplus labour, and the distribution of income in L.D.C.s. *Oxford Economic Papers*, 28(2), 185–207.
- Strauss, J. (1986). Does better nutrition raise farm productivity? *Journal of Political Economy*, 94(2), 297–320.
- Taylor, A. y Loopstra, R. (2016). *Too Poor to Eat: Food insecurity in the UK*. The Food Foundation.
- Urquía-Fernández, N. (2014). La seguridad alimentaria en México. *Salud Pública de México*, 56, s92–s98.

Anexo A1

Cuadro A1.1
Medidas estadísticas descriptivas de las variables independientes

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Grupo por nivel de desarrollo humano				
Alto (referencia)				
Medio	0,308	0,462	0	1
Bajo	0,353	0,478	0	1
Sexo				
Mujer	0,553	0,497	0	1
Hombre (referencia)				
Grupo de edad				
Menos de 25 (referencia)				
De 25 a 34 años	0,251	0,434	0	1
De 35 a 44 años	0,200	0,400	0	1
De 45 a 54 años	0,135	0,342	0	1
De 55 a 64 años	0,088	0,283	0	1
Más de 60 años	0,095	0,293	0	1
Grupo por nivel educativo				
Elemental o menos (referencia)	0,423	0,494	0	1
Medio	0,473	0,499	0	1
Superior	0,104	0,305	0	1
Quintiles de ingreso				
I (referencia)	0,223	0,416	0	1
II	0,215	0,411	0	1
III	0,199	0,399	0	1
IV	0,193	0,395	0	1
V	0,170	0,376	0	1
Tipo de hogar				
Unipersonal (referencia)				
Nuclear sin hijas o hijos	0,099	0,299	0	1
Nuclear con hijas o hijos	0,260	0,439	0	1
Monoparental paterno	0,018	0,133	0	1
Monoparental materno	0,060	0,237	0	1
Resto de hogares	0,505	0,500	0	1
Número de niñas y niños	1,522	1,488	0	13
Año de la encuesta				
2014 (referencia)				
2015	0,114	0,318	0	1
2016	0,117	0,321	0	1
2017	0,119	0,324	0	1
2018	0,106	0,308	0	1
2019	0,145	0,352	0	1
2020	0,060	0,238	0	1
2021	0,085	0,279	0	1
2022	0,088	0,284	0	1
2023	0,053	0,224	0	1

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los grupos por nivel de desarrollo humano están compuestos por los siguientes países: Argentina, Chile, Costa Rica y Uruguay (alto); Brasil, México y Perú (medio), y El Salvador, Haití, Honduras y Guatemala (bajo).

Cuadro A1.2
Parámetros de la ecuación multinomial logit

Variable/categorías	Leve	Moderada	Grave
Nivel de desarrollo humano			
Medio	0,436*** (0,036)	0,486*** (0,041)	0,630*** (0,034)
Bajo	0,924*** (0,039)	0,914*** (0,045)	1,696*** (0,035)
Sexo			
Mujer	0,188*** (0,031)	0,268*** (0,035)	0,137*** (0,028)
Grupo de edad			
De 25 a 34 años	0,437*** (0,045)	0,465*** (0,053)	0,444*** (0,042)
De 35 a 44 años	0,405*** (0,047)	0,560*** (0,054)	0,585*** (0,043)
De 45 a 54 años	0,445*** (0,050)	0,524*** (0,057)	0,619*** (0,046)
De 55 a 64 años	0,241*** (0,055)	0,384*** (0,064)	0,361*** (0,050)
60 años o más	0,118** (0,056)	0,096 (0,070)	0,052 (0,052)
Nivel educativo			
Medio	-0,150*** (0,035)	-0,226*** (0,039)	-0,456*** (0,032)
Superior	-0,431*** (0,056)	-0,663*** (0,069)	-0,901*** (0,052)
Quintil de ingresos familiares			
II	-0,114** (0,050)	-0,229*** (0,052)	-0,470*** (0,042)
III	-0,307*** (0,049)	-0,606*** (0,052)	-0,939*** (0,042)
IV	-0,639*** (0,050)	-0,884*** (0,054)	-1,422*** (0,043)
V	-1,059*** (0,053)	-1,513*** (0,062)	-2,193*** (0,049)
Tipo de hogar			
Nuclear sin hijas o hijos	-0,029 (0,053)	-0,257*** (0,063)	-0,492*** (0,049)
Nuclear con hijas o hijos	-0,006 (0,060)	-0,057 (0,069)	-0,542*** (0,054)
Monoparentales paternos	0,054 (0,134)	-0,342** (0,161)	-0,314*** (0,112)
Monoparentales maternos	-0,009 (0,083)	0,023 (0,089)	-0,316*** (0,074)
Otro tipo	-0,128** (0,053)	-0,281*** (0,061)	-0,683*** (0,048)

Variable/categorías	Leve	Moderada	Grave
Nivel de desarrollo humano			
Número de niñas y niños	0,035** (0,016)	0,072*** (0,017)	0,129*** (0,013)
Año de la encuesta			
2015	0,114** (0,056)	0,181*** (0,067)	0,128** (0,051)
2016	0,238*** (0,055)	0,251*** (0,066)	0,153*** (0,052)
2017	0,149*** (0,057)	0,345*** (0,066)	0,380*** (0,052)
2018	0,197*** (0,058)	0,317*** (0,070)	0,249*** (0,055)
2019	0,250*** (0,053)	0,393*** (0,064)	0,394*** (0,049)
2020	0,196** (0,080)	0,484*** (0,092)	0,495*** (0,075)
2021	0,296*** (0,069)	0,527*** (0,077)	0,729*** (0,059)
2022	0,113 (0,072)	0,536*** (0,080)	0,979*** (0,058)
2023	0,328*** (0,081)	0,622*** (0,092)	0,882*** (0,071)
Ordenada	-1,491*** (0,083)	-1,705*** (0,099)	-0,501*** (0,075)
Prueba de χ^2 de Wald (87)			8 092,6
Pseudo R^2			0,097
Número de casos			69 937

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Error estándar robusto entre paréntesis: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Cuadro A1.3
**Efectos marginales de los cambios en las variables independientes
sobre la dependiente, 2015-2023**

Salida: efectos marginales - regresiones básicas						
Variable	Inseguridad alimentaria leve		Inseguridad alimentaria moderada		Inseguridad alimentaria grave	
	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar
Nivel de desarrollo humano						
Medio	0,024	0,004	0,023	0,004	0,069	0,005
Bajo	0,024	0,004	0,011	0,004	0,234	0,006
Sexo						
Mujer	0,013	0,004	0,019	0,003	0,006	0,004
Grupos de edad						
De 25 a 34 años	0,028	0,005	0,023	0,005	0,041	0,007
De 35 a 44 años	0,015	0,005	0,028	0,005	0,064	0,007
De 45 a 54 años	0,019	0,006	0,022	0,005	0,070	0,007
De 55 a 64 años	0,008	0,006	0,021	0,006	0,038	0,008
60 años o más	0,011	0,006	0,005	0,006	0,001	0,008
Nivel educativo						
Secundario	0,006	0,004	-0,003	0,004	-0,067	0,005
Superior	-0,005	0,007	-0,026	0,006	-0,114	0,008
Quintil de ingresos familiares						
II	0,017	0,006	0,000	0,005	-0,081	0,007
III	0,022	0,006	-0,018	0,005	-0,145	0,007
IV	0,003	0,006	-0,025	0,005	-0,204	0,007
V	-0,018	0,006	-0,057	0,005	-0,283	0,007
Tipo de hogar						
Nuclear sin hijos o hijas	0,024	0,006	-0,004	0,006	-0,081	0,009
Nuclear con hijos o hijas	0,025	0,006	0,017	0,006	-0,098	0,009
Monoparental paterno	0,027	0,016	-0,019	0,013	-0,049	0,020
Monoparental materno	0,013	0,009	0,017	0,008	-0,061	0,012
Resto	0,020	0,006	0,002	0,006	-0,108	0,008
Número de niños y niñas	-0,003	0,002	0,002	0,002	0,018	0,002
Año de la encuesta						
2015	0,006	0,007	0,011	0,006	0,011	0,008
2016	0,020	0,007	0,015	0,006	0,007	0,008
2017	-0,003	0,007	0,018	0,006	0,046	0,008
2018	0,009	0,007	0,019	0,006	0,023	0,008
2019	0,008	0,006	0,021	0,006	0,042	0,008
2020	-0,005	0,010	0,027	0,009	0,059	0,013
2021	-0,004	0,008	0,020	0,007	0,096	0,010
2022	-0,036	0,007	0,012	0,007	0,153	0,010
2023	-0,010	0,009	0,023	0,009	0,120	0,012

Fuente: Elaboración propia.

Vulnerabilidad a la pobreza y movilidad residencial: desigualdades socioeconómicas y estructuras familiares en la Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil)

Ednelson Mariano Dota¹

Cimar Alejandro Prieto Aparicio²

Igor Martins Medeiros Robaina³

Recibido: 22/11/2024

Aceptado: 07/07/2025

Resumen

En este artículo, se examina la relación entre la vulnerabilidad a la pobreza y la movilidad residencial de las familias en zonas de expansión urbana, comparando los patrones y motivos de desplazamiento entre dos grupos poblacionales: uno de alta vulnerabilidad y otro de menor vulnerabilidad. El análisis destaca las diferencias en los tipos de hogares, las condiciones socioeconómicas y la frecuencia de los desplazamientos. El estudio se basa en una encuesta de hogares realizada en la Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil) en 2022, que recopiló datos retrospectivos sobre las trayectorias de movilidad residencial. Los resultados muestran que la vivienda propia cumple un papel estabilizador y que, en contextos de alta vulnerabilidad, la estructura familiar, la

¹ Geógrafo, Doctor en Demografía y Profesor de la Universidad Estatal de Campinas (UNICAMP) en Campinas (São Paulo, Brasil). Correo electrónico: ednelson@unicamp.br.

² Economista, Doctor en Demografía e Investigador de la Universidad Federal de Espírito Santo (UFES) en Vitória (Espírito Santo, Brasil). Correo electrónico: cimar.aparicio@gmail.com.

³ Geógrafo, Doctor en Geografía, Profesor de la UFES en Vitória (Espírito Santo, Brasil) y Profesor Visitante Internacional en la Universidad de Burgos (España). Correo electrónico: igorobaina@gmail.com.

proximidad a redes de apoyo y las disparidades económicas condicionan las decisiones de movilidad. Asimismo, resaltan cómo las desigualdades socioeconómicas configuran factores estructurales centrales en la dinámica de la movilidad residencial en las zonas metropolitanas brasileñas.

Palabras clave: Familia, composición familiar, pobreza, condiciones de vida, zonas urbanas, movilidad residencial, indicadores socioeconómicos, Brasil.

Abstract

This article studies the relationship between vulnerability to poverty and residential mobility among families in areas of urban expansion, comparing patterns of and reasons for moving in high vulnerability and low vulnerability populations. The analysis focuses on differences in household type, socioeconomic status and frequency of moves. The study presented in this article is based on a household survey conducted in the Greater Victoria Metropolitan Region (Brazil) in 2022, which collected retrospective data on residential mobility trajectories. Its results identify homeownership as a stabilizing factor and show that, in high vulnerability populations, decisions to move are influenced by family structure, proximity to support networks and economic disparities. The results also show how socioeconomic inequalities shape key structural aspects of residential mobility trends in Brazil's metropolitan areas.

Keywords: Family, family composition, poverty, living conditions, urban areas, residential mobility, socioeconomic indicators, Brazil.

Introducción⁴

La movilidad residencial es un fenómeno central en la dinámica urbana de las grandes aglomeraciones, que influye en la expansión territorial de las periferias y en los patrones de segregación socioespacial mediante la selectividad de los flujos. En las metrópolis latinoamericanas, donde la desconcentración poblacional de las zonas centrales ha generado periferias socialmente heterogéneas (Galindo et al., 2016), el análisis de las motivaciones de la movilidad en diferentes grupos socioeconómicos ayuda a esclarecer los factores que sustentan las desigualdades en la distribución poblacional y en las oportunidades de movilidad social (Cunha, 2016).

La movilidad residencial, más que un simple desplazamiento, implica procesos complejos de toma de decisiones en los que factores como la estructura familiar y las condiciones socioeconómicas moldean las posibilidades de movimiento y asentamiento (Lulle, Souchaud y Contreras, 2015). En este proceso, influyen dinámicas de capacidad de actuación individual, familiar y comunitaria (Sen, 2000; Iversen, Krishna y Sen, 2019; Aparicio y Dota, 2024), que responden a aspectos de la estructura urbana y de la economía regional, como el costo de la vivienda, el acceso a servicios y la coyuntura (Dureau et al., 2015).

En este sentido, en la interfaz entre los factores sociales y los geográficos, la movilidad residencial se configura como un proceso complejo que opera en diferentes escalas y articula aspectos individuales, dinámicas familiares y estructuras sociales más amplias. Esta es una cuestión extremadamente importante, en especial en el contexto de América Latina y el Caribe, donde las históricas desigualdades socioespaciales y la segregación residencial (CEPAL, 2014), sumadas a los procesos desiguales de urbanización, complican la comprensión del fenómeno de la movilidad. Aunque ya existen contribuciones importantes a este respecto en la literatura sobre el tema (Abramo, 2008; Cosacov, Virgilia y Najman, 2018; Dureau et al., 2002; Duhau, 2003; Rodríguez Vignoli, 2008; Lulle, Souchaud y Contreras, 2015), el análisis de la interrelación entre movilidad residencial y urbanización en la región aún presenta lagunas y, para subsanar estas carencias, hacen falta enfoques interdisciplinarios que integren variables económicas, sociales y culturales. En este contexto, no se trata solo de interpretar las diferentes formas que adopta el fenómeno, sino también de determinar cómo esa interpretación puede respaldar la formulación de políticas públicas orientadas a promover la equidad territorial y la inclusión social.

Este proceso de redistribución espacial de la población contribuye a reforzar las desigualdades en el espacio urbano, bien por la expansión urbana, bien por la reorganización del tejido intraurbano (Cunha, 2018), lo que conduce también a situaciones de segregación residencial (Smolka, 1992; CEPAL, 2014).

⁴ Este artículo es resultado de las investigaciones MigraFamilia (“Dinámica demográfica familiar y patrón migratorio en Brasil: transformaciones desde los años 1990”), financiada por la Agencia Federal de Apoyo y Evaluación de la Educación de Posgrado de Brasil (CAPES)/Secretaría Nacional de la Familia (SNF) a través de la convocatoria 02/2021 Familia y Políticas Públicas en Brasil (proceso 88881.611059/2021-01), y “Movilidad residencial, familia y desigualdades en el espacio intraurbano”, financiada por el Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) (proceso 302390/2022-7).

Según Marandola y Hogan (2009), la literatura sobre vulnerabilidad se centra en las desventajas sociales derivadas de la pobreza, entendidas como condiciones estructurales que afectan a las personas, comunidades y territorios. La vulnerabilidad se expresa como un acceso limitado a los activos y recursos disponibles en la sociedad y una menor capacidad para gestionarlos (Rodríguez Vignoli, 2000). Los activos representan ventajas sociales cuya ausencia genera desventajas y, en este marco, la familia actúa como núcleo decisivo clave en la gestión de recursos y oportunidades.

La capacidad de una familia para emplear activos y recursos depende de la estructura de oportunidades del lugar, como la infraestructura urbana y los servicios de salud, educación y asistencia social, lo que puede disminuir o agravar la vulnerabilidad a la pobreza (Marandola y Hogan, 2009). Asimismo, la composición del hogar (biparental, monoparental o multigeneracional) y la existencia de redes de parentesco cercanas influyen directamente en la capacidad de mitigar la vulnerabilidad urbana (Costa, 2009).

Las redes de parentesco integran los lazos de sociabilidad primaria (familia, parentesco, vecindad, vida asociativa, barrio y experiencias laborales) que sostienen relaciones sociales estables y condicionan la gestión de activos y la estructura de oportunidades (Marandola y Hogan, 2009). En este marco, la vulnerabilidad a la pobreza genera patrones de diferenciación y segregación residencial que influyen en la distribución y composición de las estructuras familiares en las metrópolis (Torres et al., 2003; Aparicio y Dota, 2024).

En el presente artículo, se examina la movilidad residencial de las familias en zonas de expansión urbana mediante la comparación de los patrones y motivos de desplazamiento de dos grupos poblacionales: uno de alta vulnerabilidad a la pobreza y otro de baja vulnerabilidad, a partir de una encuesta de hogares realizada en 2022 en la Región Metropolitana de Grande Vitória, en el estado de Espírito Santo (Brasil). El objetivo del estudio es comprender las dinámicas que caracterizan estos flujos y ofrecer una visión amplia de los desplazamientos residenciales y su papel en la configuración de la estructura urbana contemporánea.

La hipótesis de este estudio sostiene que la movilidad residencial resulta de un entramado de factores en el que las condiciones económicas familiares desempeñan un papel decisivo para acceder a la vivienda y a las oportunidades metropolitanas. Los motivos mencionados por las personas entrevistadas reflejan esas condiciones y operan como estrategias concretas utilizadas para reducir la vulnerabilidad a lo largo del tiempo. El análisis se orienta por tres preguntas centrales: ¿cuál es el impacto de las dinámicas de movilidad residencial sobre las desigualdades socioespaciales en zonas de expansión urbana?, ¿cómo influyen las estructuras familiares en las decisiones de movilidad residencial en contextos de alta y baja vulnerabilidad? y ¿cómo reflejan los flujos de movilidad residencial las desigualdades en el proceso de ocupación urbana y en la distribución de infraestructura en la Región Metropolitana de Grande Vitória? Estas preguntas buscan articular un diálogo teórico, metodológico y empírico que profundice la comprensión de la relación entre la vulnerabilidad, la movilidad residencial y el espacio urbano.

A. Movilidad residencial y desigualdades en el espacio urbano

La relación entre la movilidad espacial de la población y el desarrollo socioeconómico es compleja y tiene un papel sustancial en una gran variedad de reflexiones sobre las desigualdades tanto en las zonas de origen como en las de destino de los movimientos migratorios (De Haas, 2010). Esta dinámica se mantiene en los flujos locales, como en la movilidad residencial, pero presenta condicionantes y resultados distintos respecto de las modalidades migratorias de larga distancia, ya sean nacionales o internacionales.

Diversos factores inciden en los procesos de movilidad residencial. Las transformaciones demográficas, como los cambios en la edad migratoria (Rogers y Castro, 1981), la organización familiar (Aparicio y Dota, 2024) y el crecimiento poblacional (Brito, 2015) influyen directamente en el fenómeno. A estos factores estructurales se suman dinámicas coyunturales, como las fluctuaciones del mercado inmobiliario, las crisis económicas, las políticas públicas y la oferta de vivienda y transporte, que ponen de manifiesto la alta vulnerabilidad de la movilidad residencial a los contextos económicos y urbanos (Lulle, Souchaud y Contreras, 2015).

La movilidad residencial ha sido ampliamente analizada a nivel internacional desde diversas perspectivas. En el Sur Global, especialmente en América Latina y el Caribe, predominan las aproximaciones centradas en la comprensión de las desigualdades, dada la relevancia de este problema en la región. Así, cabe mencionar algunas contribuciones en los ámbitos de la dinámica habitacional (Abramo y Faria, 1998; Bonvalet y Dureau, 2002; Lulle et al., 2015; Cosacov, Virgilio y Najman, 2018), del trabajo (Duhau, 2003; Abramo, 2005; Sobrino, 2024), de la relación con el lugar de residencia y el vecindario (Molinatti et al., 2014; Lulle, Souchaud y Contreras, 2015), y de la dinámica urbano-regional (Graizbord y Acuña, 2007; Cunha et al., 2013).

Los estudios mencionados muestran la relevancia de la movilidad residencial tanto para los procesos urbanos y regionales como para la dinámica migratoria en las regiones metropolitanas. Aunque los investigadores y encargados de la formulación de políticas públicas suelen tratarlos de forma separada, estos aspectos están profundamente interrelacionados, e influyen y moldean simultáneamente la morfología urbana y la configuración espacial de la población regional. En los estudios latinoamericanos, es evidente esta relación. Rodríguez Vignoli (2008) mostró la estrecha relación que existe entre migración intrametropolitana y movilidad laboral en Río de Janeiro (Brasil), São Paulo (Brasil), Ciudad de México y Santiago, y señaló que el cambio de residencia suele responder más a necesidades personales y familiares que laborales. Del mismo modo, Sobrino (2024) demostró que las diferencias en la estructura ocupacional de las regiones metropolitanas mexicanas condicionan los patrones de movilidad por trabajo, según la dinámica urbano-regional y el grado de integración en la red urbana nacional.

Los estudios de movilidad residencial recientes del Brasil refuerzan algunos resultados ya señalados en trabajos de décadas anteriores (Matos, 2005) y confirmados por los análisis de los datos del Censo Demográfico brasileño de 2010 de las principales regiones metropolitanas (Cunha, 2018), además de Campinas (Dota, 2015), Santos (Farias, 2018) y

el aglomerado de regiones metropolitanas conocido como Macrometrópolis Paulista en São Paulo (Silva, Cunha y Ortega, 2017). Estas investigaciones subrayaron el carácter central de la movilidad residencial para la expansión urbana, al reforzar los ejes de expansión regional a partir de la actuación del Estado y de las empresas privadas en la promoción de vivienda, infraestructura y oportunidades laborales.

La lectura de la movilidad residencial desde la óptica de la dinámica familiar es menos común en la región. Ello se debe, por un lado, al predominio explicativo de los enfoques histórico-estructurales, capaces de interpretar las causas de los desplazamientos en contextos de fuerte desigualdad, y, por otro, a la escasez de datos que permitan seguir las transiciones del curso de vida mediante estudios longitudinales o retrospectivos (Bernard, 2022; Mulder y Hooimeijer, 1999). Algunas investigaciones han intentado superar esta limitación mediante el uso de cohortes sintéticas para analizar transiciones en el curso de vida (Santos, Barbieri y Amaral, 2023).

Pese a estas limitaciones, se ha avanzado en la investigación de la movilidad residencial mediante el uso de datos longitudinales y el análisis de las relaciones entre capacidad de actuación y estructura social, lo que sitúa en el centro de la toma de decisiones a las familias y sus demandas (Billari y Liefbroer, 2010; Mulder, 2013; Mulder, 2018; Mulder, Palomares-Linares y Vidal, 2022; Bernard, 2022). Este enfoque permite ir más allá de la influencia de la dinámica económica y productiva en la estructuración del espacio urbano, y determinar el papel que hechos como el matrimonio y el divorcio, o la paternidad, maternidad o ausencia de hijos, entre otros hitos de la vida familiar, tienen en las decisiones de desplazamiento. Los resultados analizados por Mulder (2013), por ejemplo, constituyen un ejemplo destacado de cuánto se ha avanzado: la autora determinó que el período de residencia con los padres puede influir en la probabilidad de que los hijos inicien su vida como propietarios, y que las parejas y familias suelen buscar viviendas propias de mayor calidad, mientras que los procesos de separación conyugal conllevan generalmente un deterioro en la calidad de los lugares de residencia, especialmente en el caso de las mujeres.

Otros estudios, dedicados a caracterizar las intrincadas relaciones sociales en contextos de desplazamiento y permanencia, han analizado las relaciones entre los desplazamientos residenciales y la estabilidad conyugal (Shapira, Gayle y Graham, 2019) y de la familia no residente como motivación para la migración, incluso en desplazamientos de media y larga distancia (Mulder, 2018), junto con otros factores, como la propiedad de la vivienda y las relaciones de los desplazamientos de la pareja divorciada (Mulder, Das y Dewilde, 2012).

Pese a las limitaciones mencionadas, existen aportes metodológicos relevantes inspirados en investigaciones del Norte Global. En el trabajo de Dureau et al. (2015), se aplicaron métodos mixtos, combinando datos secundarios y análisis biográficos para comparar la relación entre procesos urbanos y movilidad en Bogotá, Santiago y São Paulo. El estudio, desarrollado a escala metropolitana y barrial, puso de manifiesto la existencia de una diversidad de trayectorias que dependen de las condiciones geográficas y sociales de cada ciudad, así como la influencia de la propiedad, el entorno y las condiciones sociales en la movilidad. En esa línea, Lulle, Souchaud y Contreras (2015) subrayaron el peso de la familia y el trabajo en la elección residencial, y Aparicio y Dota (2024) confirmaron que el tipo de hogar puede incluso relativizar el efecto estabilizador de la vivienda propia.

Santos, Barbieri y Amaral (2023), empleando cohortes sintéticas como método, determinaron que existía una relación entre los acontecimientos del curso de vida y la migración en el contexto brasileño, y destacaron la importancia de la distancia como variable explicativa. Simão, Coutinho y Guedes (2020), mediante métodos cualitativos, mostraron los conflictos que marcan la vida de las mujeres en la relación entre maternidad y carrera profesional. Por otra parte, en Dota et al. (2024), se resaltó, a partir de datos retrospectivos, el papel decisivo del contexto social en las decisiones de movilidad y la falta de correspondencia entre las aspiraciones residenciales y los desplazamientos efectivamente realizados.

En un contexto de menor disponibilidad de datos, los avances metodológicos son evidentes y los resultados han permitido no solo comprender el contexto social, geográfico y demográfico de la movilidad en las metrópolis de América Latina, sino también establecer comparaciones con los hallazgos del Norte Global para determinar cómo las características específicas locales generan tendencias similares y divergentes a lo largo del tiempo.

B. Materiales y métodos

Para el análisis propuesto en el presente artículo, se utiliza la base de datos primarios de la investigación MigraFamília (“Dinámica demográfica familiar y patrones migratorios en Brasil: transformaciones desde los años 1990”), financiada por la Agencia Federal de Apoyo y Evaluación de la Educación de Posgrado de Brasil (CAPES)/Secretaría Nacional de la Familia (SNF). El cuestionario cualicuantitativo utilizado en esta investigación considera información de caracterización familiar, junto con datos relativos a la ocupación, los ingresos y el tipo de hogar. Respecto a la trayectoria de movilidad residencial en el espacio metropolitano, se recoge información de acuerdo con dos perspectivas: en primer lugar, se indaga sobre las aspiraciones de movilidad residencial futura y se busca captar los motivos que explican tanto la existencia como la ausencia de dichas aspiraciones, considerando el contexto de vida de las familias; en segundo lugar, se traza la trayectoria de movilidad residencial de la familia, captando los motivos de los desplazamientos y los lugares de origen y destino en cada etapa (desde la formación de la familia actual de la persona responsable del hogar o su llegada a la región metropolitana). Por último, se recopilan datos sociodemográficos de la persona responsable del hogar, incluido el nivel educativo, el tiempo de unión conyugal y la forma de ocupación de la vivienda.

La base de datos de la investigación está compuesta por entrevistas realizadas en 2022, con datos de 451 viviendas, de las cuales 300 corresponden al segmento de alta vulnerabilidad a la pobreza y 151, al segmento denominado de baja vulnerabilidad en la Región Metropolitana de Grande Vitória. Se empleó un muestreo por conglomerados que garantiza comparaciones estadísticamente significativas entre ambos grupos.

Cabe advertir que el conjunto de datos que conforman la muestra del estudio no es representativo de la totalidad de la Región Metropolitana de Grande Vitória. Los criterios de selección aplicados, con especial atención a las zonas de expansión urbana, hicieron que, del total de la población de la región, se entrevistara a los dos grupos aquí especificados, es decir,

la población en situación de alta vulnerabilidad a la pobreza y la población en situación de baja vulnerabilidad a la pobreza en zonas de expansión urbana. Existe, no obstante, una parte de la población en situación de alta y baja vulnerabilidad a la pobreza que, al no residir en zonas de expansión urbana, no se incluyó en el plan muestral de la investigación.

Esta selección territorial abarca las diversas formas de expansión urbana en el contexto de las desigualdades de la urbanización en las metrópolis, y la experiencia de la Región Metropolitana de Grande Vitória constituye un ejemplo representativo de lo observado en otros espacios metropolitanos del Brasil.

El análisis de la movilidad residencial considera la estructura de las familias mediante una tipología de hogares basada en Bilac (2003; 2014). Los hogares se clasifican en cinco tipos: unipersonal (domicilio donde reside únicamente la persona de referencia); pareja sin hijos (persona de referencia y cónyuge); pareja con hijos (persona de referencia, cónyuge e hijos); monoparental (persona de referencia e hijos), y familias extensas y hogares compuestos (otras estructuras que incluyen parientes y no parientes).

La vulnerabilidad se aborda desde una perspectiva geográfica que va más allá de la mera ubicación (Marandola y Hogan, 2009). Como señalan Marandola y Hogan (2009), la vulnerabilidad de un lugar está relacionada con el nexo entre los contextos social y geográfico, entre lo particular y lo colectivo. En esta investigación, la vulnerabilidad comprende la diferenciación socioespacial de los lugares, determinada históricamente por la acción de distintos agentes. Al mismo tiempo, se considera el perfil sociodemográfico de la población residente en las diversas zonas metropolitanas. Encontrarse en situación de mayor o menor vulnerabilidad a la pobreza deriva, por tanto, de un conjunto de factores vinculados tanto a la localización en el espacio urbano como a las características sociodemográficas de los tipos de hogares.

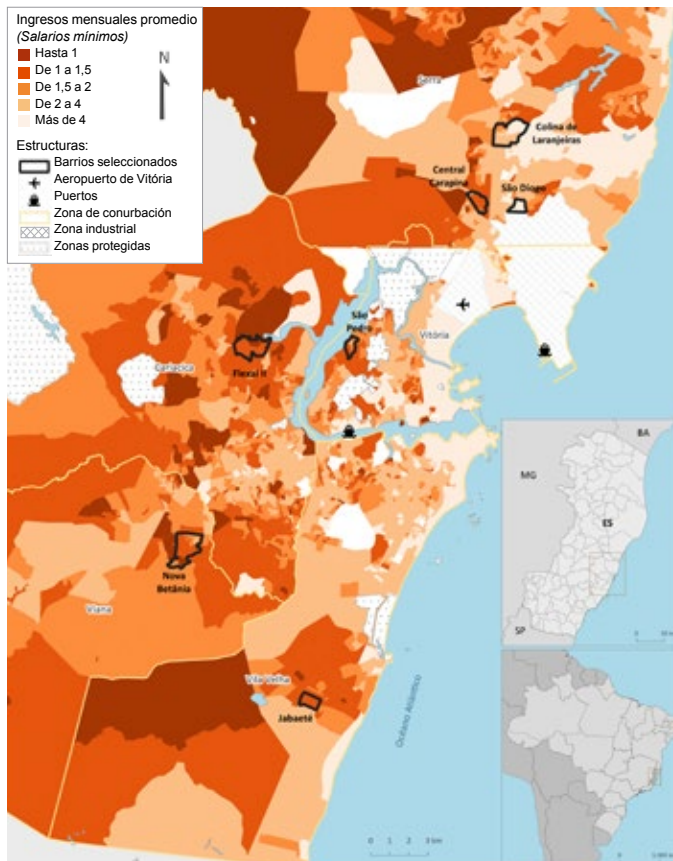
Con la existencia de un proceso de expansión metropolitana más complejo y heterogéneo como hipótesis, la selección de zonas para la recopilación de datos consideró: i) la intensidad de la migración intrametropolitana a partir de las zonas de ponderación, y ii) los ingresos promedio del hogar según el sector censal, de acuerdo con los datos del censo de 2010. Además, se incluyó la proximidad a zonas de expansión urbana a nivel regional. Este aspecto se analizó a partir de imágenes satelitales obtenidas entre 2010 y 2020, en las que se observan tanto las periferias tradicionales, caracterizadas por la precariedad habitacional y urbana y la alta vulnerabilidad a la pobreza, como las “nuevas periferias” de conjuntos residenciales cerrados con baja vulnerabilidad a la pobreza. En el mapa 1 se delimitan las zonas de la Región Metropolitana de Grande Vitória donde se aplicaron los instrumentos de investigación.

La Región Metropolitana de Grande Vitória está compuesta por siete municipios: Cariacica, Fundão, Guarapari, Serra, Viana, Vila Velha y Vitória. En la investigación, sin embargo, se excluyeron los municipios de Fundão y Guarapari, debido a que no presentan una fuerte integración con la dinámica metropolitana. Esta estrategia de análisis es coherente con la división en concentraciones urbanas del Brasil, ya que la Concentración Urbana de Vitória (Espírito Santo) está formada por los municipios de Cariacica, Serra, Viana, Vila Velha y Vitória (IBGE, 2016).

El análisis de las trayectorias y motivaciones de la movilidad residencial se realizó a partir de dos cohortes: la primera formada por responsables del hogar de entre 35 y 54 años,

y la segunda, por responsables de 55 años o más. Esta estrategia de análisis de la movilidad residencial por cohorte se apoya en los estudios sobre el patrón etario de la migración, que indican que las mayores probabilidades de migrar se dan entre las personas de 18 a 50 años (Rogers y Castro, 1981; Bernard, 2022). Por lo tanto, estos rangos etarios garantizan que, en 2010, año de corte temporal establecido para los datos retrospectivos, la persona responsable del hogar tendría al menos 18 años.

Mapa 1
Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): barrios seleccionados para la aplicación de los cuestionarios, 2022



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (2022). Censo Demográfico de 2010.

Por último, se analizan 15 entrevistas en profundidad realizadas a familias durante la primera fase de la investigación, en 2023, con el objetivo de comprender cuáles son los elementos que componen la seguridad económica del núcleo familiar en opinión de los entrevistados. Estas entrevistas se realizaron exclusivamente con la población de zonas en situación de alta vulnerabilidad a la pobreza.

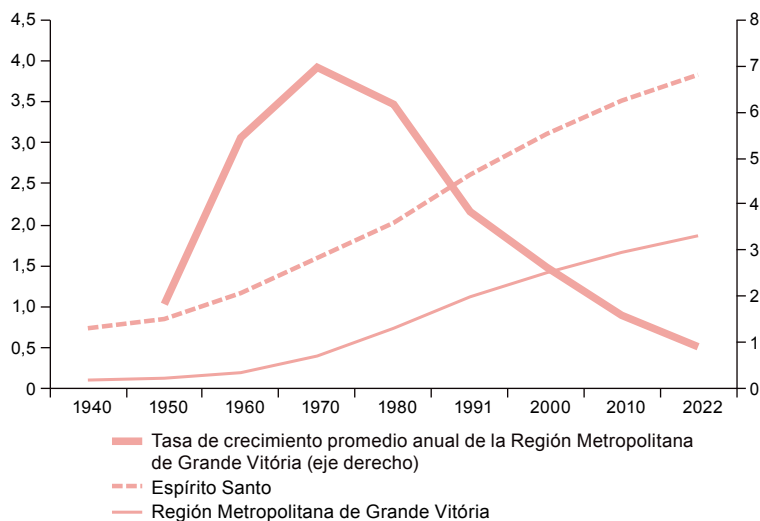
C. Vulnerabilidad a la pobreza y desplazamientos residenciales en la Región Metropolitana de Grande Vitória

La elección de la Región Metropolitana de Grande Vitória como área de estudio se justifica por su notable crecimiento poblacional y expansión urbana a lo largo de las últimas décadas, que la han configurado como un espacio singular en el contexto brasileño. Tras la promulgación de la Constitución de 1988, que delegó en los estados la creación de regiones metropolitanas, y la formalización de la Región Metropolitana de Grande Vitória a través de la Ley Complementaria n.º 204, de 22 de junio de 2001, esta se consolidó como centro estratégico de Espírito Santo. Desde la década de 1960, grandes proyectos industriales, como la Compañía Siderúrgica de Tubarão, Aracruz Celulose y la Compañía Vale do Rio Doce, transformaron su economía y reforzaron su papel como polo logístico e industrial (Siqueira, 2001; Freire, 2007).

Gráfico 1

Estado de Espírito Santo y Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): población residente y tasa de crecimiento promedio anual de la población, 1940-2022

(En millones de personas y porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. Censo Demográfico de 1940 a 2022.

Además, la Región Metropolitana de Grande Vitória se caracteriza por presentar un fuerte crecimiento poblacional impulsado por flujos migratorios intraestatales, interestatales e interregionales, que reflejan las dinámicas económicas y sociales de la región. No obstante, como se ha mencionado, este crecimiento no ha ido acompañado de la inversión proporcional necesaria en infraestructura y vivienda (Abe, 1999; Magalhães Leite y Magalhães, 2012). En este sentido, su expansión urbana no se explica estrictamente

desde la perspectiva dual de los procesos de expansión urbana en las metrópolis brasileñas (Bonduki y Rolnik, 1982; Taschner y Bogus, 1996; Lyra et al., 2019). En un modelo centro-periferia, la configuración metropolitana tendería a ser radial y monocéntrica, con un centro marcado por la presencia del Estado y de servicios públicos y privados de alta calidad, y una periferia con distintos grados de precariedad habitacional y urbana. Sin embargo, a partir de la década de 2000, una sección de la literatura sobre estudios urbanos tiende a reconocer gradaciones en los procesos de expansión urbana, en los que habría una configuración socioespacial de las regiones metropolitanas más compleja y heterogénea (Marques y Bitar, 2002; Torres et al., 2003), además de concentrada y ampliada a un tiempo (Brenner, 2018). Así, por un lado, habría conjuntos habitacionales y loteamientos populares, ocupaciones, favelas y conventillos; y, por otro, conjuntos residenciales cerrados de lujo (horizontales o verticales) en nuevas áreas elitizadas, que configuran estructuras urbanas marcadas por la estratificación social, lo que genera procesos de segregación socioespacial (Laschefski y Costa, 2008; Cunha, 2016) y, en el caso de la Región Metropolitana de Grande Vitória, de expansión metropolitana y modificación de flujos (Dota y Ferreira, 2023). De este modo, el proceso de expansión urbana en la Región Metropolitana de Grande Vitória se dio en un contexto de falta de planificación integrada y desestructuración del sector agrario, lo que agravó los desafíos habitacionales y acentuó la segregación socioespacial. Estas características la convierten en un espacio ideal para los estudios sobre vulnerabilidad a la pobreza y movilidad residencial, ya que en ella se vinculan crecimiento económico, migración y desigualdades urbanas de una manera única (Freire, 2007; Ribeiro, 2025).

Las desigualdades en el contexto urbano brasileño son notables y están claramente delimitadas: según el censo de 2022, un 8,1% de la población residía en favelas y comunidades urbanas. Este patrón de desigualdad socioespacial es aún más grave en la Región Metropolitana de Grande Vitória. En la Concentración Urbana de Vitória (Espírito Santo), las favelas y comunidades urbanas se distribuyen en 66 km² y albergan una población de 395.589 habitantes (IBGE, 2025), lo que equivale a una densidad demográfica de 6.006 habitantes por kilómetro cuadrado y el 23% de la población total de estos municipios. Para comprender las desigualdades socioespaciales en el espacio metropolitano, el análisis de variables clásicas, como el nivel educativo y los ingresos, son marcadores importantes de las diferencias, que pueden complementarse con otras variables, como se observa en las zonas seleccionadas de la Región Metropolitana de Grande Vitória (véase el cuadro 1).

Entre la población residente en las zonas de alta vulnerabilidad, había un número promedio de personas por hogar mayor (3,2), los ingresos medios eran tres veces más bajos (1.492 reales brasileños), y un tercio de los responsables de los hogares trabajaba de manera informal. En cuanto a la escolarización, casi el 95% tenía hasta la educación secundaria, una proporción muy diferente de la de las zonas de baja vulnerabilidad, donde el 61,3% de la población tenía educación superior o de posgrado.

Las diferencias socioespaciales ponen de manifiesto la necesidad de analizar las desigualdades desde una perspectiva amplia, a partir de múltiples variables, ya que entre ellas existe una correlación fuerte y de interdependencia. El ingreso es solo una de sus expresiones y se vincula estrechamente con otras variables, como el tipo de hogar. Aunque los matrimonios con hijos predominan en ambos grupos, las brechas de ingreso y estructura familiar son más

notorias en los demás tipos de hogares: en las zonas de baja vulnerabilidad, los matrimonios sin hijos casi duplican la proporción de los que no tienen hijos (un 25,2% en el primer caso, frente a un 13,7% en el segundo), mientras que los hogares monoparentales y extensos o compuestos son menos frecuentes (representan un 7,3% y un 9,3%, respectivamente).

Cuadro 1

Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): tipos de hogar y población residente, según nivel de vulnerabilidad a la pobreza, por características demográficas, ingresos, vínculo laboral y nivel educativo, 2022

(En porcentajes y reales brasileños)

Variables		Alta vulnerabilidad	Baja vulnerabilidad
Personas por vivienda		3,2	2,8
Tipo de hogar	Pareja sin hijos	13,7	25,2
	Pareja con hijos	39,3	45,0
	Monoparental	17,7	7,3
	Unipersonal	12,0	13,2
	Extensos y compuestos	17,3	9,3
Ingresos (En reales brasileños)	Media	1 492	4 787
	Mediana	1 212	4 121
Vínculo laboral	Con contrato firmado o formal	40,5	69,3
	Autónomo	22,0	19,3
	Informal	35,1	3,5
	Otros	2,4	7,9
Nivel educativo	Hasta educación secundaria	94,6	38,7
	Educación superior o posgrado	5,4	61,3

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamília, 2022.

Los hogares unipersonales presentan proporciones similares en ambos grupos (13,2% y 12,0%), pero los perfiles etarios difieren. En las zonas de alta vulnerabilidad, el 75% de los residentes viven solos a partir de los 50 años, principalmente por separación o viudez, mientras que solo el 13,9% tiene hasta 34 años. En las zonas de baja vulnerabilidad, el 35% corresponde a jóvenes de hasta 34 años y otro 35%, a mayores de 50 años, lo que refleja tanto rupturas conyugales como nuevas formas de transición a la vida adulta y conformación de hogares. Las diferencias entre cohortes no se traducen en variaciones significativas en el número de desplazamientos familiares, pues las brechas son reducidas tanto entre los grupos de vulnerabilidad como entre las distintas generaciones. Este resultado coincide con los hallazgos de Lulle et al. (2015) para São Paulo, donde tampoco se observaron diferencias generacionales relevantes en la movilidad, a diferencia de lo registrado en Bogotá y Santiago. La cohorte de 35 a 54 años del grupo de baja vulnerabilidad tiene una proporción menor de personas que nunca se han desplazado (7,2%), prácticamente la mitad que en la cohorte con alta vulnerabilidad (13%), y una mayor proporción de quienes han realizado un desplazamiento. En cuanto a la segunda cohorte (55 años o más), la principal diferencia aparece en las opciones de dos y tres o más desplazamientos: hay una mayor proporción de dos movimientos en el grupo de alta vulnerabilidad, y de tres movimientos en el grupo de baja vulnerabilidad. Asimismo, se registra mayor inmovilidad en las familias jóvenes, en términos del ciclo de vida, que tienen un nivel de ingresos domésticos más bajo (véase el cuadro 2).

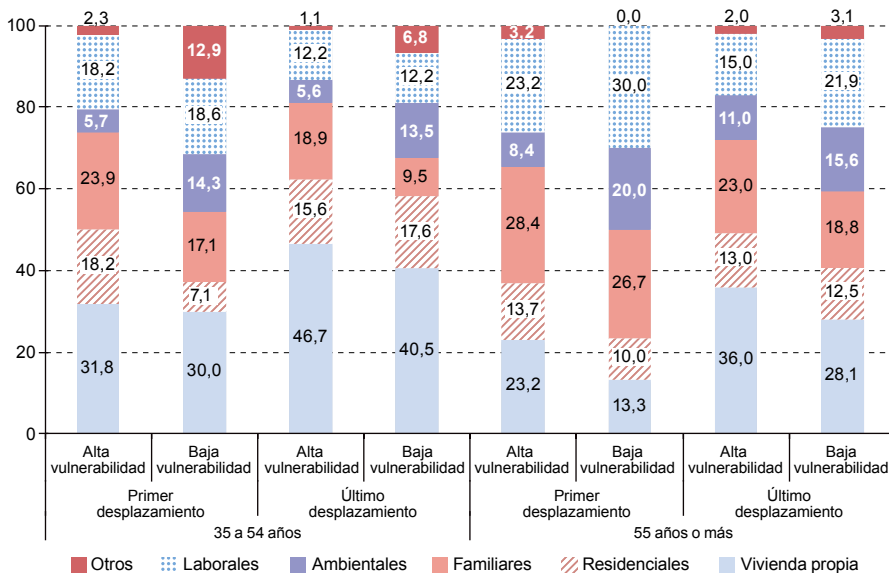
Cuadro 2
Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): número de desplazamientos residenciales, según nivel de vulnerabilidad de la zona de residencia y cohorte de edad, 2022
(En porcentaje de las personas entrevistadas)

	35 a 54 años		55 años o más	
	Alta vulnerabilidad	Baja vulnerabilidad	Alta vulnerabilidad	Baja vulnerabilidad
Nunca se mudó	13,0	7,2	8,3	8,6
Una vez	43,5	51,8	50,0	48,6
Dos veces	25,9	26,5	28,7	20,0
Tres o más veces	17,6	14,5	13,0	22,9
Total	100	100	100	100
<i>n</i>	108	83	108	35

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamília, 2022.

La explicación de estas diferencias, no tan significativas, puede fundamentarse en las posibilidades de realizar los desplazamientos. A fin de evaluar esta posible explicación, más adelante se analizará la motivación principal del primer y el último desplazamiento mencionados por la persona responsable del hogar (véase el gráfico 2). El análisis de la motivación, en este sentido, permite reconocer los elementos relacionados no solo con el movimiento, sino también con el factor que hizo que, al menos temporalmente, la familia se estableciera en el lugar.

Gráfico 2
Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): motivos principales del primer y último desplazamiento, según nivel de vulnerabilidad de la zona de residencia y cohorte de edad, 2022
(En porcentaje de entrevistados)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamília, 2022.

En la cohorte de 35 a 54 años, las diferencias entre los grupos de alta y baja vulnerabilidad se explican principalmente por motivos residenciales y ambientales en el primer desplazamiento. En el último desplazamiento, la búsqueda de la propiedad de la vivienda adquiere relevancia en ambos grupos, aunque persisten diferencias notables en lo que respecta a las razones familiares y ambientales.

En la cohorte de 55 años o más, destaca la importancia de los motivos relacionados con el trabajo como motivación para el primer movimiento, seguidos por los motivos familiares. En las diferencias entre los grupos de alta y baja vulnerabilidad social, la propiedad de la vivienda y los motivos ambientales y del ciclo de vida tienen un papel sustancial. En el caso del último movimiento, las diferencias son menos significativas, y es el grupo de baja vulnerabilidad el que otorga mayor importancia a los motivos relacionados con el trabajo.

Las diferencias observadas permiten realizar tres interpretaciones principales. En primer lugar, en la cohorte de 55 años o más, los motivos laborales tienen mayor peso que en la de 35 a 54 años, lo que refleja el contexto histórico de conformación metropolitana en que ocurrieron sus primeros desplazamientos. Mientras que, en la cohorte joven, solo el 8,2% de los movimientos se dio antes de 1989 y casi la mitad tuvo lugar entre 2010 y 2022, en la cohorte de mayor edad, el 47,3% ocurrió hasta 1989 y apenas el 21,4%, después de 2010, lo que refleja las diferencias en los contextos urbanos. En segundo lugar, la búsqueda de vivienda propia es la principal motivación en ambas cohortes, lo que confirma su papel estabilizador. En tercer lugar, en la cohorte joven, las razones familiares y relacionadas con el ciclo de vida reflejan tanto la necesidad de apoyo en los contextos de alta vulnerabilidad como la aspiración a una mejor calidad de vida en los de baja vulnerabilidad. En la cohorte de mayor edad, predomina el mismo contraste: seguridad económica en el caso de la población más vulnerable y bienestar en el de la menos vulnerable.

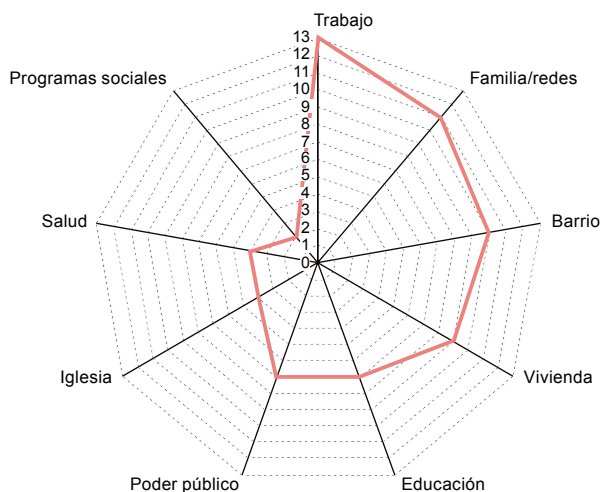
Estos resultados subrayan la importancia de las relaciones interpersonales y de vecindad establecidas en el lugar de residencia, especialmente para la seguridad económica de la familia. Al mismo tiempo, la residencia en una zona de menor vulnerabilidad obedece en gran medida a la búsqueda de una ubicación que permita tener una mejor calidad de vida, lo que pone de manifiesto la presencia de características específicas en la toma de decisiones de cada grupo social.

La interacción entre las motivaciones y el contexto social revela que la movilidad residencial se desarrolla dentro de un marco de posibilidades condicionadas por los recursos y las limitaciones de cada grupo social. No se trata de un proceso lineal, sino complejo y prolongado, en el que las familias evalúan opciones en el marco de diversas tensiones y restricciones (Grafmeyer, 2010), considerando factores como empleo e ingresos, vínculos familiares, redes sociales, recursos urbanos y características del entorno residencial (Lulle et al., 2015).

En consecuencia, la conformación de los espacios regionales se deriva de las necesidades de las familias en cada momento de su ciclo vital, sobre todo en el contexto aquí analizado, en relación con la toma de decisiones sobre la movilidad residencial. En el gráfico 3, al

examinar desde la perspectiva de los entrevistados cuáles son las relaciones entre temas e instituciones que potencian o debilitan la seguridad económica de su núcleo familiar, se verifica una simbiosis de elementos que determinan los desplazamientos residenciales de la población en situación de alta vulnerabilidad.

Gráfico 3
Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): frecuencia de mención de los temas e instituciones relacionados con la seguridad económica de las familias, 2022
 (En número de veces mencionados)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamília, 2022.

Nota: Este gráfico se elaboró a partir de la información de una serie de 15 entrevistas exhaustivas realizadas exclusivamente con la población en situación de alta vulnerabilidad a la pobreza.

El trabajo fue la principal fuente de seguridad económica mencionada, ya que apareció en 13 de las 15 entrevistas. También se destacó el papel de la familia y las amistades como redes de apoyo y protección. El barrio y la vivienda ocuparon el tercer y cuarto lugar en importancia, asociados a la seguridad, la infraestructura, el acceso a servicios y ocio, y al valor de la vivienda propia como medio para reducir gastos y disminuir la vulnerabilidad a la pobreza.

La educación es mencionada principalmente por las familias con hijos en edad escolar, que se vieron muy afectadas durante la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19), tanto por la imposibilidad de asistir a la escuela como por la falta de condiciones mínimas para seguir las actividades a distancia. También se mencionan, pero con menor importancia individual, las instituciones vinculadas al poder público, como los municipios, gobiernos estatales o provinciales, iglesias y programas sociales, que se revelan como importantes en su conjunto. Aunque en un orden de importancia inferior, estas instituciones aparecen en diversos relatos, lo que indica, por un lado, el papel que desempeñan en estos contextos de mayor vulnerabilidad y, por otro, cómo se articulan las redes de apoyo a las familias a la hora de enfrentar la vulnerabilidad, ya que ninguna de estas instituciones por sí sola puede hacer frente a la situación de adversidad generada por el alto nivel de vulnerabilidad.

Estos resultados refuerzan la importancia de las redes establecidas en contextos de alta vulnerabilidad para mitigar las carencias de activos y recursos, y apuntan a elementos que condicionan las decisiones de desplazamiento residencial en zonas cercanas y conocidas, por lo que son relevantes para analizar las modificaciones territoriales a lo largo del tiempo.

D. Factores de diferenciación de la movilidad residencial entre los grupos de alta y baja vulnerabilidad a la pobreza

Con el objetivo de entender mejor la diferencia entre los dos grupos analizados en relación con la movilidad residencial, en esta sección se desarrollan dos modelos de regresión logística binaria, que tienen como característica principal su potencial para estimar la asociación o relación de diversas variables explicativas en la probabilidad de pertenecer a cada grupo (Hair, 2011). En los modelos desarrollados, la variable dependiente binaria es residir en zonas de alta o baja vulnerabilidad a la pobreza, y la población en zonas de baja vulnerabilidad es la referencia. Para la composición de esta variable, por lo tanto, se consideró el barrio de residencia de la persona responsable del hogar.

Las variables independientes consideradas son las utilizadas ampliamente en los estudios migratorios, y se hace hincapié en las modalidades de corta distancia. En relación con las variables sociodemográficas, se incluyen en el modelo los siguientes factores: grupo de edad —18 a 34 años (referencia), 35 a 49 años, 50 a 64 años y 65 años o más—; tipo de hogar —pareja con hijos (referencia), pareja sin hijos, monoparental, unipersonal, y extenso o compuesto—; nivel educativo —hasta la educación primaria (referencia) y educación secundaria o superior—; raza o color —blanco (referencia), mestizo y negro—, y condición de ocupación de la vivienda —propia (referencia), alquilada y otras—. El modelo incluye una variable directamente relacionada con la movilidad residencial, el motivo de desplazamiento —casa propia (referencia), residencial, familiar, ambiental y laboral—. En esta variable, se optó por separar la adquisición de la casa propia de los demás motivos relacionados con la vivienda y el alojamiento, que se agrupan bajo la categoría de motivo residencial, dado que la adquisición de la casa propia es uno de los motivos más frecuentes de movilidad residencial y en el proceso de formación de familias y hogares (Dureau et al., 2015; Lulle et al., 2015; Dota et al., 2024).

Para averiguar qué factores diferencian a los grupos en las distintas etapas de movilidad, se analizó únicamente a los responsables del hogar con al menos dos desplazamientos, centrando el estudio en el último y el penúltimo movimiento. De los 451 entrevistados, 187 cumplieron este criterio. Se aplicaron análisis descriptivos mediante la prueba de χ^2 de Pearson (véase el cuadro 3), considerando las variables independientes respecto de la dependiente del modelo. Los resultados fueron significativos en los casos de “motivo del último desplazamiento”, “nivel educativo” y “raza o color”, mientras que las demás variables no mostraron diferencias relevantes entre grupos.

Cuadro 3

Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): motivo del último desplazamiento, grupo de edad, nivel educativo, raza o color, tipo de hogar y condición de ocupación de la vivienda, según nivel de vulnerabilidad a la pobreza, 2022

(En porcentaje de entrevistados analizados)

Variables independientes		Vulnerabilidad a la pobreza		Valor <i>p</i>
		Alta	Baja	
Motivo del último desplazamiento	Vivienda propia	44,1	36,7	0,020
	Residencial	20,5	26,7	
	Familiar	19,7	8,3	
	Ambiental	10,2	18,3	
	Laboral	5,5	10,0	
Grupo etario	18 a 34 años	28,1	21,0	0,240
	35 a 49 años	27,3	41,9	
	50 a 64 años	29,7	25,8	
	65 años o más	14,8	11,3	
Nivel educativo	Hasta educación primaria	62,5	9,7	0,000
	Educación secundaria o superior	37,5	90,3	
Raza o color	Mestizo	62,5	43,5	0,000
	Blanco	11,7	41,9	
	Negro	25,8	14,5	
Tipo de hogar	Pareja sin hijos	37,5	43,5	0,125
	Pareja con hijos	14,1	22,6	
	Monoparental	17,2	8,1	
	Unipersonal	12,5	16,1	
	Extenso y compuesto	18,8	9,7	
Condición de ocupación de la vivienda	Propia	77,3	71,0	0,340
	Alquilada u otros	22,7	29,0	

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamília, 2022.

Los resultados de la tabla de contingencia para el penúltimo desplazamiento mostraron patrones similares. Posteriormente, se calcularon los cocientes de probabilidades (*odds ratios*) tanto brutos como ajustados mediante un modelo de regresión logística, con intervalos de confianza del 95%. A fin de asegurar la calidad del modelo final, solo se incluyeron variables con una significación estadística de hasta el 20%, y se adoptó un nivel del 5% como umbral mínimo.

Los resultados (véase el cuadro 4) apuntan a que las variables de “nivel educativo” y “raza o color” son las que diferencian a los dos grupos de movilidad residencial analizados en el contexto de los desplazamientos residenciales, y, junto con la variable “motivo del desplazamiento”, fueron las únicas que ingresaron al modelo final, según los criterios establecidos para ello.

En el último desplazamiento residencial, los migrantes en zonas de alta vulnerabilidad mostraron una probabilidad seis veces mayor de autoidentificarse como mestizos que como blancos, lo que revela una distinción demográfica relevante según el nivel de vulnerabilidad. En cambio, la categoría “negro” no presentó diferencias estadísticamente significativas. Conviene señalar que la variable raza o color se basa en la autodeclaración del entrevistado, por lo que está sujeta a interpretaciones culturales y variaciones regionales.

Cuadro 4

Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): cocientes de probabilidades (*odds ratio*) de residencia actual en zonas de expansión urbana con alta vulnerabilidad a la pobreza, según variables explicativas seleccionadas del modelo, 2022

Variables	Cocientes de probabilidades	Intervalo de confianza (95%)	Valor <i>p</i>
Motivo del desplazamiento			
Casa propia (referencia)	1,00		
Residencial	0,245	(0,048-1,241)	0,089
Familiar	0,346	(0,062-1,919)	0,225
Ambiental	0,108	(0,016-0,731)	0,023
Laboral	0,421	(0,070-2,541)	0,345
Nivel educativo			
Hasta educación primaria (referencia)	1,00		
Educación secundaria o superior	0,070	(0,027-0,183)	0,000
Raza o color			
Blanco (referencia)	1,00		
Mestizo	6,041	(1,907-19,134)	0,002
Negro	1,729	(0,613-4,876)	0,300

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamilia, 2022, procesamiento estadístico.

En cuanto al nivel educativo, los datos indican una probabilidad mínima de que los responsables de hogares en zonas de alta vulnerabilidad a la pobreza tengan educación media completa o educación superior, lo que apunta a una tendencia a un menor nivel educativo en este grupo y refuerza la correlación entre nivel educativo y vulnerabilidad socioeconómica. Además, al analizar los motivos de la movilidad residencial, se observó que la población residente en zonas de alta vulnerabilidad presentaba menor propensión a desplazarse por motivos ambientales, es decir, por las características de la residencia, el barrio y el entorno del domicilio. Este hallazgo corrobora los resultados observados en la sección anterior, y sugiere que los factores ambientales no desempeñan un papel significativo en los desplazamientos en las zonas de alta vulnerabilidad, donde predominan otras motivaciones, como las razones económicas y derivadas de estas.

Los resultados aquí presentados, por lo tanto, concuerdan con la interpretación ampliada de Dureau et al. (2002 y 2015) y, específicamente, con las conclusiones de Lulle et al. (2015) en la comparación entre Bogotá, Santiago y São Paulo. La novedad que se aporta es que el escaso margen de maniobra de las familias en situación de alta vulnerabilidad a la pobreza al elegir su residencia conlleva la renuncia al perfil deseado de barrio y vecindario. Esto implica un aumento directo de la importancia de las razones familiares, como búsqueda de apoyo y seguridad, además de las razones laborales.

Esta conclusión se ve reforzada por los resultados del modelo 2 (véase el cuadro A1.1 del anexo), con el que se analizó el contexto del penúltimo desplazamiento realizado. En este caso, los resultados fueron similares, salvo que no se incluyó la variable “motivo de

desplazamiento” en el modelo final. Las variables del nivel educativo y la raza o el color también resultaron importantes, y alcanzaron puntajes muy cercanos a los observados en el modelo 1.

En resumen, estos resultados ponen de relieve las diferencias demográficas y socioeconómicas asociadas a las etapas de movilidad residencial y al perfil de vulnerabilidad de las zonas de destino, y permiten entender mejor los factores que caracterizan la movilidad residencial entre los grupos estudiados en el contexto urbano brasileño.

E. Consideraciones finales

El análisis de la movilidad residencial en la Región Metropolitana de Grande Vitória, que abarca poblaciones de barrios con alta y baja vulnerabilidad a la pobreza, muestra cómo las decisiones de desplazamiento están profundamente condicionadas por las posibilidades y restricciones asociadas a la posición socioeconómica de cada grupo.

Las familias en situación de alta vulnerabilidad dependen más de redes familiares ampliadas, y un 17,3% de ellas vive en hogares extensos o compuestos, en comparación con un 9,3% en el caso del grupo de baja vulnerabilidad. Este escenario refleja la necesidad de contar con redes de apoyo colectivo en contextos de precariedad, mientras que el mayor porcentaje de parejas sin hijos entre los menos vulnerables (25,2%) indica una mayor autonomía habitacional. La diferencia en la proporción de parejas con hijos refuerza este patrón, y muestra cómo el papel de los hijos, incluso en un contexto de reducción de la fecundidad, influye directamente en las dinámicas socioeconómicas y la movilidad residencial en zonas metropolitanas.

Las brechas de ingreso y empleo expresan una marcada segmentación socioeconómica. Los hogares del grupo de alta vulnerabilidad perciben apenas un tercio de los ingresos del grupo de baja vulnerabilidad y presentan vínculos laborales formales considerablemente menores (un 40,5% frente a un 69,3%), como reflejo de la precarización estructural del trabajo. El nivel educativo acentúa estas asimetrías: solo el 5,4% de las personas más vulnerables cuenta con estudios superiores o de posgrado, frente al 61,3% del grupo menos vulnerable, lo que perpetúa los ciclos intergeneracionales de pobreza y confirma el papel de la educación como eje de las desigualdades.

En materia de movilidad residencial, las motivaciones refuerzan esta lógica de diferenciación social. Entre los más vulnerables, la búsqueda de vivienda propia, más frecuente que entre los menos vulnerables, funciona como estrategia de reducción del riesgo y acumulación de activos. A su vez, los motivos familiares, casi 2,5 veces más comunes, ponen de manifiesto la centralidad de las redes de parentesco como soporte en contextos de precariedad. En cambio, entre los grupos de mayor ingreso, los desplazamientos responden más a aspiraciones laborales y de calidad de vida, lo que apunta a una movilidad guiada por la elección más que por la necesidad. Los resultados resaltan la importancia de las condiciones

de vulnerabilidad como elementos determinantes del acceso a los recursos, los servicios y las oportunidades. Las desigualdades observadas moldean patrones de movilidad residencial y contribuyen a la segregación urbana y la perpetuación de las disparidades socioespaciales. En consonancia con las teorías de vulnerabilidad del lugar, los hallazgos destacan cómo los factores estructurales limitan la capacidad de adaptación de las poblaciones en contextos urbanos desiguales, y ponen de manifiesto la necesidad de políticas públicas integradas e inclusivas; entre ellas, políticas de movilidad, como se subraya en Dureau et al. (2002).

Aunque los indicadores tradicionales, como educación, ingresos y propiedad de la vivienda, son esenciales para comprender las dinámicas residenciales, el enfoque multivariado aplicado, basado en modelos de regresión logística binaria, permite captar niveles adicionales de complejidad y ofrecer una lectura más rica de la movilidad residencial en el Brasil, extrapolable a América Latina y el Caribe en su conjunto. Las similitudes observadas con los resultados presentados en Lulle et al. (2015) en los casos de Bogotá, Santiago y São Paulo son una muestra, por un lado, de las características específicas de cada una de las metrópolis en términos de historial de ocupación, economía e inserción en la red urbana nacional, y, por otro, del efecto estructural de las crecientes desigualdades presentes en las ciudades latinoamericanas, que condicionan todos los aspectos de la vida de sus habitantes.

La tensión constante entre la capacidad de actuación individual y las estructuras económicas y sociales constituye un campo fértil para la adopción de nuevos enfoques, siempre que se eviten posiciones deterministas o reduccionistas, al atribuir todos los fenómenos al contexto estructural o, en el extremo opuesto, al voluntarismo individual. En un continente tan heterogéneo como América Latina y el Caribe, resulta crucial entender la movilidad residencial como el producto de estrategias familiares situadas en contextos de posibilidad delimitados por el mercado inmobiliario, las políticas públicas y las redes de apoyo social.

El análisis de los tipos de hogares y las redes de apoyo también muestra que las desigualdades trascienden el aspecto económico, como se refleja en las configuraciones familiares y espaciales que caracterizan las zonas de alta y baja vulnerabilidad a la pobreza. La prevalencia de ciertas configuraciones, como las familias monoparentales en contextos de alta vulnerabilidad, subraya la importancia de las estructuras familiares en la definición de patrones de permanencia y desplazamiento residencial. Además, el papel estabilizador de la casa propia, especialmente en los últimos movimientos residenciales realizados por estas familias, refuerza la importancia que esta tiene en la búsqueda de seguridad y estabilidad.

Aunque las diferencias entre los grupos puedan parecer leves, los motivos de los desplazamientos revelan desigualdades estructurales más profundas. Los factores residenciales, familiares y ambientales son significativos, ya que las relaciones interpersonales y las características del entorno de la vivienda, especialmente en un escenario de cambio climático y desigualdades urbanas, configuran respuestas resilientes para enfrentar la vulnerabilidad a la pobreza.

Los resultados de este estudio también apuntan a la necesidad de incorporar enfoques analíticos que concedan mayor importancia a los aspectos étnico-raciales en los análisis de la movilidad residencial, especialmente en las zonas metropolitanas brasileñas. Aunque, con frecuencia, estos segmentos poblacionales son marginados o no reciben un trato prioritario, se encuentran fuertemente representados en los datos analizados, lo que pone de manifiesto cómo las desigualdades históricas y estructurales moldean sus experiencias de movilidad. Las adversidades que estos grupos enfrentan son resultado de procesos históricos y geográficos acumulados de segregación, exclusión y restricción de acceso a recursos urbanos, agravados por políticas habitacionales insuficientes y por el alto costo del suelo urbano, lo que limita su capacidad de elección en las propias dinámicas urbanas.

Las categorías estudiadas en el presente artículo exponen una laguna considerable en los estudios sobre movilidad residencial en América Latina y el Caribe, en los que aún no se han examinado adecuadamente las relaciones entre los aspectos étnico-raciales, la estructura familiar y las elecciones residenciales.

En el contexto brasileño, la intersección entre raza, ingresos y localización residencial refuerza los ciclos intergeneracionales de desigualdad y restringe la movilidad social y espacial de los grupos afrodescendientes, como se observa en la Región Metropolitana de Grande Vitória. Esta realidad no solo consolida patrones de segregación socioespacial, sino que también limita la eficacia de las políticas públicas para promover una integración urbana equitativa.

En el plano latinoamericano y caribeño, se impone la necesidad de adoptar enfoques comparativos que integren las especificidades culturales, históricas y económicas de las grandes ciudades, utilizando metodologías mixtas y análisis biográficos, como en Dureau et al. (2015), o retrospectivos, como el empleado en este estudio. Tales aproximaciones amplían la comprensión de cómo las dinámicas de movilidad interactúan con los procesos urbanos y aportan miradas renovadas de la vulnerabilidad y la estructura socioespacial.

Considerar la intersección entre vulnerabilidad, dimensión étnico-racial y territorio permite entender la manera en que el espacio urbano actúa como mediador en la reproducción de desigualdades. Por ello, los análisis deben combinar la escala individual, relativa a los activos y recursos, con la perspectiva comparativa regional, situando la movilidad residencial como eje central para interpretar las relaciones entre pobreza, raza y ciudad en América Latina y el Caribe.

Finalmente, los resultados de esta investigación refuerzan el lugar central de la movilidad residencial en la agenda de los estudios sobre el Brasil y América Latina y el Caribe en su conjunto, así como en la planificación de políticas públicas. Este papel es especialmente importante cuando se incorporan las variables de familia, redes de apoyo y aspectos étnico-raciales como pilares para la comprensión e intervención en los territorios metropolitanos. La movilidad residencial, como proceso multidimensional, exige enfoques que articulen los aspectos teóricos y empíricos, y reconozcan su importancia en la reproducción de las desigualdades socioespaciales y en la configuración del espacio urbano.

Bibliografía

- Abe, A. T. (1999). *Grande Vitória, E.S.: Crescimento e metropolização* (Tese de doutorado). Universidad de São Paulo, Programa de Posgrado en Arquitectura y Urbanismo.
- Abramo, P. (2005). O mercado informal de solo em favelas e a mobilidade residencial dos pobres nas grandes cidades: Um marco metodológico. *Anais do XI Encontro Nacional de Pós-graduação e Pesquisa em Planejamento Urbano e Regional*.
- Abramo, P. (2008). El mercado del suelo informal en favelas y la movilidad residencial de los pobres en las grandes metrópolis: un objeto de estudio para América Latina. *Territorios*, 18–19, 55–73.
- Abramo, P. y Faria, T. C. (1998). Mobilidade residencial na cidade do Rio de Janeiro: Considerações sobre o setor formal e informal do mercado imobiliário. *Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*.
- Aparício, C. A. P. y Dota, E. M. (2024). A dinâmica familiar como condicionante da mobilidade residencial no espaço metropolitano. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 41, e0277.
- Bernard, A. (2022). *Internal migration as a life-course trajectory*, 53. Springer International Publishing.
- Billari, F. C. y Liefbroer, A. C. (2010). Towards a new pattern of transition to adulthood? *Advances in Life Course Research*, 15(2–3), 59–75.
- Bilac, E. D. (2003). *Estruturas familiares e padrões de residência*. Centro de Estudios de Población “Elza Berquó” (NEPO) de la Universidad Estatal de Campinas (UNICAMP).
- Bilac, E. D. (2014). Trabalho e família: articulações possíveis. *Tempo Social*, 26(1), 129–145.
- Bonduki, N. y Rolnik, R. (1982). Periferia da Grande São Paulo: Reprodução do espaço como expediente de reprodução da força de trabalho. En *A produção capitalista da casa (e da cidade) do Brasil industrial* (pp. 117–154). Alfa-Ômega.
- Bonvalet, C. y Dureau, F. (2002). Los modos de habitar: unas decisiones condicionadas. En F. Dureau, C. Bonvalet, E. Dupont, J. Levy y T. Lulle (Eds.), *Metrópolis en movimiento: Una comparación internacional* (pp. 69–87).
- Brenner, N. (2018). *Espaços da urbanização: O urbano a partir da teoria crítica*. Letra Capital Editora.
- Brito, F. (2015). A transição para um novo padrão migratório no Brasil. *Textos para Discussão*, 26. Universidade Federal de Minas Gerais.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2014). *Panorama Social de América Latina. Síntese, 2014* (LC/L.3954).
- Corte Suprema de Justicia de la Nación, Secretaría de Estudios Avanzados, Investigación y Gestión de la Información. (2024). *Constitución de la República Federativa de Brasil*.
- Cosacov, N., Di Virgilio, M. M. y Najman, M. (2018). Movilidad residencial de sectores medios y populares: la ciudad de Buenos Aires como punto de llegada. *Cadernos Metrópole*, 20(41), 99–121. <https://doi.org/10.1590/2236-9996.2018-4105>
- Costa, M. C. L. (2009). Arranjo familiar e a vulnerabilidade na região metropolitana de Fortaleza. En *Vulnerabilidade socioambiental na região metropolitana de Fortaleza* (pp. 139–164). Editora UFC.
- Cunha, J. M. P. (2016). Aglomerações urbanas e mobilidade populacional: O caso da Região Metropolitana de Campinas. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 33(1), 99–128. <https://doi.org/10.20947/S0102-3098a0005>
- Cunha, J. M. P. (2018). *Dinâmica demográfica e socioespacial no Brasil metropolitano: Convergências e especificidades regionais*. EdUFSCAR.
- Cunha, J. M. P., Stoco, S., Dota, E. M., Negreiros, R. y Miranda, Z. A. I. (2013). A mobilidade pendular na Macrometrópole Paulista: Diferenciação e complementaridade socioespacial. *Cadernos Metrópole*, 15(30), 433–459.

- De Haas, H. (2010). Migration and development: A theoretical perspective. *International Migration Review*, 44(1), 227–264. <https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2009.00804.x>
- Dota, E. M. (2015). *Mobilidade residencial intrametropolitana na RM de Campinas: Uma abordagem a partir da distribuição espacial dos migrantes* [Tese de doutorado]. Universidade Estadual de Campinas.
- Dota, E. M., Martins, I. D. M. M., Aparicio, C. A. P. y Robaina, I. M. M. (2024). Um percurso metodológico nas periferias de uma metrópole brasileira: Família, aspirações e mobilidade residencial. *Revista Bitácora Urbano Territorial*, 34(1), 83–96.
- Dota, E. y Ferreira, F. (2023). Dinâmica econômica e urbano-regional no Espírito Santo: Reestruturação produtiva e deslocamentos populacionais. *EURE (Santiago)*, 49(146), 1–21.
- Duhau, E. (2003). División social del espacio urbano y movilidad residencial. *Papeles de Población*, 9(36), 161–210.
- Dureau, F., Dupont, V., Lelièvre, É., Lévy, J. P. y Lulle, T. (2002). Metrópolis en movimiento: Una comparación internacional (pp. 98–109). Alfaomega Colombiana.
- Dureau, F., Contreras, Y., Le Roux, G., Lulle, T., Barreto, H. y Souchaud, S. (2015). Habitar la metrópoli: Movilidades y elecciones residenciales. En *Movilidades y cambio urbano: Bogotá, Santiago y São Paulo* (pp. 239–302).
- Farias, L. A. C. de (2018). *Mobilidade populacional e produção do espaço urbano na Baixada Santista: Um olhar sociodemográfico sobre sua trajetória nos últimos 20 anos* [Tese de doutorado]. Universidade Estadual de Campinas.
- Freire, A. L. O. (2007). Dinâmicas sócio-espaciais da Região Metropolitana da Grande Vitória-ES. *Revista Tamoios*, 3(1).
- Galindo, A. M. C., Vignoli, J. R., Acuña, M., Barquero, J. A., Macadar, D., da Cunha, J. M. P. y Sobrino, J. (2016). Migración interna y cambios metropolitanos: ¿Qué está pasando en las grandes ciudades de América Latina? *Revista Latinoamericana de Población*, 10(18), 7–41.
- Graizbord, B. y Acuña, B. (2007). Movilidad residencial en la Ciudad de México. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 22(2), 291.
- Grafmeyer, Y. (2010). Approches sociologiques des choix résidentiels. En J.-Y. Authier, C. Bonvalet y J.-P. Lévy (Dir.), *Elire domicile. La construction sociale des choix résidentiels* (pp. 35–52). Presses Universitaires de Lyon.
- Hair, J. F. (2011). Multivariate data analysis: An overview. En M. Lovric (Ed.), *International encyclopedia of statistical science* (pp. 904–907). Springer.
- Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. (2016). *Arranjos populacionais e concentrações urbanas no Brasil (2ª ed.)*. Río de Janeiro.
- Instituto Brasileño de Geografía y Estadística. (2025). *Favelas e comunidades urbanas: resultados do universo (2ª ed.)*. Río de Janeiro.
- Iversen, V., Krishna, A. y Sen, K. (2019). Beyond poverty escapes—Social mobility in developing countries: A review article. *The World Bank Research Observer*, 34(2), 239–273. <https://doi.org/10.1093/wbro/lky005>
- Laschefski, K. y Costa, H. S. D. M. (2008). Segregação social como externalização de conflitos ambientais: A elitização do meio ambiente na APA-Sul, Região Metropolitana de Belo Horizonte. *Ambiente e Sociedade*, 11, 307–322.
- Lulle, T., Souchaud, S. y Contreras, Y. (2015). *Movilidades y cambio urbano: Bogotá, Santiago y São Paulo*. Universidad Externado de Colombia.

- Lulle, T., Contreras, Y., Cuervo, N., Flores, C., Gouëset, V., Jaramillo, S., Saenz, H. y otros. (2015). El acceso a la vivienda en los hogares populares de las periferias metropolitanas: ¿Lo informal es todavía un recurso frente a las restricciones de lo formal? En F. Dureau, T. Lulle, S. Souchaud y Y. Contreras (Eds.), *Movilidades y cambio urbano: Bogotá, Santiago y São Paulo* (pp. 1–40). Universidad Externado de Colombia.
- Lyra, A. P. R., Ferreira, G. L., Ferreira, G. A. C. y Lira, P. (Eds.). (2019). *Cidade e metrópole. Coleção Arquitetura e Cidade, 1*. Letra Capital Editora.
- Magalhães Leite, L. y Magalhães, M. A. (2012). Desigualdades intraestaduales no Espírito Santo: Uma abordagem espacial exploratória. *Revista de Economia, 38*(1).
- Marandola, E. y Hogan, D. J. (2009). Vulnerabilidade do lugar vs. vulnerabilidade sociodemográfica: Implicações metodológicas de uma velha questão. *Revista Brasileira de Estudos de População, 26*, 161–181.
- Marques, E. y Bitar, S. (2002). Espaço e grupos sociais na metrópole paulistana. *Novos Estudos Cebrap, 64*, 123–131.
- Matos, R. (2005). Periferias de grandes cidades e movimentos populacionais. *Cadernos Metrópole, 13*, 71–105.
- Molinatti, F., Rojas-Cabrera, E. y Peláez, E. (2014). Movilidad residencial intraurbana en contextos de escasos recursos: Córdoba (Argentina). *Bitácora Urbano Territorial, 24*(2), 31–40. <https://doi.org/10.15446/bitacora>
- Mulder, C. (2013). Family dynamics and housing. *Demographic Research, 29*, 355–378. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2013.29.14>
- Mulder, C. (2018). Putting family centre stage: Ties to nonresident family, internal migration, and immobility. *Demographic Research, 39*(1), 1151–1180. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2018.39.43>
- Mulder, C., Das, M. y Dewilde, C. (2012). Relative resources and moving from the joint home around divorce. *Journal of Housing and the Built Environment, 27*(2), 153–168. <https://doi.org/10.1007/s10901-011-9250-9>
- Mulder, C. y Hooimeijer, P. (1999). Residential relocations in the life course. En L. Van Wissen y P. A. Dykstra (Eds.), *Population issues: An interdisciplinary focus* (pp. 159–186). Springer.
- Mulder, C., Palomares-Linares, I. y Vidal, S. (2022). Internal migration, living close to family, and individual labour market outcomes in Spain. *Comparative Population Studies, 47*, 3–28.
- Ribeiro, F. A. S. (2025). *Mapa da desigualdade da Grande Vitória: Abordagem cartográfica da segregação socioespacial* [Dissertação de mestrado]. Universidad Federal de Espírito Santo.
- Rodríguez Vignoli, J. (2000). Vulnerabilidad demográfica: una faceta de las desventajas sociales. *Serie Población y Desarrollo, 5* (LC/L.1422-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Rodríguez Vignoli, J. (2007). Segregación residencial, migración y movilidad espacial: el caso de Santiago de Chile. *Cadernos Metrópole, 17*, 135–168.
- Rodríguez Vignoli, J. (2008). Movilidad cotidiana, desigualdad social y segregación residencial en cuatro metrópolis de América Latina. *EURE (Santiago), 34*(103), 49–71.
- Rogers, A. y Castro, L. J. (1981). *Model migration schedules* (Research Report 1). International Institute for Applied Systems Analysis.
- Santos, R. O. dos, Barbieri, A. F. y Amaral, E. F. de L. (2023). Transiciones del curso de vida y migración interna en el Brasil: un análisis basado en datos de múltiples períodos. *Notas de Población, 116*, 105–136.
- Sen, A. (2000). *Desenvolvimento como liberdade*. Companhia das Letras.
- Shapira, M., Gayle, V. y Graham, E. (2019). Moving on and moving out: The implications of socio-spatial mobility for union stability. *Population, Space and Place, 25*(2), 1–20. <https://doi.org/10.1002/psp.2227>
- Silva, K. A. A. D., Cunha, J. M. P. D. y Ortega, G. M. (2017). Um olhar demográfico sobre a constituição da macrometrópole paulista: Fluxos populacionais, integração e complementaridade. *Cadernos Metrópole, 19*, 721–748.

- Simão, A. B., Coutinho, R. Z. y Guedes, G. R. (2020). Desejo por filhos entre mulheres de alta escolaridade: Conflitos, mudanças e permanências. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 37, 1–23. <https://doi.org/10.20947/S0102-309820200001>
- Siqueira, M. P. S. (2001). *Industrialização e empobrecimento urbano: O caso da Grande Vitória 1950–1980*. EDUFES.
- Smolka, M. O. (1992). Mobilidade intra-urbana no Rio de Janeiro: Da estratificação social à segregação residencial no espaço. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 9(2), 97–114.
- Sobrinho, J. (2024). Movilidad por motivo de trabajo en zonas metropolitanas de México, 2000–2020. *Documentos de Proyectos* (LC/TS.2024/72). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Taschner, S. P. y Bogus, L. M. M. (1986). Mobilidade espacial da população brasileira: Aspectos e tendências. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 3(2), 87–129.
- Torres, H. D. G., Marques, E., Ferreira, M. P. y Bitar, S. (2003). Pobreza e espaço: Padrões de segregação em São Paulo. *Estudos Avançados*, 17, 97–128.

Anexo A1

Cuadro A1.1
**Región Metropolitana de Grande Vitória (Brasil): resultado del modelo 2
 de regresión logística binaria para la población residente en zonas
 de alta y baja vulnerabilidad a la pobreza, 2022**

Variables	Cocientes de probabilidades (<i>odds ratio</i>)	Intervalo de confianza (95%)	Valor <i>p</i>
Nivel educativo			
Hasta educación primaria (referencia)	1,00		
Educación secundaria o superior	0,069	(0,025-0,192)	0,000
Raza o color			
Blanco (referencia)	1,00		
Mestizo	5,953	(1,767-20,053)	0,004
Negro	1,399	(0,464-4,222)	0,551

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Universidad Federal de Espírito Santo. Investigación MigraFamília, 2022, procesamiento estadístico.

Distribución regional y estructura espacial de la migración de las personas mayores en el Brasil

Rodrigo Coelho de Carvalho¹
Carlos Fernando Ferreira Lobo²

Recibido: 27/01/2025
Aceptado: 07/02/2025

Resumen

Pese al rápido envejecimiento de la población brasileña y las potenciales implicaciones demográficas, sociales y económicas de la migración de las personas mayores, hay escasos estudios al respecto en el Brasil. En este trabajo se analiza la distribución regional y estructura espacial de la migración de personas mayores en el país y su evolución temporal, comparando datos de los censos demográficos de 1991 y 2010. Junto con análisis multiescalares de los patrones migratorios, se utilizó un método centrado en la intensidad de la interacción entre los lugares de origen y destino, lo que neutraliza el efecto de la magnitud de los flujos. Se halló una gran heterogeneidad regional en este tipo de migración y, a pesar de la similitud con los patrones migratorios de la población adulta en general, se observó entre las personas mayores una tendencia a desplazarse distancias más cortas, y vectores de distribución más estables y concentrados espacialmente.

Palabras clave: Personas mayores, migrantes, migración interna, distribución de la población, estadísticas de migración, tendencias demográficas, Brasil.

¹ Geógrafo y Doctor en Demografía del Departamento de Geografía del Instituto de Geociencias de la Universidad Federal de Minas Gerais (Belo Horizonte, Brasil). Correo electrónico: rccgeo@gmail.com.

² Geógrafo y Doctor en Geografía del Departamento de Geografía del Instituto de Geociencias de la Universidad Federal de Minas Gerais (Belo Horizonte, Brasil). Correo electrónico: carlosfflobo@gmail.com.

Abstract

Despite rapid population ageing in Brazil and the potential demographic, social and economic implications of migration of older persons, few studies have been conducted on the subject in that country. This paper presents an analysis of the regional distribution and spatial structure of migration of older persons in Brazil and related trends over time, comparing data from the 1991 and 2010 population censuses. In addition to multiscale analyses of migration patterns, we took an approach focused on the intensity of interaction between places of origin and destination, which neutralizes the effect of the magnitude of flows. We found that trends in this type of migration were considerably mixed across regions and, despite the similarity with migration patterns for the adult population in general, among older persons, there was a tendency to move shorter distances, and distribution vectors were more stable and spatially concentrated.

Keywords: Ageing persons, migrants, internal migration, population distribution, migration statistics, population trends, Brazil.

Introducción

A partir de la década de 1960, la acelerada caída de la fecundidad y, en menor medida, el aumento de la esperanza de vida, impulsaron un rápido proceso de envejecimiento poblacional, que modificó significativamente la estructura etaria del Brasil (Carvalho y Garcia, 2003; Brito y Schneider, 2018). Entre 1991 y 2010, el período objeto de este estudio, la edad mediana aumentó de 22 a 29 años. En 2022, la edad mediana alcanzó los 35 años, según datos preliminares del último censo demográfico. En dicho período, la proporción de personas mayores —personas de 60 años o más, según la legislación brasileña— aumentó 3,5 puntos porcentuales, del 7,3% en 1991 al 10,8% en 2010 (y alcanzó el 15,8% en 2022), lo que representa un incremento de casi 10 millones de personas (9.867.892) en este grupo etario. En el mismo período, el índice de envejecimiento —número de personas de 60 años por cada 100 personas menores de 15 años— aumentó de 21,0 a 44,8 (y alcanzó el 80,0 en 2022). De acuerdo con la última revisión de las proyecciones poblacionales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) (2018), la proporción de personas mayores en el país superará a la de menores de 15 años en 2031.

Ante este acelerado proceso de envejecimiento poblacional, se presentan una serie de nuevos desafíos y oportunidades. Sin embargo, incluso en este nuevo contexto, sorprende la escasez de estudios dedicados a la migración de las personas mayores en el Brasil. En países más desarrollados y en etapas más avanzadas de transición demográfica, la literatura sobre el tema es relativamente abundante, lo que se justifica por las potenciales implicaciones demográficas, sociales y económicas en los lugares de origen y destino de los flujos migratorios (Walters, 2000, Campos y Barbieri, 2013). Sin embargo, pocos de esos estudios abordan directamente los patrones espaciales. Castro y Rogers (1984) demostraron que los patrones espaciales de la migración son sensibles a los cambios en la estructura por sexo y edad de la población. Por lo tanto, en el presente estudio se plantean las siguientes cuestiones: ¿han repercutido la transición demográfica y el consecuente aumento de la población de personas mayores en la distribución regional y la estructura espacial de las migraciones internas en el Brasil? y ¿se observan patrones espaciales diferenciados al comparar la migración de las personas mayores con la de población adulta en general? En este sentido, los datos de los últimos censos demográficos dan señales del surgimiento de nuevos patrones migratorios y de una creciente selectividad en los flujos según distintos criterios, entre ellos, la edad (Baeninger, 2011; Lobo, 2016; Rigotti et. al, 2017).

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es investigar la distribución regional y la estructura espacial de las migraciones de personas mayores en el Brasil, comparando datos extraídos de los censos demográficos de 1991 y 2010. Para ello, se utilizaron métodos de análisis espacial, así como indicadores de patrones espaciales, mediante herramientas disponibles en los sistemas de información geográfica (SIG). La descripción y el análisis de la estructura espacial de la migración de personas mayores se lleva a cabo mediante el enfoque de componentes multiplicativos, propuesto en Rogers et al. (2002), el cual permite explorar la dimensión de la conectividad migratoria, frecuentemente ignorada en los trabajos sobre migraciones (Bell et al., 2002).

Los estudios formales de la estructura espacial de las migraciones son relativamente recientes y escasos en comparación con los estudios de sus patrones etarios. Incluso estos últimos son muy poco numerosos en comparación con los estudios tradicionales sobre los otros componentes de la dinámica demográfica: la mortalidad y la fecundidad. La existencia de vínculos estables entre espacios está asociada a las tendencias en la propensión a migrar y puede ofrecer indicios sobre el futuro de las migraciones, especialmente si se considera la tendencia a la formación de clústeres de flujos en algunos orígenes y destinos.

Se sabe que, debido a la selectividad por edad, los patrones espaciales de la migración tienden a diferir según la edad. Eso ocurre porque la motivación para migrar representa la principal razón de la diferencia espacial de los flujos migratorios (Campos y Barbieri, 2013). Diferentes eventos y transiciones vitales se asocian a diferentes grados de propensión a migrar, y a factores relacionados con los lugares de origen y destino de los flujos migratorios característicos de cada región. En otras palabras, los factores que llevan a la abrumadora mayoría de los migrantes —normalmente adultos jóvenes— a migrar difieren mucho de los factores que llevan a las personas mayores a migrar. Según Campos y Barbieri (2013, p. 70), mientras que, en el primer caso, predominan factores como el ingreso a la educación superior, la entrada al mercado laboral o el matrimonio, en el caso de las personas mayores tienen mayor peso factores como la jubilación, el estado de salud, la búsqueda de apoyo y reunión familiar, la viudez y la búsqueda de residencia en lugares que presentan servicios y comodidades como un clima agradable, un bajo costo de vida, seguridad e instituciones de salud. Estos mismos autores dan ejemplos de diversos estudios dedicados exclusivamente a cada uno de esos temas, pero también llaman la atención sobre el hecho de que dichos factores normalmente actúan de forma conjunta, lo que da lugar a la clasificación de diversas tipologías de personas mayores migrantes (Wiseman y Roseman, 1979; Litwalk y Longino, 1987; Walters, 2000).

El hecho de que la oferta de empleo deje de ser un requisito de ubicación relevante en las edades más avanzadas puede traducirse en una búsqueda de destinos diferenciados entre las personas mayores y el resto de la población. Sin embargo, dado que una gran parte de los migrantes migra de forma dependiente de otras personas (Mincer, 1978), además de las etapas del ciclo de vida individual, es importante considerar también el ciclo de vida del hogar o del grupo familiar; es decir, las variaciones a lo largo del tiempo de características como la composición de la familia, la edad y las relaciones de parentesco, ya que, como ocurre en el ciclo de vida individual, la etapa en la que se encuentra el hogar influye en su demanda de residencia y, por tanto, en su propensión migratoria (Campos y Barbieri, 2013, p. 72).

Por esta misma razón, Castro y Rogers (1984) ya destacaban la utilidad de encuadrar la migración en un marco que considere los movimientos dependientes (migraciones de familias) e independientes (personas que migran solas). También muestran cómo la composición etaria de la migración refleja aspectos clave de la estructura familiar (por ejemplo, los niveles de dependencia) y de los patrones migratorios, así como la composición etaria de las poblaciones refleja regímenes particulares de fecundidad y mortalidad. La consideración del contexto familiar o del hogar es importante porque está relacionada con la unidad decisoria y la

motivación de la migración, aspecto destacado por los teóricos de “The new economics of labor migration” (Stark y Bloom, 1985). Por ejemplo, en las migraciones familiares es más probable que haya una mayor proporción de niños y personas mayores en comparación con los movimientos individuales.

La comprensión de los determinantes de la migración de las personas mayores también debe considerar, además de las características individuales de estos migrantes y su contexto familiar, los atributos de los lugares donde se producen estos flujos, con el fin de conocer las preferencias de ubicación y los posibles factores que conducen a la emigración de las personas mayores. No todos los movimientos son causados por transiciones en el curso de la vida y, en algunos casos, los cambios contextuales, que normalmente se tratan como determinantes distantes, pueden provocar migraciones directamente, como en el caso de los cambios en las condiciones económicas de una determinada región (Bernard et al., 2014). Para Campos y Barbieri (2013), la exploración de las características inherentes a las regiones de origen y destino de la migración de las personas mayores constituye una importante laguna en la bibliografía nacional sobre el tema. Por lo tanto, además de los aspectos asociados al ciclo de vida (de las personas y de los hogares), a la etapa en la trayectoria laboral y a los condicionantes coyunturales, es necesario evaluar las diferencias regionales, que pueden reflejar patrones migratorios distintos. Rogers (1988), por ejemplo, constató que existía una relación estrecha entre la distancia y los patrones etarios de la migración de las personas mayores, y destacó que los análisis deben tener en cuenta esta relación. Además, halló una fuerte relación entre la distancia y la concentración espacial de los flujos, es decir que la migración de las personas mayores de larga distancia (normalmente relacionada con la búsqueda de servicios o comodidades) está mucho más concentrada espacialmente en unos pocos destinos que la migración de corta distancia (normalmente motivada por la búsqueda de asistencia médica y del apoyo de familiares).

Este artículo se divide en cuatro secciones, incluida la presente introducción. En la sección A se describe cómo se trataron los datos censales sobre la migración de las personas mayores y las estrategias metodológicas utilizadas para analizar su distribución regional y estructura espacial. En la sección B, se presentan los resultados, análisis y discusiones sobre los patrones etarios de la migración a lo largo de las últimas décadas, junto con los cambios en la intensidad relativa y absoluta de esta migración, los diferenciales regionales y entre grupos etarios, y los principales vectores de distribución o redistribución poblacional en el Brasil. El artículo concluye con algunas consideraciones finales sobre los principales hallazgos de la investigación y las perspectivas futuras.

A. Materiales y métodos

Para realizar los análisis, se utilizaron los microdatos de la muestra de los censos demográficos de 1991 y 2010, empleando las preguntas que caracterizan la llamada “migración de última etapa”. El concepto de “migrante de última etapa” identifica como migrante a todo individuo

que residió en una unidad espacial diferente a aquella en la que fue censado en los diez años anteriores a la fecha de referencia del censo, independientemente del lugar de residencia en la fecha del censo anterior, que incluso podría ser el lugar de residencia actual (Carvalho y Rigotti, 1998).

La información de última etapa resulta de la combinación de las variables relativas al tiempo de residencia y el lugar de última residencia, y proporciona una muestra y un alcance temporal más amplio que los datos de fecha fija, que son más comúnmente utilizados. El uso de la información censal que implica una muestra más amplia es particularmente relevante en el caso de las personas mayores, que constituyen una porción minoritaria de los migrantes. Sin embargo, este criterio presenta algunas limitaciones en comparación con el de fecha fija, como en el caso del cálculo de saldos, que requiere la delimitación de dos fechas específicas para calcular el balance de entradas y salidas de migrantes. Al no contener esta especificación, el criterio de última etapa no se considera el más adecuado para este cálculo ni, en consecuencia, para evaluar el crecimiento demográfico de un período atribuible a la migración.

Por otro lado, solo la información basada en este criterio permite estimar con relativa precisión la edad del migrante en el momento de la migración, restando el tiempo de residencia en la localidad a la edad. Dado que la pregunta de fecha fija tiene un período de referencia de cinco años, un migrante que en la fecha de referencia del censo tiene, por ejemplo, 62 años, podría haber migrado con cualquier edad entre los 57 y los 62 años, es decir, podría haber sido una persona mayor o no en el momento de la migración. Dado que el enfoque de este estudio es la migración de personas mayores, este es un dato crucial. Otra ventaja del uso de la información de última etapa es que proporciona un panorama aproximado de la evolución de las migraciones a lo largo del tiempo, mientras que el criterio de la variable de fecha fija ofrece únicamente una estimación puntual. Sin embargo, cabe señalar que, como solo se declara la última etapa, a medida que se retrocede en el tiempo, las informaciones se vuelven aún más incompletas.

Teniendo en cuenta el proceso de envejecimiento de la población brasileña, para analizar adecuadamente las tendencias recientes de la migración de las personas mayores (de 60 años o más), resulta fundamental tener en cuenta el perfil etario de los migrantes y su relación con las poblaciones a las que pertenecen. Para ello, es importante considerar la edad en el momento de la migración, a fin de constatar que migraron con más de 60 años, ya que las personas clasificadas como migrantes de última etapa en un determinado censo no eran necesariamente mayores cuando migraron. El problema es que, al utilizar la edad en el momento de la migración para calcular la proporción de migrantes de última etapa por edad en una determinada población y en un determinado año censal, los migrantes pueden ser asignados a categorías etarias a las que ya no pertenecen, pues integraban dichas categorías en el momento en que migraron, pero no en la fecha de referencia del censo. Esto requiere cautela en la interpretación de los datos, ya que la edad de las personas que migraron en distintos momentos del tiempo será vinculada con la población en una fecha específica. Esto significa que no se trata propiamente de una proporción, dado que los individuos en el numerador (migrantes) no forman parte, necesariamente, del denominador (población en ese

grupo etario). Aunque no es posible obtener valores precisos de la proporción de migrantes de última etapa por edad simple en la población, al proceder de esta manera, se puede obtener un panorama general de la distribución de los migrantes por edad y su evolución a lo largo del tiempo, y evaluar las diferencias regionales. La estrategia propuesta ofrece una medida del impacto de la migración sobre la población receptora y proporciona una estimación aproximada de la composición de la población en relación con la situación migratoria.

Se evaluó la proporción de migrantes de última etapa en el momento de la migración en relación con las poblaciones censadas en 1991 y 2010, desagregadas por edad, gran región de residencia (en la fecha de referencia del censo) y nivel de agregación espacial. En 2010, el territorio brasileño estaba dividido en 5.564 municipios, 558 microrregiones, 137 mesorregiones, 27 estados (incluido el Distrito Federal) y cinco grandes regiones geográficas. Las diferencias entre estos niveles de agregación son indicativas de particularidades en los patrones migratorios según la edad, en la medida en que permiten, entre otras cosas, hacer inferencias sobre las distancias migradas. Los siguientes análisis se centran en las migraciones entre microrregiones geográficas, cuyos límites fueron definidos sobre la base de las propiedades funcionales de los espacios, concebidos de manera que aseguren cierto grado de coherencia interna en términos socioeconómicos y geohistóricos (al igual que las mesorregiones, que consisten en agrupaciones de microrregiones). La elección de esta unidad espacial de referencia se justifica por el hecho de que los análisis en niveles espacialmente más desagregados requieren mayor precaución debido a la reducción del tamaño muestral utilizado en el momento del censo, sobre todo cuando hay desagregación por subgrupos poblacionales.

Para evaluar el efecto de la transición demográfica entre los dos censos en el perfil etario de los migrantes intermicrorregionales, además de considerar las edades medianas de los migrantes, se comparó la variación porcentual de diferentes grupos etarios de la población y de los migrantes de última etapa de esos mismos grupos en el mismo período. Para ampliar el análisis de la distribución regional de los migrantes mayores, se elaboraron mapas que representan la proporción de personas inmigrantes mayores en relación con el total de migrantes en 1991 y 2010. Por último, para analizar la distribución y estructura espacial de la migración de las personas mayores en el Brasil, además de los mapas de flujos tradicionales, que representan los principales vectores de redistribución poblacional a nivel microrregional, en esta investigación también se utilizó un método desarrollado en Rogers et al. (2002), que define la estructura espacial de la migración como una descripción particular de las matrices de origen y destino. El método consiste en construir un factor de interacción capaz de neutralizar la influencia del tamaño de las poblaciones en los flujos migratorios y de captar el grado de interacción o conectividad entre los lugares de origen y destino. Este método es especialmente útil para describir y analizar los patrones de migración a lo largo del tiempo, revelar subsistemas migratorios y explorar la fuerza de los vínculos espaciales más allá de la simple consideración de las magnitudes de los flujos (Carvalho, 2017).

La descripción de la estructura geográfica de las migraciones entre las microrregiones se realizó mediante un modelo de componentes multiplicativos (*multiplicative component approach*) (Rogers et al., 2002; Maier y Vyborny, 2005). Esta metodología puede utilizarse para

crear matrices de origen-destino que reflejen mejor la estructura espacial de las migraciones, en la medida en que indican la fuerza de la conectividad entre los lugares de origen y destino de la migración, lo que neutraliza la influencia del tamaño de las poblaciones mediante la estandarización de los valores de las matrices de origen y destino. Estas matrices pueden utilizarse de forma independiente o complementaria a las matrices tradicionales de flujos, ya que abordan diferentes dimensiones de la migración: conectividad e intensidad, respectivamente (Bell et al., 2002). El factor de interacción se generó mediante una técnica de descomposición multiplicativa, como se muestra a continuación:

$$n_{ij} = (T)(O_i)(D_j)(OD_{ij}) \quad (1)$$

donde n_{ij} es el flujo migratorio observado del origen i al destino j , T es el número total de migrantes, O_i es la proporción del total de emigrantes que salen del área i , D_j es la proporción del total de inmigrantes que se trasladan al área j y OD_{ij} es el factor de interacción. Si se reestructura la fórmula 1, como se presenta a continuación en la fórmula 2, es posible apreciar que el factor de interacción puede interpretarse simplemente como la razón entre los flujos migratorios observados y los esperados.

$$OD_{ij} = \frac{n_{ij}}{(T)(O_i)(D_j)} \quad (2)$$

La migración esperada entre i y j considera el volumen total de migrantes que salen del área i y el volumen total de migrantes que llegan al área j en un determinado período, en relación con el volumen total de migrantes, como si las distancias entre los lugares no importaran y todas las unidades espaciales tuvieran la misma probabilidad de estar conectadas entre sí. La migración esperada ignora el efecto de fricción de la distancia, es decir, la tendencia a la disminución de las interacciones entre los lugares a medida que aumenta la distancia entre ellos. Así, los factores de interacción con valores superiores a uno representan interacciones más fuertes de lo esperado y viceversa.

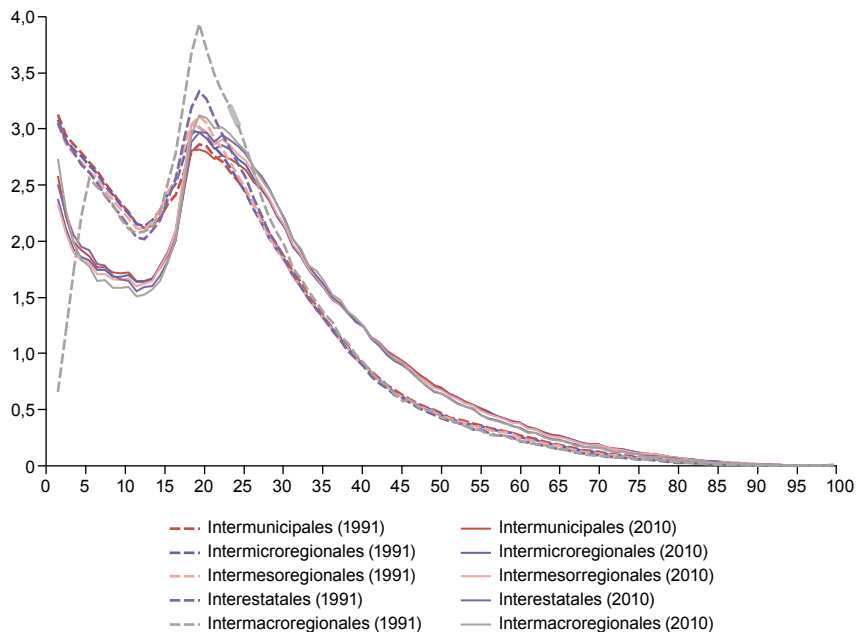
B. Resultados y discusión

El gráfico 1 muestra la proporción de migrantes de última etapa por edad simple de diferentes niveles de agregación espacial en relación con el total de migrantes del nivel correspondiente en 1991 y 2010. Ambos censos presentaron un perfil etario similar, independientemente del nivel de agregación espacial. Sin embargo, en 1991, se observa una diferencia considerable en las primeras edades a nivel macrorregional (que hace referencia a las grandes regiones) en comparación con los otros niveles de agregación. En ese mismo año, también se observa una mayor variación alrededor de los 20 años, edad en la que se registra el punto más alto de las migraciones: cuanto mayor es el nivel de agregación espacial, mayor tiende a ser la proporción de migrantes de esa edad en relación con el total de migrantes (esta tendencia también puede observarse en 2010, pero con menor intensidad). El gráfico permite observar

un claro envejecimiento del perfil etario entre 1991 y 2010, lo que indica que la transición demográfica influye en el patrón de edad de los migrantes. Mientras que en 1991 la edad mediana de los migrantes intermicrorregionales era de 20,4 años, en 2010 aumentó a 24,3 años, es decir que se registró una diferencia de casi cuatro años entre los dos censos. Aunque este aumento fue inferior al incremento de la edad mediana de la población en general (siete años), debe tenerse en cuenta que existe una fuerte selectividad etaria en las migraciones, lo que lleva a un predominio de adultos jóvenes.

Gráfico 1

Brasil: proporción de migrantes de última etapa por edad simple, según diferentes niveles de agregación espacial, en relación con el total de migrantes del mismo nivel, 1991 y 2010
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

El cuadro 1 muestra la proporción de personas mayores migrantes de diferentes niveles de agregación espacial en relación con la población de personas mayores censadas en 1991 y 2010. Aunque el volumen absoluto total de migrantes aumentó entre estos dos censos, la intensidad de la migración en relación con la población disminuyó. Sin embargo, la reducción del volumen relativo fue menor en el caso de las personas mayores, probablemente como consecuencia de la transición demográfica. Además, entre las personas mayores migrantes de niveles más agregados (interestatales e intermacroregionales), la proporción en relación con la población llegó a aumentar, como muestra el cuadro 1. Estas variaciones entre los niveles de agregación subrayan la relevancia de los análisis multiescalares de las migraciones.

Cuadro 1

Brasil: volumen y proporción de personas mayores migrantes de última etapa según nivel de agregación espacial, 1991 y 2010

(En número de personas y porcentajes)

Migrantes	Volumen			Proporción		
	1991	2010	Diferencia	1991	2010	Diferencia
Intermunicipales	780 931	1 212 038	431 107	7,3	5,9	-1,4
Intermicrorregionales	521 113	858 960	337 847	4,9	4,2	-0,7
Intermesorregionales	398 313	679 679	281 366	3,7	3,3	-0,4
Interestatales	205 886	433 632	227 746	1,9	2,1	0,2
Intermacroregionales	77 373	269 460	192 087	0,7	1,3	0,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

El cuadro 2 presenta el porcentaje de personas clasificadas como migrantes de última etapa en 1991 y 2010 que, en el momento de la migración, eran jóvenes (0 a 14 años), adultas (15 a 59 años) o mayores (60 años o más). La discriminación de los resultados por gran región de residencia en la fecha de referencia del censo y por nivel de agregación espacial de la migración permite hacer inferencias sobre las distancias migratorias y las diferencias regionales en los perfiles etarios de los migrantes. Así, en primer lugar, en 1991 se observa una tendencia general de reducción de la proporción de personas mayores y jóvenes migrantes a medida que aumenta el nivel de agregación, al contrario de lo que ocurría con las personas adultas, lo que indica que, en general, estas últimas tendían a desplazarse distancias mayores que los otros grupos; en segundo lugar, en el caso de las personas mayores, esta tendencia de reducción progresiva solo se verifica hasta el nivel estatal, que presentó porcentajes superiores a los del nivel macrorregional. Esto ocurre en todas las regiones, excepto la Sudeste, lo que puede estar asociado a las migraciones de retorno desde esta región hacia la Nordeste.

Cuadro 2

Brasil: distribución de las personas migrantes de última etapa por grandes grupos de edad, según grandes regiones y nivel de agregación espacial, 1991 y 2010

(En porcentajes)

Grupos etarios	Regiones											
	Norte		Nordeste		Sudeste		Sur		Centro-Oeste		Brasil	
	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010
Migrantes intermunicipales												
0 a 14 años	42,2	35,3	41,2	34,5	34,6	28,8	35,2	28,3	38,1	30,7	37,3	30,9
15 a 59 años	55,7	61,6	55,5	61,1	62,4	66,5	61,8	67,1	59,6	65,9	59,8	64,8
60 años o más	2,1	3,0	3,2	4,4	3,0	4,7	3,0	4,5	2,3	3,4	2,9	4,3
Migrantes intermicrorregionales												
0 a 14 años	42,2	33,0	40,6	32,5	34,2	25,9	34,9	26,2	37,8	28,3	37,0	28,5
15 a 59 años	55,9	64,0	56,3	63,1	62,9	69,3	62,2	69,3	60,0	68,3	60,2	67,2
60 años o más	1,9	3,0	3,0	4,3	2,9	4,8	2,9	4,6	2,3	3,4	2,8	4,3
Migrantes intermesorregionales												
0 a 14 años	41,3	31,7	40,0	32,1	33,5	24,7	34,9	25,7	37,5	27,8	36,5	27,6
15 a 59 años	56,8	65,2	57,1	63,6	63,6	70,5	62,3	70,0	60,3	68,8	60,8	68,1
60 años o más	1,9	3,1	2,8	4,3	2,9	4,8	2,8	4,4	2,2	3,4	2,7	4,3

Grupos etarios	Regiones											
	Norte		Nordeste		Sudeste		Sur		Centro-Oeste		Brasil	
	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010
Migrantes interestatales												
0 a 14 años	40,8	31,2	40,3	34,2	32,4	25,4	35,9	27,0	36,9	28,4	36,1	28,5
15 a 59 años	57,3	65,7	57,1	61,9	65,4	70,7	61,3	68,9	60,9	68,4	61,6	67,7
60 años o más	1,9	3,1	2,6	4,0	2,2	3,9	2,8	4,1	2,2	3,2	2,3	3,7
Migrantes intermacrorregionales												
0 a 14 años	33,0	31,2	32,9	39,2	25,6	27,6	30,5	29,6	28,7	27,6	28,7	30,5
15 a 59 años	64,8	65,5	64,1	57,0	72,3	69,0	66,1	66,2	68,7	69,0	68,9	65,9
60 años o más	2,3	3,3	2,9	3,8	2,0	3,4	3,4	4,2	2,6	3,4	2,4	3,5

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

En el período entre 1991 y 2010, los efectos de la transición demográfica en el perfil etario de los migrantes se hicieron evidentes: hubo un aumento de la proporción de personas mayores en todas las regiones y en todos los niveles de agregación, además de una fuerte reducción de la proporción de migrantes jóvenes y un incremento de la proporción de personas adultas migrantes. Las únicas excepciones se dieron en el nivel macrorregional, donde hubo un aumento de casi 2 puntos porcentuales de la proporción de niños y una disminución de 3 puntos porcentuales de la proporción de población adulta (inducidas por las regiones Nordeste y Sudeste). En ambos censos, como era de esperar, predomina el grupo de los adultos en todos los niveles. Esto no ocurre solo porque este grupo tiene un intervalo etario de mayor amplitud, sino también por la conocida selectividad etaria de las migraciones, en las que predominan los adultos jóvenes, como se muestra en el gráfico 1.

En términos comparativos, se observa un predominio particularmente fuerte de personas adultas en las migraciones entre las grandes regiones en 1991, lo que indica un predominio de los movimientos independientes en las migraciones de larga distancia dentro de ese grupo, es decir, personas que migran por sí solas. La marcada diferencia (7,4 puntos porcentuales) en la proporción de niños migrantes entre el nivel estatal y macrorregional refuerza esta hipótesis. Los datos de 2010 parecen indicar una inflexión en las tendencias en este sentido. En este censo, esa diferencia es mucho menos pronunciada, de solo 2 puntos porcentuales, y, contrariamente a la tendencia previamente señalada de reducción de la proporción de migrantes jóvenes a medida que aumenta el nivel de agregación, hay un aumento en esta proporción desde el nivel mesorregional hasta el estatal y desde el estatal hasta el macrorregional, lo que sugiere un incremento de los movimientos dependientes en las migraciones de larga distancia (migraciones de familias o personas acompañadas por sus hijos). En el caso de las personas mayores, en 2010, esta proporción se mantiene en el mismo nivel en los tres primeros niveles (4,3%) y disminuye en los dos niveles más agregados, lo que indica que las personas mayores migrantes tienden a desplazarse distancias más cortas que los otros grupos.

En cuanto a los patrones regionales, si bien los datos del cuadro 2 revelan una gran heterogeneidad en los perfiles etarios de los migrantes, en general, suelen ser coherentes con la estructura etaria de las regiones de destino de la migración. Como ya observó Carvalho (2017), la transición demográfica es un proceso marcado por diferencias regionales significativas

respecto al tiempo y la velocidad de los cambios en los niveles de las tasas vitales. La menor diferencia entre las grandes regiones en 2010 refuerza esta hipótesis, ya que muestra una tendencia a la convergencia de los perfiles etarios.

En ambos censos, se observó una tendencia en las regiones Sur y Sudeste —las primeras del país en iniciar la transición demográfica— a una menor proporción de inmigrantes jóvenes y una mayor proporción de adultos en comparación con las demás regiones. En cuanto a las personas mayores migrantes, estas regiones mostraron una proporción más elevada en 2010, seguidas por la región Nordeste, que se encontraba en el mismo nivel en 1991 (con algunas excepciones a esta tendencia en los niveles más agregados). Es posible que esta diferencia sea resultado de un nivel relativamente alto de personas mayores inmigrantes en la región Nordeste, considerando el desfase temporal en la transición demográfica de esta región en relación con las regiones Sur y Sudeste, debido al aumento de las migraciones de retorno, especialmente desde el Sudeste hacia esta región a partir de la década de 1980 (Martine, 1994; Camarano y Abramovay, 1998; Rigotti, 2008).

En el otro extremo, la región Norte presentó la menor proporción de personas mayores inmigrantes en todos los niveles de agregación en ambos períodos, seguida por la región Centro-Oeste. Cabe mencionar la excepción de la región Sudeste, que presentó la menor proporción de personas mayores migrantes en el nivel macrorregional y un nivel similar al de la región Centro-Oeste en el nivel estatal en el censo de 1991, equivalencia que también puede observarse en el nivel macrorregional en 2010. En el caso de las regiones Norte y Centro-Oeste, la prevalencia de un perfil etario más joven de migrantes podría explicarse por la dinámica de ocupación o expansión de las fronteras agrícolas y minerales en estas regiones.

Según lo indicado anteriormente, a continuación se presentan los análisis correspondientes a las migraciones intermicrorregionales. Con el objetivo de comparar los cambios en la estructura etaria de la población y en el perfil etario de los migrantes, el cuadro 3 muestra la variación porcentual entre 1991 y 2010 del volumen de migrantes de distintos grupos de edad y la variación de la población en esos mismos grupos, desagregadas por gran región de residencia. Considerando el Brasil en su conjunto, se observó una reducción de aproximadamente el 10% en el volumen de jóvenes de 0 a 14 años (de 50.988.432 a 45.932.294), lo que refleja la disminución de las tasas de fecundidad en el país desde finales de la década de 1960 y el consecuente estrechamiento de la base de la pirámide etaria. Sin embargo, la reducción del volumen de migrantes en ese grupo etario fue proporcionalmente mucho mayor, superior al 18% (de 6.912.242 a 5.654.488). Esta disminución se observó en todas las regiones, incluidas la Norte y la Centro-Oeste, que presentaron una variación positiva en ese segmento de la población.

En relación con las personas adultas, mientras que la población aumentó aproximadamente un 46% (de 85.130.891 a 124.225.273), el volumen de migrantes en ese grupo etario creció en una proporción mucho menor, de solo un 18,6% (de 11.260.304 a 13.359.067), aunque con variaciones regionales bastante significativas (todas positivas). Entre 1991 y 2010, mientras la población de la región Norte creció casi un 86% (4.539.411 personas), la Sur presentó una variación de apenas un 35,5% (un incremento de 4.743.265 personas). En cuanto a los

migrantes, las regiones Nordeste y Sudeste registraron las menores variaciones (14,4% y 15,1%, respectivamente), mientras que Centro-Oeste y Norte mostraron los mayores aumentos, ambos por encima del 30%. No obstante, debe tenerse en cuenta que las dos primeras regiones son las más pobladas del país, mientras que las dos últimas tienen la población más baja.

Cuadro 3

Brasil: variación de la población y la proporción de inmigrantes intermicrorregionales de última etapa, desagregados por grupos de edad y por gran región de residencia, 1991-2010
(En porcentajes)

	Población total			Inmigrantes		
	0 a 14 años	15 a 59 años	60 años o más	0 a 14 años	15 a 59 años	60 años o más
Brasil	-9,9	45,9	92,9	-18,2	18,6	64,8
Regiones						
Norte	16,0	85,8	135,2	-10,4	31,1	78,5
Nordeste	-15,8	47,9	77,4	-18,3	14,4	46,3
Sudeste	-10,9	39,8	91,8	-20,9	15,1	71,6
Sur	-15,3	35,5	94,4	-21,1	17,3	65,4
Centro-Oeste	3,5	67,0	156,3	-12,8	32,5	76,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

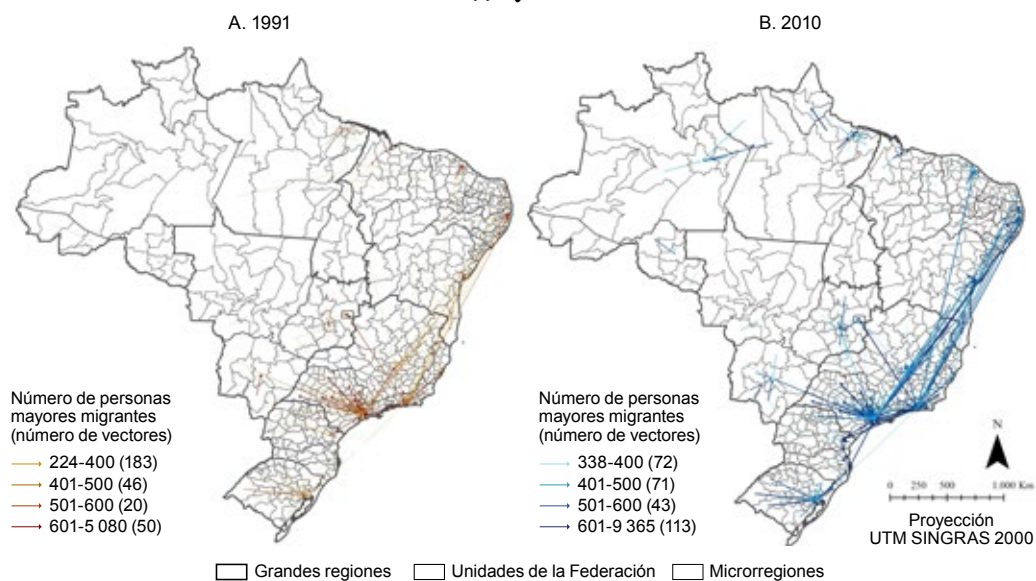
Las mayores variaciones, tanto en lo que respecta a la población como al volumen de migrantes, se registraron entre las personas mayores. En el período considerado, este segmento poblacional creció un 92,9% en el país (un aumento de casi 10 millones de personas) y el volumen de personas mayores migrantes aumentó un 64,8% (de 521.113 en 1991 a 858.960 en 2010). Todas las regiones presentaron un incremento positivo de la población de personas mayores superior al 90% (con excepción de la región Nordeste), y esta alza alcanzó el 156% en la región Centro-Oeste. Aunque el aumento del número de migrantes fue considerablemente inferior al crecimiento poblacional, se observó un crecimiento proporcional vertiginoso en el número de personas mayores migrantes en todas las regiones, con variaciones que se situaron entre el 46,3% (un aumento de 63.118 personas en relación con 1991) en la región Nordeste y el 78,5% (un aumento de 26.212 migrantes) en la región Norte. Estas observaciones parecen indicar que la transición demográfica tuvo un impacto en el perfil etario de los migrantes, aunque en una proporción menor que en la población general. En resumen, en todas las regiones, el crecimiento del número de personas migrantes adultas y mayores fue considerablemente inferior al aumento poblacional y, en el caso de las jóvenes, las reducciones en el volumen de migrantes fueron más pronunciadas que la reducción o desaceleración del crecimiento de este segmento poblacional.

En el mapa 1 se representan los vectores correspondientes a los 300 mayores flujos intermicrorregionales de personas mayores en 1991 y 2010. A pesar del significativo aumento absoluto y relativo del volumen de personas mayores migrantes entre 1991 y 2010, el patrón espacial de los vectores de redistribución no sufrió alteraciones sustanciales. Los flujos con origen y destino en las microrregiones en las que se encuentran las capitales de los estados

tuvieron una gran importancia en los dos censos considerados. Entre los mayores flujos, se destacan las migraciones originadas en la microrregión de São Paulo y dirigidas al interior del mismo estado, así como los flujos desde la microrregión de Río de Janeiro hacia el interior del estado y las microrregiones de los estados adyacentes. También llaman la atención los flujos intrarregionales tanto con origen como con destino en las microrregiones de Porto Alegre y Belo Horizonte. Los flujos de mayores distancias tienen como destino —y, con menor frecuencia, como origen— las microrregiones en las que se sitúan las capitales de la región Nordeste, que reciben volúmenes significativos de migrantes provenientes de la región Sudeste.

Mapa 1

Brasil: los 300 mayores flujos intermicrorregionales de última etapa de personas mayores, 1991 y 2010



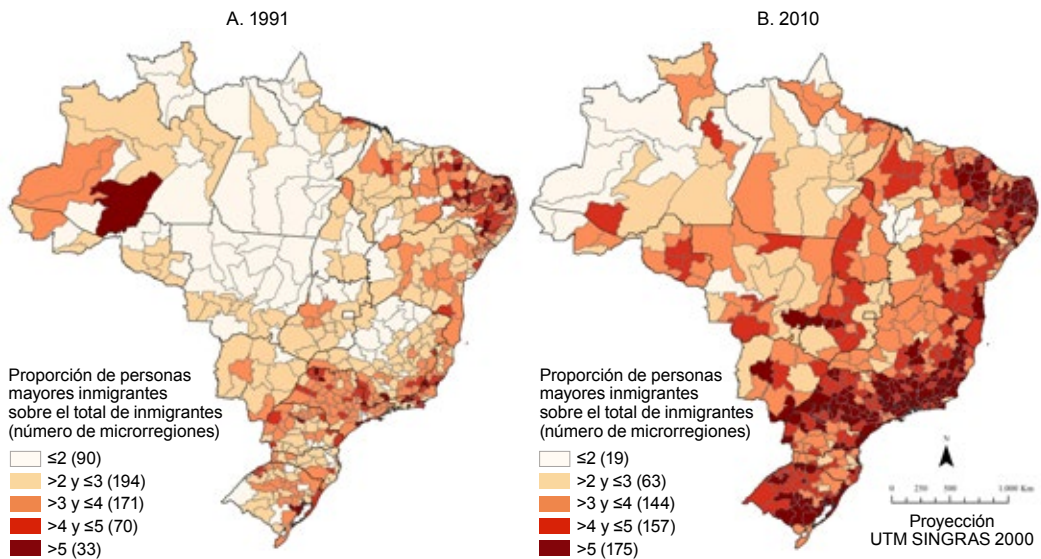
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

Los mapas que presentan los flujos de personas mayores muestran patrones similares a los de las personas adultas en términos generales. En ambos casos, la Región Metropolitana de São Paulo desempeña un papel destacado en los procesos de distribución y redistribución poblacional en el país, al igual que las microrregiones con las capitales estatales. Sin embargo, en el caso de las personas mayores, se observa una tendencia hacia una mayor concentración espacial de los flujos y una mayor similitud entre los dos períodos. Además, los principales flujos migratorios de personas mayores parecen ocurrir en distancias más cortas.

En el mapa 2 se representa la proporción de inmigrantes mayores en relación con el total de inmigrantes en las microrregiones en 1991 y 2010. La comparación entre los dos años (se mantiene la misma clasificación para ambos censos) muestra el significativo crecimiento de la participación de las personas mayores entre los migrantes en todo el país. En 1991, se observa

una concentración de microrregiones con una alta proporción de inmigrantes mayores en la región Nordeste (y, en menor medida, en la Sudeste), probablemente como efecto de las ya mencionadas migraciones de retorno hacia esta región. Las regiones Centro-Oeste y Norte presentaron las menores proporciones de personas inmigrantes mayores, especialmente en los estados de Mato Grosso y Pará, lo que puede explicarse por la dinámica de expansión de fronteras en estas regiones (incluso con la desaceleración de este proceso en la década de 1980, principalmente en la región Centro-Oeste). En 2010, aumenta considerablemente el número de microrregiones que tienen una proporción de personas mayores superior al 5% entre los inmigrantes en la región Nordeste, pero especialmente en las regiones Sudeste y Sur (sobre todo en Rio Grande do Sul), que presentan las estructuras etarias más envejecidas del país.

Mapa 2
Brasil: proporción de personas inmigrantes intermicrorregionales mayores en relación con el total de migrantes, 1991 y 2010
 (En porcentajes)



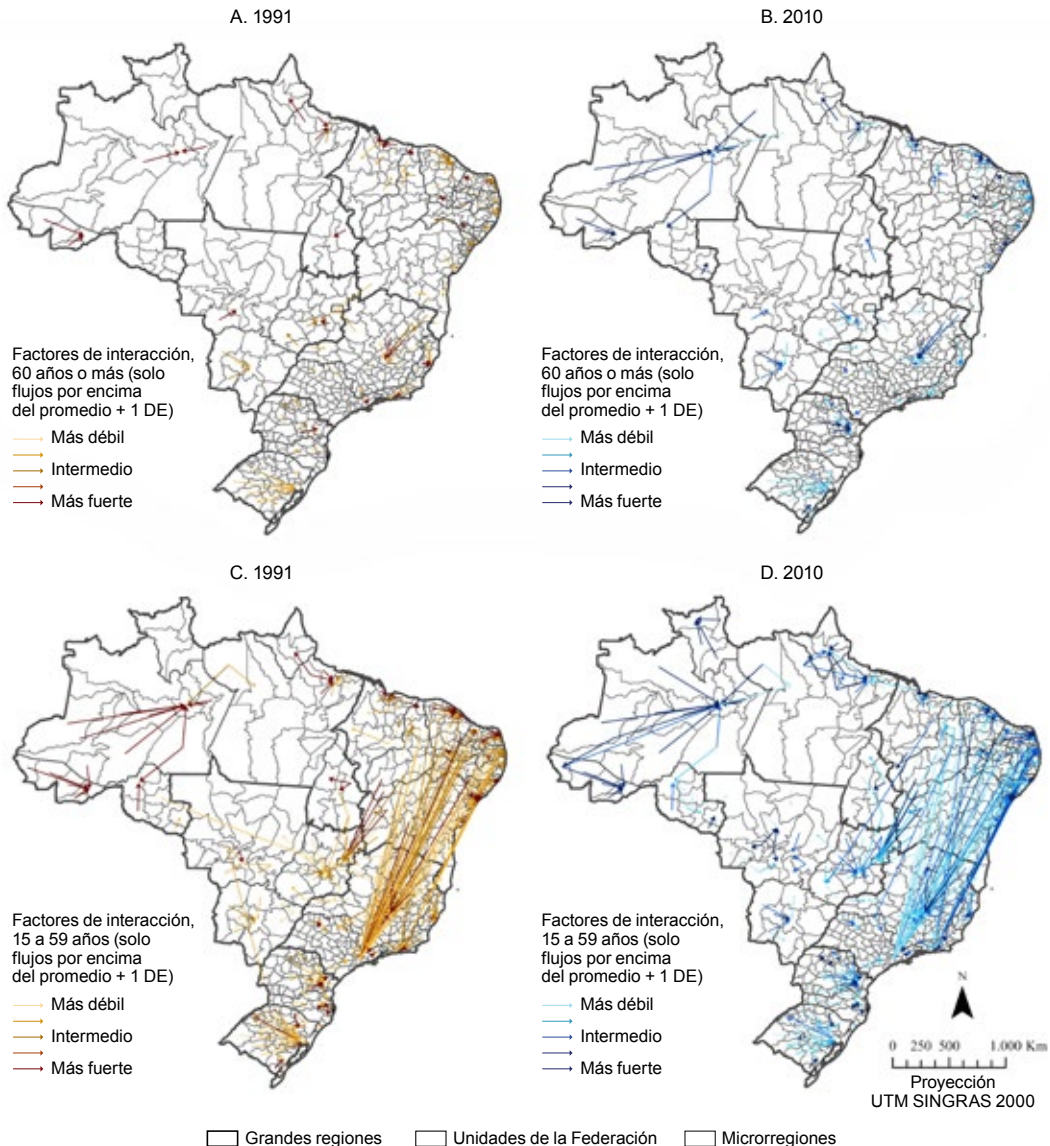
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

En el mapa 3 se representan las interacciones más fuertes entre las microrregiones en 1991 y 2010, considerando los flujos migratorios de personas mayores y adultas (que se incluyen con fines comparativos). Para evitar la sobrecarga visual, solo se representó el quintil superior de los factores de interacción y, para evitar la sobrerrepresentación de flujos con volúmenes muy reducidos, se estableció un punto de corte: solo se consideraron los flujos con volúmenes superiores a una desviación estándar por encima de la media. Ambos censos presentaron un patrón muy similar en los factores de interacción de los flujos de personas mayores, lo que puede explicarse por la conocida tendencia a la inercia de los movimientos poblacionales. Además, la predominancia de flujos de distancias más cortas se justifica por

la tendencia a la alta dependencia espacial en la matriz de los factores de interacción. Dado que una parte significativa de los migrantes se desplaza distancias cortas, se espera una mayor intensidad de intercambios migratorios entre microrregiones adyacentes que entre microrregiones distantes.

Mapa 3

Brasil: factores de interacción relativos a los flujos de personas adultas y mayores, quintil superior, 1991 y 2010



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos extraídos de los censos de 1991 y 2010.

En cuanto a la tendencia a la estabilidad de los patrones espaciales de la migración, se trata de un reflejo de las redes socioespaciales de la migración, es decir, de las conexiones entre lugares que reflejan los vínculos entre migrantes y no migrantes en los lugares de origen y destino. Según las teorías de las redes migratorias (Massey et al., 1993), el establecimiento de redes que conectan a los migrantes y a las personas en sus áreas de origen aumentaría las probabilidades de éxito y reduciría los riesgos y costos de las migraciones subsecuentes. Esto significa que la interacción e interdependencia de diferentes factores que se refuerzan mutuamente tienden a consolidar las redes migratorias, fortaleciendo los flujos en el tiempo y el espacio. Las redes constituirían una forma de capital social, lo que puede aumentar las probabilidades de migración en las áreas de origen a través del proceso autosostenible y difusor de la causalidad acumulativa (Massey et al., 1993).

Incluso con la neutralización del efecto de la magnitud de los flujos, el análisis de los mapas permite observar que todas las microrregiones que contienen capitales estatales presentaron un alto grado de atracción de personas mayores de las microrregiones del interior de sus propios estados, con la excepción de las microrregiones que contienen las capitales de São Paulo, Santa Catarina y Roraima (en Rondônia, la microrregión de Porto Velho, que, tras no haber mostrado interacción con ninguna microrregión en 1991, pasó a mostrar una fuerte conexión en 2010 con Madeira, una microrregión del estado de Amazonas). Destacan por su atracción las microrregiones de Porto Alegre, Belo Horizonte y Fortaleza, que mostraron múltiples conexiones con microrregiones del interior de sus respectivos estados, incluidas las ubicadas a mayor distancia. También llama la atención el crecimiento de la atracción de las microrregiones de Curitiba y Manaus entre 1991 y 2010, cuando esta última pasó a ser fuertemente atractiva también para las microrregiones ubicadas en el estado vecino de Pará. Las microrregiones del interior con un alto nivel de atracción de personas mayores se concentran sobre todo en la región Sur y en el estado de São Paulo, como São José dos Campos, Pelotas, Londrina y Ponta Grossa. Una posible explicación para el elevado nivel de atracción que presentan las microrregiones que contienen capitales estatales para las personas migrantes mayores es que tienden a estar mejor dotadas de equipamientos y servicios de salud especializados y de alta complejidad en comparación con las microrregiones del interior de los estados.

Aunque las microrregiones que contienen capitales estatales también se destacaron por las interacciones de los migrantes adultos, existe una diferencia importante: la presencia de múltiples conexiones entre microrregiones de distintos estados y ubicadas a grandes distancias. También se observa una gran prominencia de la microrregión de São Paulo, seguida por la microrregión de Río de Janeiro. Además, a pesar de la similitud en los patrones observados en 1991 y 2010, las diferencias fueron más acentuadas que en el caso de las personas mayores, debido principalmente al aumento del número de lugares de origen y destino durante ese período. Esta constatación coincide con los hallazgos de Baeninger (2011), quien habló de la tendencia al surgimiento de nuevos espacios de migración desde la década de 1980, capaces de atraer y expulsar migrantes. Los resultados también parecen confirmar lo que, según la misma autora, son los dos principales vectores redistributivos del país: el primero sería la

dispersión migratoria metropolitana, caracterizada por grandes volúmenes de retorno de migrantes de la región Sudeste a la Nordeste y por flujos significativos desde las metrópolis hacia el interior; en el ámbito intrarregional; el segundo sería la internalización migratoria, definida por el aumento de los flujos de corta distancia y una mayor retención de migrantes dentro de los estados y regiones.

C. Conclusión

Los análisis presentados ponen de manifiesto la importancia de aplicar un enfoque multiescalar al estudio de las migraciones, dado que estos muestran cómo las tendencias y los patrones espaciales pueden variar según el nivel de agregación considerado, lo cual es una consecuencia del efecto de escala del problema de la unidad de área modificable (Openshaw, 1984). Además, las diferencias multiescales permiten hacer inferencias sobre las distancias del desplazamiento migratorio. En promedio, los migrantes de niveles más agregados (menos numerosos) tienden a desplazarse distancias mayores que los migrantes de niveles más desagregados (más numerosos), como en la escala municipal.

El patrón etario de los migrantes fue coherente en los distintos niveles de agregación espacial en los dos censos considerados. Sin embargo, entre 1991 y 2010, fue posible advertir los efectos del envejecimiento poblacional, reflejo del proceso de transición demográfica. En ese período, a pesar del aumento absoluto del número de personas mayores migrantes y de su proporción en relación con la población de personas mayores en las migraciones interestatales y entre las grandes regiones, esta proporción disminuyó en los niveles más desagregados (municipios, microrregiones y mesorregiones). Es decir, se puede suponer un efecto de la migración de retorno de personas mayores entre las regiones del país.

La desagregación de los resultados por gran región de residencia en la fecha de referencia del censo y por nivel de agregación espacial reveló una gran heterogeneidad regional en la migración de las personas mayores, quienes tienden a desplazarse distancias más cortas en comparación con el grupo de personas adultas. También se observó que los perfiles etarios de los migrantes son coherentes con la estructura etaria de las grandes regiones de destino: las regiones Norte y Centro-Oeste fueron las que proporcionalmente recibieron menos personas inmigrantes mayores, mientras que las regiones Sur y Sudeste fueron las que recibieron más.

Los datos sobre migraciones entre microrregiones parecen indicar que el envejecimiento del perfil etario de los migrantes se experimentó en todas las regiones del país. Entre 1991 y 2010, el número de migrantes jóvenes se redujo en términos absolutos y relativos, incluso en las regiones Centro-Oeste y Norte, donde la población de 0 a 14 años mostró un crecimiento positivo en el período. No obstante, es importante señalar que, en todas las regiones del país, el ritmo de aumento de las personas inmigrantes mayores fue más lento que el crecimiento de la población de personas mayores.

El análisis de los mapas de flujos y de los mapas que representan los factores de interacción entre las microrregiones apunta a la existencia, en términos generales, de cierta similitud entre los patrones migratorios de las personas adultas y las mayores, especialmente por la prominencia de las microrregiones que contienen capitales estatales. No obstante, las personas mayores presentaron una tendencia a desplazarse distancias más cortas, y sus vectores de redistribución fueron espacialmente más concentrados y estables a lo largo del tiempo.

Debido al avance excepcionalmente rápido de la transición demográfica, y el consecuente envejecimiento poblacional, se espera que los volúmenes y proporciones de personas mayores aumenten aún más entre los migrantes, y que los flujos de este segmento etario se tornen cada vez más relevantes en el análisis de los procesos de distribución y redistribución espacial de la población en el Brasil, así como en los demás países considerados periféricos. En breve, se pondrán a disposición los microdatos del censo de 2022, lo que permitirá verificar la continuidad o ruptura de las tendencias aquí presentadas.

Bibliografía

- Baeninger, R. (2011). Migrações internas no Brasil século 21: evidências empíricas e desafios conceituais. En J. M. P. da Cunha (Org.), *Mobilidade espacial da população: desafios teóricos e metodológicos para o seu estudo*. Centro de Estudios de Población “Elza Berquó” (NEPO) de la Universidad Estatal de Campinas (UNICAMP).
- Bell, M., Blake, M., Boyle, P., Duke-Williams, O., Rees, P., Stillwell, J., y Hugo, G. (2002). Cross-national comparison of internal migration: issues and measures. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 165(3), 435-464.
- Bernard, A., Bell, M., y Charles-Edwards, E. (2014). Life-course transitions and the age profile of internal migration. *Population and Development Review*, 40(2), 213-239.
- Brito, F., y Schneider, R. A. (2018). *A população na cena política: o debate sobre as consequências do envelhecimento populacional* (pp. 1-22). Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR) de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG).
- Camarano, A. A., y Abramovay, R. (1998). Êxodo rural, envelhecimento e masculinização no Brasil: panorama dos últimos cinquenta anos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 15(2).
- Campos, M., y Barbieri, A. (2013). Considerações teóricas sobre as migrações de idosos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 30, 69-84.
- Carvalho, J. A. M. de, y Rigotti, J. I. (1998). Os dados censitários brasileiros sobre migrações internas: algumas sugestões para análise. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 15(2).
- Carvalho, J. A. M. de, y Garcia, R. A. (2003). O envelhecimento da população brasileira: um enfoque demográfico. *Cadernos de Saúde Pública*, 19, 725-733.
- Carvalho, R. C. de. (2017). *Exploring the changing patterns of population (re)distribution in Brazil: A multiscale and multidimensional approach*. Universidad Federal de Minas Gerais.
- Castro, L., y Rogers, A. (1984). *What the Age Composition of Migrants Can Tell Us*. Instituto Internacional de Análisis de Sistemas Aplicados (IIASA).
- Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística. (2018). *Projeções da população: Brasil e unidades da federação: revisão 2018* (2a ed.). Coordinación de Población e Indicadores Sociales.

- Litwak, E., y Longino, C. (1987). Migration patterns among the elderly: A developmental perspective. *The Gerontologist*, 27(3), 266-272.
- Lobo, C. (2016). Dispersão espacial da população no Brasil. *Mercator*, 15, 19-36.
- Maier, G., y Vyborny, M. (2005). Internal migration between US-states: a social network analysis. *SRE Discussion Papers*. Universidad de Economía y Negocios de Viena.
- Martine, G. (1994). *A redistribuição espacial da população brasileira durante a década de 80*. Instituto de Investigaciones Económicas Aplicadas (IPEA) del Brasil.
- Massey, D. S., Arango, J., Hugo, G., Kouaouci, A., Pellegrino, A., y Taylor, J. E. (1993). Theories of international migration: a review and appraisal. *Population and Development Review*, 19(3), 431-466.
- Mincer, J. (1978). Family migration decisions. *The Journal of Political Economy*, 86(5), 749-773.
- Openshaw, S. (1984). *The modifiable areal unit problem*. GeoBooks.
- Raymer, J., y Rogers, A. (2007). Using age and spatial flow structures in the indirect estimation of migration streams. *Demography*, 44(2), 199-223.
- Rigotti, J. I. (1999). *Técnicas de mensuração das migrações, a partir de dados censitários: Aplicação aos casos de Minas Gerais e São Paulo*. Universidad Federal de Minas Gerais.
- Rigotti, J. I. (2008). A (re)distribuição espacial da população brasileira e possíveis impactos sobre a metropolização. En *Anais do 32º Encontro Anual da ANPOCS*.
- Rigotti, J. I., Campos, J., y Hadad, R. M. (2017). Migrações internas no Brasil: (des)continuidades regionais à luz do Censo Demográfico 2010. *Revista Geografias*, 8-24.
- Rogers, A. (1988). Age patterns of elderly migration: an international comparison. *Demography*, 25(3), 355-370.
- Rogers, A., Willekens, F., Little, J., y Raymer, J. (2002). Describing migration spatial structure. *Papers in Regional Science*, 81, 29-48.
- Stark, O. y Bloom, D. E. (1985). The new economics of labor migration. *The American Economic Review*, 75(2), 173-178.
- Walters, W. (2000). Types and patterns of later-life migration. *Geografiska Annaler. Series B, Human Geography*, 82(3), 129-147.
- Wiseman, R. F. y Roseman, C. C. (1979). A typology of elderly migration based on the decision-making process. *Economic Geography*, 55(4), 324-337.

Niveles, tendencias y composición de la fecundidad en Colombia en el período de 2004 a 2023: estimaciones mediante el método de hijos propios a partir de censos y encuestas muestrales

Sulma Marcela Cuervo-Ramírez¹
Lina María Sánchez-Céspedes²
Karen Córdoba-Perozo³

Recibido: 21/01/2025
Aceptado: 28/04/2025

Resumen

Colombia es uno de los países de América Latina y el Caribe donde la fecundidad descendió con mayor rapidez por debajo del nivel de reemplazo y se mantiene muy baja. Investigaciones previas confirman esta tendencia en el nivel agregado, pero se sabe poco de su comportamiento por grupos de edad y a lo largo del tiempo. En este estudio se aportan datos del período 2004-2023 y se analizan las características específicas

- ¹ Doctora en Demografía, Magíster en Estudios de Población y Economista. Investigadora del Grupo de Investigación y Desarrollo (2021-2024) de la Dirección de Censos y Demografía del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) de Colombia. Correo electrónico: smcuervor@dane.gov.co; sulma.cuervo@gmail.com.
- ² Doctora en Investigación Social y Económica, Especialista en Estadística, Magíster en Economía e Ingeniera Civil. Coordinadora del Grupo de Investigación y Desarrollo (2021-2022) de la Dirección de Censos y Demografía del DANE de Colombia. Correo electrónico: lina.maria.sc@googlegmail.com.
- ³ Magíster en Estadística, Estadística e Investigadora del Grupo de Investigación y Desarrollo (2021-2024) de la Dirección de Censos y Demografía del DANE de Colombia. Correo electrónico: krcordobap@dane.gov.co; krcordobap@unal.edu.co.

del descenso. Se presentan los niveles, la tendencia y la estructura de la fecundidad contemporánea utilizando el método indirecto de hijos propios, con datos transversales del Censo Nacional de Población y Vivienda de 2018 y de dos encuestas de hogares muestrales. Los hallazgos confirman la viabilidad del uso de encuestas para aplicar el método indirecto y estimar la tasa global de fecundidad y las tasas de fecundidad por edad y corroboran el descenso generalizado de la fecundidad en todos los grupos etarios.

Palabras clave: fecundidad, medición, tendencias demográficas, metodología estadística, método de hijos propios, encuestas de fecundidad, estadísticas demográficas, Colombia.

Abstract

Colombia is one of the countries in Latin America and the Caribbean where the decline in fertility below replacement level occurred the fastest and remains very low. While previous research confirms this trend at the aggregate level, there is scant information disaggregated by age group and over time. This study presents data for the period 2004–2023 and an analysis of the specific characteristics of the decrease. It outlines the levels, trends and structure of contemporary fertility using the indirect own-children method, with cross-sectional data from the 2018 National Population and Housing Census and from two sample household surveys. The findings confirm the effectiveness of using surveys to apply the indirect method and estimate the total fertility rate and age-specific fertility rates. They also corroborate the widespread decline in fertility across all age groups.

Keywords: fertility, measurement, population trends, statistical methodology, own children data, fertility, surveys, demographic statistics, Colombia.

Introducción^{4 5}

La tasa global de fecundidad (TGF) es una de las estadísticas demográficas más utilizada para medir el nivel de la fecundidad durante un período dado. Se define como el número promedio de nacimientos que tendría una mujer a lo largo de su vida reproductiva si, a cada edad, estuviera expuesta a las tasas específicas por edad observadas en un año determinado para una cohorte sintética (Preston et al., 2001). La TGF tiene en cuenta los efectos de la estructura de edad y sexo de una población, haciéndola comparable entre poblaciones o en una población a lo largo del tiempo. Suponiendo que todas las mujeres que entran en el grupo de edad fértil, por ejemplo, a los 15 años, atravesarán ese período hasta alcanzar los 49 años, según las tasas de fecundidad por edad observadas en un año determinado, el número medio de los hijos nacidos por mujer durante su vida reproductiva sería exactamente igual a la TGF observada ese año (Gu y Yang, 1991; Ní Bhrolcháin, 1992, 2007; Schoen, 2004).

El seguimiento y la medición de las tendencias de las tasas de fecundidad tienen el propósito explícito o implícito de anticipar su evolución futura (Ní Bhrolcháin, 1992). En contextos donde la tasa se sitúa de manera sostenida por debajo del nivel de reemplazo, surgen interrogantes sobre la persistencia, estabilización o eventual reversión de esa tendencia. El objetivo del presente estudio es aportar elementos de análisis para responder a esta cuestión.

En Colombia, la TGF comenzó a disminuir hacia la década de 1960, cuando su nivel se aproximaba a 6,7 hijos por mujer, y descendió de manera sostenida durante las últimas seis décadas, hasta situarse por debajo del nivel de reemplazo hacia 2007 y alcanzar valores de en torno a 1,7 hacia 2024 (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2023; Flórez y Méndez, 2000; Naciones Unidas, 2022). Si bien este descenso es generalizado en los países de América Latina y el Caribe, en Colombia ha sido especialmente drástico y acelerado, y no muestra señales de revertirse (Naciones Unidas, 2022; Vandermotten y Dessouroux, 2024). Este fenómeno plantea interrogantes sobre sus características específicas en distintos grupos de edad, y destaca la necesidad de realizar un seguimiento detallado y análisis desagregados basados en fuentes de datos de alta calidad.

Aunque la calidad de los registros vitales y de fuentes como censos y encuestas ha mejorado en Colombia (DANE, 2019), persisten deficiencias en materia de cobertura (DANE, 2002), subregistro (Ospina y Ramírez, 2016) y declaración de edad (Cristancho Fajardo, 2022).

⁴ Este estudio contó con la colaboración de los analistas del Grupo de Proyecciones de la Dirección de Censos y Demografía del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) Mariana Francisca Ospina Bohórquez, Jorge Cabezas Zabala, Sergio Esteban Gordillo Álvarez y Juan Camilo Trillos, cuyos comentarios resultaron fundamentales para la revisión metodológica y la interpretación de los resultados. Asimismo, se agradecen el apoyo y las valiosas contribuciones de Óscar Mauricio Acosta, Coordinador del Grupo de Investigación y Desarrollo de la misma Dirección, en el marco de cuyos objetivos se elaboró el estudio, así como las observaciones y sugerencias de los dos evaluadores anónimos que colaboran con la revista. El acceso a los microdatos de las encuestas y los censos necesarios para el estudio se encuentran disponibles al público en general. Las opiniones contenidas en el artículo son de exclusiva responsabilidad de las autoras y no expresan necesariamente el punto de vista de la institución.

⁵ El anexo de este artículo se encuentra disponible en el siguiente enlace: https://www.researchgate.net/publication/396831070_APPENDICE_1_-_Niveles_tendencias_y_composicion_de_la_fecundidad_en_Colombia_en_el_periodo_de_2004_a_2023_estimaciones_mediante_el_metodo_de_hijos_propios_a_partir_de_censos_y_encuestas_muestrales. Las consultas sobre este anexo pueden dirigirse a Sulma Marcela Cuervo-Ramírez (sulma.cuervo@gmail.com).

Esto ha llevado a los investigadores a emplear diversas estrategias metodológicas y fuentes de datos para estimar la fecundidad, incluidas estimaciones directas (Corporación Centro Regional de Población [CCRP] y DANE, 1977; Asociación Probienestar de la Familia Colombiana [Profamilia], Ministerio de la Protección Social y Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional, 2011; Profamilia e Institute for Resource Development/Macro International Inc., 1990, 1995, 2015), la técnica P/F de Brass (DANE, 1998), el método de Gompertz (DANE, 2021) y combinaciones de métodos y datos (DANE, 2009, 2021; Ospina y Ramírez, 2016).

Los datos muestran que son pocas las investigaciones en Colombia que aprovechan el potencial estimador de las encuestas de hogares para obtener los parámetros de fecundidad, y aún menos las que aplican el método de hijos propios, salvo algunas excepciones recientes (DANE, 2023; Verhulst, 2012). Este método, basado en la edad y el parentesco en los hogares, permite estimar tasas de fecundidad por edad y hacer proyecciones retrospectivas de tendencias de hasta 15 años antes de la recolección de los datos (Cho et al., 1986).

Este trabajo tiene por objetivo contribuir a la literatura con datos empíricos sobre la oportunidad que ofrecen las fuentes y métodos alternativos para estimar la fecundidad. En primer lugar, el estudio se centra en crear nuevas estimaciones de indicadores de fecundidad que permitan contrastar pronósticos a partir de otras fuentes y métodos —tanto de la media global como de las tasas por edad—, que enriquezcan el debate sobre el futuro de la fecundidad en el país y que contribuyan al planteamiento de escenarios y la elaboración de proyecciones demográficas. En segundo lugar, se recurre a la aplicación del modelo de estimación de hijos propios, que, a diferencia de otros métodos demográficos, no requiere información sobre los hijos que han tenido las mujeres, sino que posibilita el aprovechamiento de otras fuentes sociodemográficas disponibles. Esto permite evaluar la utilidad de las encuestas de hogares como fuentes válidas para la estimación de la fecundidad, aunque no fueran diseñadas para tal fin.

A. Estado actual de la investigación

1. Marco analítico para explicar la reducción de la fecundidad en Colombia

La disminución de la fecundidad en Colombia durante la segunda mitad del siglo XX puede explicarse de forma amplia y complementaria a partir de diferentes teorías sociales y económicas, como las teorías de la transición demográfica (Notestein, 1953), la teoría de los flujos de riqueza (Caldwell, 1976), la teoría microeconómica de la fecundidad (Becker, 1960; Schultz, 1973) y la teoría ideacional (Cleland y Wilson, 1987). No obstante, estos marcos analíticos pueden resultar insuficientes para interpretar el descenso de la fecundidad observado durante las dos últimas décadas hasta niveles inferiores al de reemplazo. En este contexto, adquieren especial relevancia la teoría de la segunda transición demográfica (Flórez y Sánchez, 2013;

Lesthaeghe, 2014) y las perspectivas asociadas a la revolución del género, desarrolladas principalmente a partir de experiencias europeas, pero que ofrecen claves interpretativas útiles para examinar los cambios recientes en América Latina y el Caribe (Anderson y Kohler, 2015; Esping-Andersen y Billari, 2015; Goldscheider et al., 2015).

Colombia, al igual que la mayoría de los países latinoamericanos (CEPAL, 2022), comenzó a registrar un descenso pronunciado de la fecundidad alrededor de la década de 1960, un período enmarcado por la consolidación de los procesos de urbanización, la expansión de la alfabetización y el aumento progresivo de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo (Amador et al., 2013) facilitado por la extensión del uso de anticonceptivos y la esterilización femenina (Miller, 2010; Parrado, 2000; Svallfors, 2022).

La caída acelerada de la fecundidad por debajo del nivel de reemplazo, en el caso de Colombia, se encuentra claramente vinculada a la relación conflictiva entre trabajo y maternidad, bajo la que subyacen los roles de género persistentes que continúan asignando la carga principal del cuidado y la crianza de los hijos a las mujeres (Pardo y Varela, 2013). Este descenso está anclado en una estructura social y económica que sustenta amplias brechas en materia de acceso a recursos, servicios y educación para las familias y las mujeres, y entre diferentes dominios geográficos y sociales, de las cuales se derivan patrones diferenciales de comportamiento en materia de fecundidad, que dan lugar a riesgos y vulnerabilidades en lo que respecta a la salud y la calidad de vida de las familias, las mujeres y, particularmente, los niños.

2. Antecedentes de la estimación de la fecundidad en Colombia

Colombia cuenta con un acervo importante de fuentes institucionales para la medición y el análisis de los componentes demográficos, particularmente para la estimación de la fecundidad. Entre las fuentes pioneras, cabe destacar los censos demográficos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) desde la década de 1950; las encuestas nacionales de fecundidad de los años 1969, 1973 y 1976, a cargo de la Corporación Centro Regional de Población (CCRP), el DANE y el Ministerio de Salud (CCRP y DANE, 1977), y las encuestas de demografía y salud realizadas por la Asociación Probienestar de la Familia Colombiana (Profamilia, 2000, 2010; Profamilia et al., 2011; Profamilia e Institute for Resource Development/Macro International Inc., 1990, 1995, 2015).

El DANE, como entidad oficial de estadística (Decreto núm. 1170 de 2015), gestiona desde 1990 los registros de nacimientos y defunciones a través del Sistema de Registro Civil y Estadísticas Vitales (DANE, 2020). Además, desde la década de 1970, ha recolectado información sobre hijos nacidos vivos, hijos sobrevivientes y fecha del último hijo nacido vivo, a través de los censos poblacionales, con el objetivo de recopilar información detallada sobre la fecundidad y la mortalidad infantil en el país. Por último, para cubrir los períodos intercensales, incorporó en 2008 preguntas similares en la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH).

Asimismo, el país cuenta con la Encuesta Nacional de Demografía y Salud, que se llevó a cabo de manera quinquenal desde 1986 hasta 2015 y ha posibilitado el estudio no solo del tamaño, estructura y composición de la fecundidad y la mortalidad infantil, sino también de factores determinantes de la fecundidad femenina y masculina, gracias a la inclusión de preguntas sobre historias de nacimiento e información detallada del comportamiento reproductivo⁶.

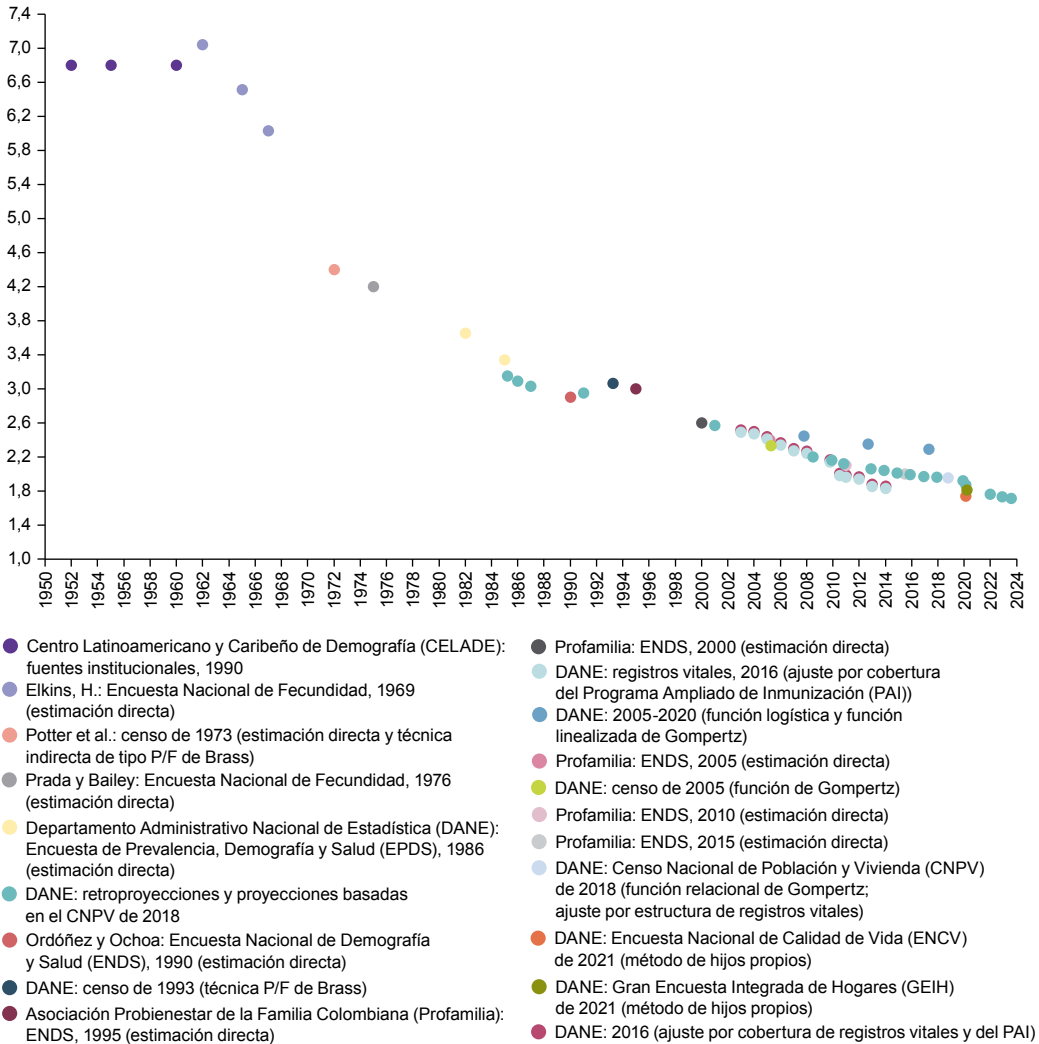
Los estudios demográficos disponibles permiten apreciar que estas fuentes, a pesar de que se han consolidado, presentan algunas deficiencias. Las restricciones de cobertura (DANE, 2002) y la falta de respuesta en relación con los hijos que se han tenido son problemas persistentes en los censos (Cristancho-Fajardo, 2022). Las encuestas de demografía y salud, por su parte, presentan deficiencias en la declaración de la edad de los niños (Verhulst, 2012). A estas restricciones se suma la inevitable caducidad de los datos, ya que los censos se proyectan cada diez años y las encuestas demográficas, cada cinco. Los registros vitales, por su parte, pueden presentar tanto subregistro como registro tardío de los nacimientos (Ospina y Ramírez, 2016). Cabe mencionar que estos aspectos no son exclusivos del caso colombiano (Lima y Queiroz, 2016).

Con el fin de superar estos desafíos, los estudios de demografía han recurrido a la aplicación de diversos métodos directos e indirectos utilizando fuentes variadas. El gráfico 1 resulta útil para reconstruir la trazabilidad de dichas aplicaciones y demostrar su poder estimador frente a la tendencia contundente de caída de la fecundidad en Colombia.

Un aspecto de las fuentes de información que cabría resaltar es que tanto el Censo Nacional de Población y Vivienda (CNPV) de 2018 como la GEIH incluyen preguntas sobre hijos nacidos y sobrevivientes, lo que permite aplicar métodos indirectos como el de (Brass, 1964) para estimar las tasas de fecundidad. Estos cálculos, sin embargo, pueden verse afectados por omisiones o errores en la información que facilitan las mujeres (Moultrie et al., 2013). En los trabajos sobre el tema, se destaca que muchos métodos de estimación buscan justamente corregir estos errores (Brass, 1964, 1996; Brass, et al., 1968; Trussell, 1975; Naciones Unidas, 2022), considerando, por ejemplo, la integración de otras fuentes, como los registros vitales (DANE, 2021).

⁶ Estas preguntas se dirigen a las mujeres de 10 años o más y suelen incluir: el número total de hijos nacidos vivos, el número de hijos vivos actualmente, el número de hijos que viven fuera de Colombia, y la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo. Las diferencias principales entre “historias de nacimiento” e “historias reproductivas” radican en su alcance y enfoque. Las historias de nacimiento se centran en los relatos específicos de cómo transcurrieron los partos; pueden incluir detalles sobre el embarazo, la preparación para el parto, el parto en sí y la experiencia inmediata posparto. Se centran en un acontecimiento en particular: el nacimiento de un bebé. Por otra parte, las historias reproductivas son más amplias e incluyen toda la experiencia de la reproducción. Pueden abarcar temas como la fertilidad, la planificación familiar, los embarazos (deseados o no), los abortos, los partos, las pérdidas gestacionales, los tratamientos de fertilidad o la menopausia, entre otros. Se centran en la trayectoria de la persona en relación con la reproducción en general, no solo en un acontecimiento. Las historias de nacimiento son un capítulo dentro de las historias reproductivas, que abarcan una visión más amplia de la experiencia de la reproducción (Chackiel, 2009).

Gráfico 1
Colombia: estimación de la tasa global de fecundidad según diferentes fuentes y métodos, 1950-2024
 (En número promedio de hijos por mujer)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Centro Latinoamericano de Demografía (1990). *América Latina: transición de la fecundidad en el periodo 1950-1990*. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/10a0a8e2-70f3-4462-a486-8fe77f9817c4/content>; Elkins, H. (1973). Cambio de fecundidad. En *Fecundidad en Colombia, Encuesta Nacional de Fecundidad* (p. 31); Corporación Centro Regional de Población y Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1977). *Encuesta nacional de fecundidad Colombia 1976. Resultados generales*; Potter, J. E., Millman, S. R. y Measham, A. R. (1976). The rapid decline in Colombian fertility. *Population and Development Review*, 2(3-4), 509-528. <https://doi.org/10.2307/1971628>; Prada, E. y Bailey, J. (1977). Fertility trends in Colombia: something important has happened [Ponencia presentada en la *Population Association of America Meeting*]; Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia, Demographic and Health Surveys, Institute for Resource Development/

Westinghouse (1988). *Encuesta de Prevalencia Demografía y Salud, 1986*. <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR8/FR8.pdf>; Asociación Probienestar de la Familia Colombiana, Ministerio de la Protección Social y Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional. (2011). *Colombia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS, 2010)*; Profamilia, e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (1990). *Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud 1990*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>; (1995). *Encuesta Nacional de Demografía y Salud 1995*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>; (2015). *Encuesta Nacional de Demografía y Salud. Componente Demográfico 2015*. Ministerio de Salud y Protección Social. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1998). La fecundidad en Colombia según el censo de 1993: estimaciones departamentales y municipales. *Estudios Censales*, 3. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/LB_10351_1993.PDF; (2008). Estimación de la fecundidad 1985-2005. *Estudio Postcensal*, 4. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_04.PDF; (2009). Proyecciones nacionales y departamentales de población 2005-2020. *Estudios Postcensales*, 7; Departamento Administrativo Nacional de Estadística y Centro Andino de Altos Estudios. (2008). Estimación de la fecundidad 1985-2000. *Estudios Postcensales*, 4. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_04.PDF; Flórez, C. E. (2009). Fecundidad adolescente: inequidades sociales y geográficas 2005. *Estudios Postcensales*, 11. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_11.PDF; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1998). La fecundidad en Colombia según el censo de 1993: estimaciones departamentales y municipales. *Estudios Censales*, 3. Departamento Administrativo Nacional de Estadística, Profamilia y Fondo de Población de las Naciones Unidas; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2021). *Informes de estadística sociodemográfica: evolución de la fecundidad en Colombia y sus departamentos 2005-2018*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/informes-de-estadistica-sociodemografica-aplicada>; e informes metodológicos del Grupo de Proyecciones Demográficas de la Dirección de Censos y Demografía del DANE. Ospina, M. y Ramírez, C. (2016). *Estimation of fertility in Colombia through an adjustment for coverage of births with immunization records*. Comisión Económica para Europa – Conferencia de Estadísticos Europeos. <https://unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/ge.11/2016/WP15.pdf>; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2023). Comportamiento de los componentes demográficos en Colombia en 2021 a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares—GEIH y la Encuesta Nacional de Calidad de Vida—ENCV. *Informes de Estadística Sociodemográfica Aplicada*, 21. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/informes-de-estadistica-sociodemografica-aplicada>.

La información facilitada por mujeres jóvenes tampoco está exenta de otro tipo de sesgos. En el contexto colombiano, es posible que se dé el caso de mujeres de 10 a 19 años que se sientan intimidadas a la hora de contestar preguntas sobre hijos vivos y sobrevivientes en presencia de otros miembros del hogar. Otras limitaciones, sin embargo, pueden estar asociadas a los problemas de omisión y cobertura que subyacen a los operativos censales, así como a los datos obsoletos sobre historias de nacimiento debido a la no realización de las encuestas censales o muestrales.

Si bien el método de hijos propios entraña otras restricciones, que se tratarán más adelante, representa una alternativa para complementar el cuadro de estimaciones sobre el nivel y la estructura de la fecundidad a fin de que contribuyan a la discusión. En la bibliografía sobre esta materia, se encuentran apenas dos aplicaciones del método de hijos propios para estimar la fecundidad en el país. Por un lado, la aplicación que tuvo como objetivo corregir la TGF estimada a nivel nacional en la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS) de 2010 (Verhulst, 2012), y, por otro, la estimación de la fecundidad a partir de la GEIH y la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), ejercicio que en buena medida motivó la elaboración de este artículo (DANE, 2023).

3. Referentes de aplicación del método de hijos propios

El método indirecto de estimación de hijos propios surgió en la década de 1960 con el fin de solucionar las deficiencias o los vacíos que, en algunos países, presentaban los registros vitales, necesarios para la estimación de las tasas de fecundidad (Grabill y Cho, 1965). Dos décadas más tarde, Cho et al. (1986), publicaron una guía detallada del método, que ha servido como referencia para diversas aplicaciones en diferentes países.

Los trabajos desarrollados en la década de 1980 (Cho et al., 1986; Retherford y Alam, 1985) sugerían que la calidad de las estimaciones de la TGF y por edad, a partir del método de hijos propios, se aproximarían a aquellas obtenidas a partir de métodos basados en información sobre los hijos tenidos y sobrevivientes. Esto se debe a que los errores posibles en la declaración de las edades de las mujeres y los calendarios de los nacimientos afectarían a las estimaciones de los dos métodos. Este supuesto podría reevaluarse, considerando que los instrumentos de recolección de datos han ido mejorando con el tiempo y, tanto en los censos como en las encuestas, es frecuente complementar y verificar la información de la edad y de los nacimientos con documentos oficiales. Una serie de estudios avanzaron en la evaluación de las estimaciones a partir de los dos métodos, y concluyeron que las estimaciones realizadas a partir de las historias completas de los nacimientos tienden a sobreestimar las tasas debido a la mayor probabilidad de que se entreviste a mujeres con hijos, lo que respalda el uso del método de hijos propios (Avery et al., 2013).

El método de hijos propios se ha aplicado, además de a la estimación de la TGF y la fecundidad por edad, a estimaciones diferenciadas que tienen en cuenta otras variables fundamentales para comprender los factores asociados a la fecundidad, como la educación, el estado civil o el nivel socioeconómico. En este campo, cabe destacar el trabajo de Reid et al. (2020), orientado a la estimación de la fecundidad marital en Inglaterra y Gales, y el de Batyra et al. (2022), que se centra en estimar y analizar las diferencias de la fecundidad según nivel educativo en países de ingresos bajos y medios.

En el contexto latinoamericano, el método de hijos propios ha sido aplicado para estimar la fecundidad en el Brasil (Batyra et al., 2022; Lima, 2013; Miranda-Ribeiro, 2007) y en Colombia (Verhulst, 2012); para estimar la contribución del matrimonio y la unión consensual a las tasas de fecundidad por edad en diferentes países de la región (Laplante et al., 2016), y para estimar las diferencias de fecundidad según nivel educativo en el Brasil (Batyra et al., 2022). En el contexto de trabajos previos, hay que subrayar la contribución de Miranda-Ribeiro, quien aplicó el método de hijos propios a las ediciones de los censos demográficos del Brasil de 1980, 1991 y 2000, y comparó dos metodologías para reconstruir historias de nacimiento que ayudan a esclarecer las pautas de concatenación de madres e hijos cuando las encuestas no incluyen preguntas sobre la presencia de la madre en el domicilio (Miranda-Ribeiro, 2007).

B. Datos y métodos

1. Datos

Para la aplicación del método de hijos propios, se emplean las principales fuentes de información sociodemográfica con cobertura y representatividad nacional en Colombia: el CNPV de 2018 y las encuestas de hogares GEIH de 2023 y ENCV de 2023.

Las encuestas son transversales, están dirigidas a viviendas, hogares y personas, y se basan en muestras probabilísticas, multietápicas, estratificadas y por conglomerados; su tamaño muestral es de 315.000 hogares en el caso de la GEIH de 2023 y de 75.000 hogares en el de la ENCV de 2023. En ambos casos, la población de análisis comprende mujeres de 15 a 64 años y niños y niñas de 0 a 14 años, y las estimaciones de fecundidad, por razones de representatividad y para propósitos de comparación, se presentan para el promedio nacional, utilizando los factores de expansión provistos para cada encuesta.

El CNPV de 2018 es una enumeración completa con cobertura nacional y subnacional (departamentos, municipios y zonas urbanas y rurales), que recopila información demográfica, social y económica al nivel de viviendas, hogares y personas. Proporciona variables claves para la aplicación del método, como el sexo, la edad y la relación de parentesco con el jefe o la jefa de hogar, y se utiliza para contrastar y validar los resultados de las encuestas.

Conviene señalar que las tres fuentes empleadas presentan alcances y limitaciones diferenciadas, que, en conjunto, fortalecen el análisis de la fecundidad en Colombia y orientan las decisiones metodológicas adoptadas en la aplicación del método de hijos propios. Las encuestas GEIH y ENCV de 2023 aportan información reciente y de cobertura nacional, aunque difieren en sus enfoques: la GEIH, centrada en la población económicamente activa, tiende a infrarrepresentar las zonas rurales, mientras que la ENCV, orientada a las condiciones de vida, cuenta con una cobertura más equilibrada y suele arrojar niveles de fecundidad ligeramente mayores.

El CNPV de 2018, por su parte, constituye una fuente de enumeración completa, que permite observar la estructura sociodemográfica del país con un nivel de desagregación imposible de alcanzar mediante las encuestas. Su realización en un contexto posterior al Acuerdo de Paz representó una oportunidad para acceder a territorios históricamente invisibilizados por el conflicto armado, lo que mejoró la cobertura en las regiones apartadas. No obstante, como todo ejercicio censal, presenta las limitaciones propias de su magnitud y complejidad, relacionadas con las dificultades geográficas del territorio colombiano, los posibles errores de cobertura y de contenido, y la renuencia de parte de la población a suministrar información completa en un contexto de creciente desconfianza institucional. Estas condiciones pueden generar omisiones, en particular, en la declaración de hijos recientes o fallecidos que afectan las estimaciones directas de fecundidad (Ardila et al., 2019). Por este motivo, en el marco metodológico se aplican procedimientos de ajuste orientados a corregir estas deficiencias y a garantizar la coherencia interna de las estimaciones.

Por último, con el fin de incorporar la supervivencia de las cohortes implícita en el método de hijos propios, tanto de los niños y niñas como de las mujeres adultas, se utilizan las tablas de vida oficiales del DANE (2023). Estas proporcionan probabilidades de muerte y funciones de supervivencia por sexo y edad que permiten ajustar la exposición y los nacimientos observados, y corregir los sesgos por omisión diferencial de hijos recientes o fallecidos, mejorando la coherencia demográfica de las estimaciones.

2. Descripción del método

El método indirecto de hijos propios sirve para estimar los niveles, tendencias y diferenciales de la TGF y la fecundidad por edad en un período previo a un censo o encuesta a partir de la distribución por edades de la población (Cho et al., 1986; Timaeus, 2021). El método aprovecha el hecho de que, tanto en los censos como en las encuestas, se registra la edad de cada miembro del hogar y de que, en su mayoría, los niños conviven con sus madres en el mismo hogar. Con la información de la edad de las madres y de los hijos, es posible inferir la edad de las madres en el momento del nacimiento de sus hijos y calcular las proporciones niño-mujer específicas de la edad. Estas proporciones se transforman en una serie de tasas de fecundidad por edad para el período de 15 años previo al censo o la encuesta, incorporando ajustes por mortalidad infantil, por mortalidad adulta y por niños cuyas madres no se han identificado.

El método de hijos propios se basa en la técnica de estimación conocida como “supervivencia inversa”, en la que los niños de una edad específica x son los sobrevivientes de nacimientos que ocurrieron x a $x+1$ años antes. Su expresión formal es la siguiente:

$$B(t-x) = \frac{C_x^*(t)}{L_x} \quad (1)$$

Donde

- B_t representa los nacimientos en el tiempo t hasta $t-1$;
- $C_{x,t}(t)$ representa a los niños de edad x en años cumplidos en el tiempo t , y
- L_x representa a los sobrevivientes de edad x en la tabla de vida de la cohorte.

Las proyecciones retrospectivas de la supervivencia de los niños de entre 0 y 14 años y de las mujeres de entre 15 y 64 años de la población reciente, obtenida de los censos o encuestas, hasta el momento en que los niños nacieron, permiten calcular una serie de tasas de fecundidad por edad f para los 15 años consecutivos que preceden al censo o encuesta en el momento t . Cho et al. (1986) establecen la siguiente expresión para formalizar la estimación de las tasas de fecundidad por edad con el método de hijos propios:

$$f_{a-x}(t-x) = \frac{\frac{C_{x,a}(t)}{L_x * V_x(t)}}{W_a(t) \frac{L_{a-x-0,5}^f}{L_{a-0,5}^f}} \quad (2)$$

Donde

$C_{x,a}(t)$ representa los hijos propios de edad x de mujeres de edad a enumerados en el censo o encuesta en el momento t ;

$W_a(t)$ representa a las mujeres de edad a en t ;
 f el superíndice f indica una tabla de vida para mujeres, y

$V_x(t)$ hace referencia al factor de ajuste de la distribución de los niños no emparejados con sus madres.

Es fundamental resaltar que las encuestas por muestreo GEIH y ENCV de 2023, a diferencia de los censos, ofrecen una ventaja crucial para la aplicación del método de hijos propios: incluyen preguntas que permiten determinar si la madre reside en la vivienda, así como su posición dentro del hogar según el orden del listado de los miembros en el cuestionario. Esta información es esencial para garantizar la calidad de las estimaciones, porque facilita el procedimiento de emparejamiento directo de madres e hijos, así como la identificación de los hijos huérfanos, los hijos no propios y los hijos con madres ausentes.

En el caso del CNPV de 2018, esta vinculación no puede realizarse de manera directa, ya que el cuestionario no incluye una pregunta explícita sobre la presencia de la madre ni su orden en el listado del hogar. Por ello, fue necesario diseñar un algoritmo de emparejamiento a partir de la información sobre parentesco con la persona jefa del hogar y la edad de las mujeres. Una descripción detallada de cada uno de los procedimientos que conlleva la aplicación del método de hijos propios se ofrece en el anexo de este artículo (véase la nota al pie 6).

Es importante decidir cómo abordar la proporción de hijos que no encuentran correspondencia con las madres identificadas en el hogar. En este punto de aplicación del método, una solución es redistribuir esos hijos entre todas las madres, sin alterar la estructura inherente de la fecundidad estimada para cada período. Para ello, se aplica un factor de prorateo por edad de los niños V_x que se multiplica por el total de madres en sus diferentes edades.

El factor de ajuste V_x se define como:

$$V_x = \frac{C_x}{U_x} + 1 \quad (3)$$

Donde

C_x corresponde al total de niños en cada edad que son hijos propios de las mujeres adultas de entre 15 y 64 años, y

U_x hace referencia a los niños que no encuentran correspondencia con las madres identificadas.

3. Ajuste de las estimaciones de fecundidad con atención a los errores de omisión censal

Como se mencionó anteriormente, una de las restricciones asociadas al uso de información censal es el impacto que en las estimaciones de fecundidad pueden tener los errores de cobertura y omisión inherentes al ejercicio censal en el territorio colombiano (Ardila et al., 2019;

Ospina y Ramírez, 2016). Con la aplicación del método de hijos propios, las estimaciones de fecundidad para los años más cercanos al censo pueden quedar sesgadas a la baja por la omisión de nacimientos muy recientes o de hijos fallecidos, frecuentes en las encuestas censales (Ardila et al., 2019; Lima et al., 2018; Reher y Requena, 2020). Esta omisión introduce quiebres en la trayectoria anual de la TGF, especialmente en el tramo final de la serie que corresponde a los años inmediatamente previos al momento censal. Esa es, precisamente, la distorsión que el ajuste busca corregir: eliminar la caída artificial de la TGF atribuible a errores de cobertura y no a cambios reales en la fecundidad.

El ajuste consiste, en primer lugar, en calcular la TGF anual para los 15 años previos al censo. Luego, tomando como base las estimaciones para los primeros seis años del período (2004-2009), considerados más estables y menos afectados por las omisiones de nacimientos recientes, se estima un modelo log-lineal que sirve para definir la tendencia general de la fecundidad:

$$\ln(TGF) = \alpha * \text{Año} + \beta \quad (4)$$

Con los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ se predice la TGF para 2018 y, por extensión, se reconstruye un perfil suavizado y coherente de la serie reciente (véase el cuadro 1). La ecuación obtenida a partir de la línea de tendencia de $\ln(TGF)$ para el período $\ln(TGF) = \alpha * \text{Año} + \beta$ es la siguiente:

$$y = -0,018997x + 38,9301 \quad (5)$$

Cuadro 1
Colombia: tasas globales de fecundidad (TGF) ajustadas a partir de los parámetros del modelo lineal obtenido sobre el $\ln(TGF)$, 2004-2018

Año	TGF sin ajuste	$\ln(TGF)$	TGF con ajuste
2004	2,384	0,87	2,363
2005	2,314	0,84	2,319
2006	2,254	0,81	2,275
2007	2,224	0,80	2,232
2008	2,211	0,79	2,190
2009	2,121	0,75	2,149
2010	2,029	0,71	2,109
2011	1,937	0,66	2,069
2012	1,911	0,65	2,030
2013	1,877	0,63	1,992
2014	1,791	0,58	1,955
2015	1,774	0,57	1,918
2016	1,753	0,56	1,882
2017	1,684	0,52	1,846
2018	1,547	0,44	1,811

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2018). *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/643>; y tablas de vida completas para hombres y mujeres 2005-2018.

Nota: $\ln(TGF)$ es el logaritmo natural de la TGF del año t . El ajuste se estima con el modelo $\ln(TGF_t) = \alpha * \text{Año}_t + \beta$ (usando el período 2004-2009 como tramo de anclaje del nivel y la tendencia).

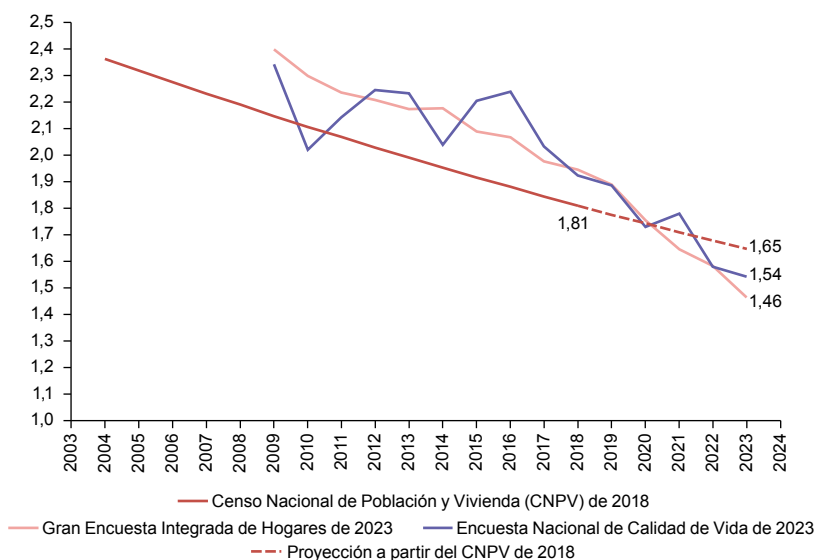
C. Resultados

1. Tendencia reconstruida de la tasa global de fecundidad

En primer lugar, se analiza el nivel y la tendencia generales de las TGF de las mujeres en edad reproductiva de entre 15 y 49 años de 2004 a 2023 (véase el gráfico 2). El primer aspecto que hay que considerar es que las estimaciones confirman la desaceleración del descenso de la TGF a lo largo del período. La fecundidad promedio de las mujeres en su etapa reproductiva en 2004 rondaba un nivel de 2,4, según la información recabada en el censo de 2018, ajustada posteriormente en términos de su omisión censal. Esta misma fuente indica que la TGF habría descendido alrededor de 0,6 puntos, hasta alcanzar en 2018 un nivel de 1,81, lo que la sitúa por debajo del nivel sugerido por las estimaciones realizadas a partir de las fuentes muestrales, que coinciden en que la TGF se aproximaría a un valor de 1,94.

La estimación a partir de la ENCV de 2023 sugiere una tendencia a la estabilidad entre 2009 y 2016, momento a partir del cual se acentúa el descenso que da lugar a que se supere el límite conocido como de reemplazo.

Gráfico 2
Colombia: tendencia de las tasas globales de fecundidad (TGF)
a partir del método de hijos propios, 2004-2023
(En número promedio de hijos por mujer)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), 2023.

Nota: La TGF estimada a partir del Censo Nacional de Población y de Vivienda de 2018 se ajustó mediante un modelo log-lineal sobre $\ln(TGF)$, estimado usando el período 2004-2009 como tramo de anclaje del nivel y la tendencia, a fin de mitigar los sesgos por posibles omisiones de nacimientos recientes cercanos al momento censal. La serie mostrada corresponde a la TGF ajustada = $\exp(\alpha * Año + \beta)$.

Como muestra la línea intermitente, al proyectar la estimación hasta 2023 a partir de la fuente censal, la TGF se aproximaría a 1,65, un nivel ligeramente superior a los resultados obtenidos a partir de las dos encuestas por muestreo, de 1,54 según la ENCV, y de 1,46 según la GEIH.

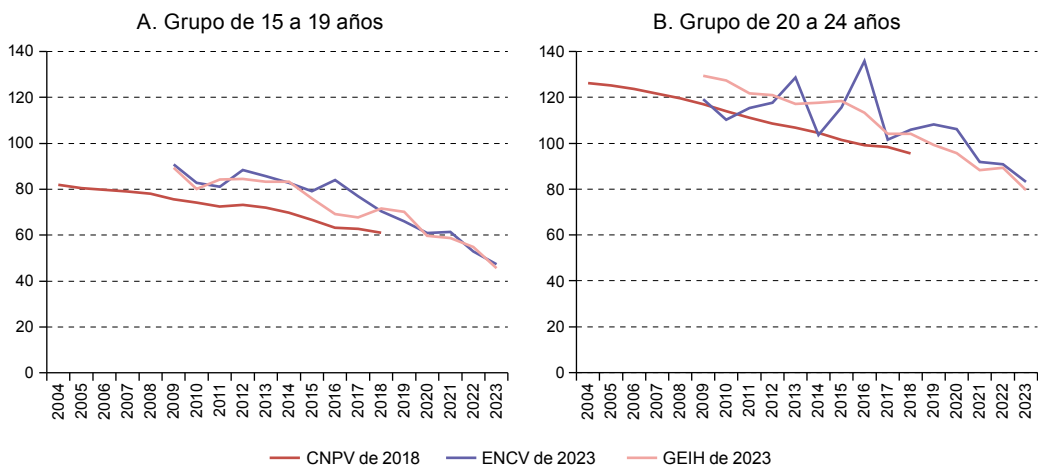
Las estimaciones basadas en encuestas muestrales son superiores a las obtenidas con datos censales, lo que pone en tela de juicio la idea de que Colombia registró una fecundidad por debajo del nivel de reemplazo en 2010. Según la GEIH y la ENCV de 2023, esto habría ocurrido entre 2015 y 2017. Los resultados muestran, por otro lado, que la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) habría tenido un efecto acelerador en la media global del comportamiento de la fecundidad. Obsérvese que la tendencia a la caída se acentúa ligeramente durante 2020, lo que coincide con las estimaciones de las encuestas GEIH y ENCV.

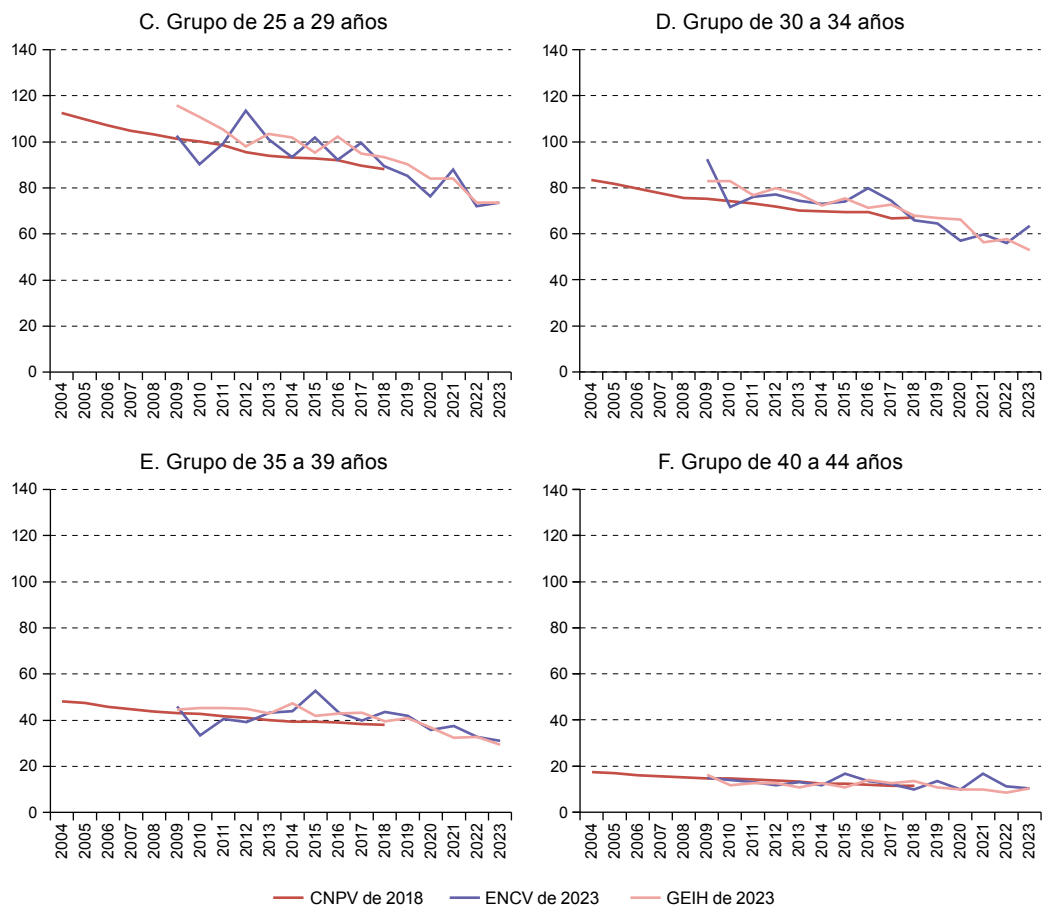
Un análisis por grupos de edad muestra que la tendencia decreciente de la fecundidad es más marcada entre las mujeres más jóvenes, que, además, son quienes más contribuyen al promedio general de fecundidad.

2. Tendencias reconstruidas de las tasas de fecundidad por edad

En el gráfico 3 se muestra la evolución de las tasas de fecundidad entre 2004 y 2023 por grupos quinquenales de edad basadas en tres fuentes de datos. Las estimaciones confirman una disminución sostenida en todos los grupos de edad, sin cambios significativos en los patrones de descenso.

Gráfico 3
Colombia: tendencia de las tasas de fecundidad por edad a partir del método indirecto de hijos propios, 2004-2023
(En número de nacidos vivos por cada mil mujeres)





Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENC), 2023.

Nota: CNPV: Censo Nacional de Población y Vivienda; ENCV: Encuesta Nacional de Calidad de Vida; GEIH: Gran Encuesta Integrada de Hogares.

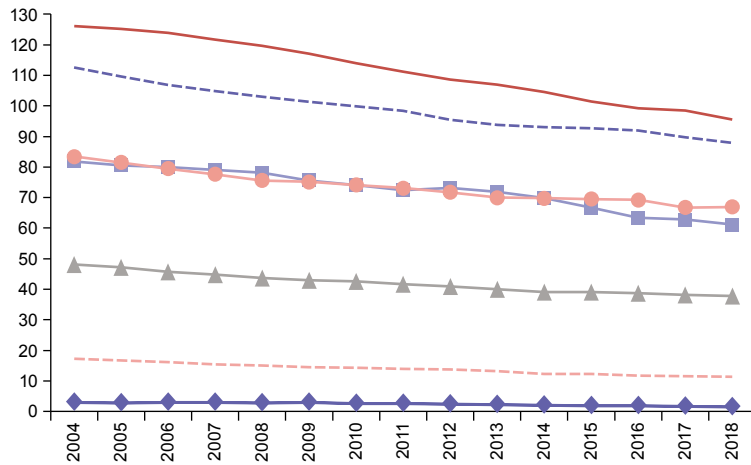
Según la GEIH de 2023, la TGF en Colombia disminuyó cerca de un 39% entre los períodos 2009-2010 y 2022-2023. El mayor descenso se registró entre las adolescentes de 15 a 19 años, cuyas cifras se redujeron alrededor de un 48,8% según la GEIH y un 48,2% según la ENCV, mientras que, en otros grupos de edad, la reducción fue de entre el 34% y el 38%.

El gráfico 3 muestra, asimismo, que las mayores diferencias entre fuentes en la estimación de las tasas de fecundidad por edad se concentran en los grupos de 15 a 19 años y de 20 a 24 años, mientras que las discrepancias disminuyen en los grupos de más edad. En el caso de las mujeres de 35 a 39 años, las estimaciones de las encuestas y el censo prácticamente coinciden, aunque las tasas basadas en datos censales son sistemáticamente más bajas, incluso tras los ajustes por omisión.

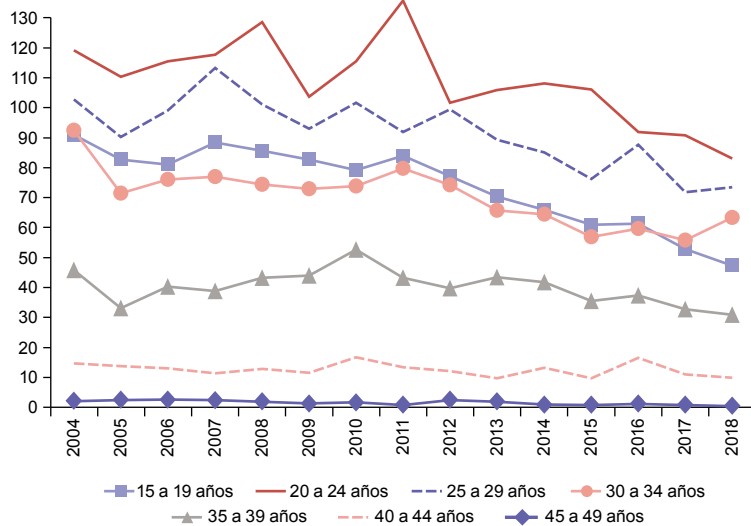
El siguiente conjunto de gráficos, que compara las tendencias estimadas en cada grupo de edad según las distintas fuentes de datos, puede resultar útil para comprender el comportamiento de las tasas de fecundidad por edad y la manera en que estas participan en la reducción de la media de la TGF a lo largo del período (véase el gráfico 4).

Gráfico 4
Colombia: tendencias de las tasas de fecundidad por edad a partir del método indirecto de hijos propios, 2004-2018 y 2009-2023
(En número de nacidos vivos por cada mil mujeres)

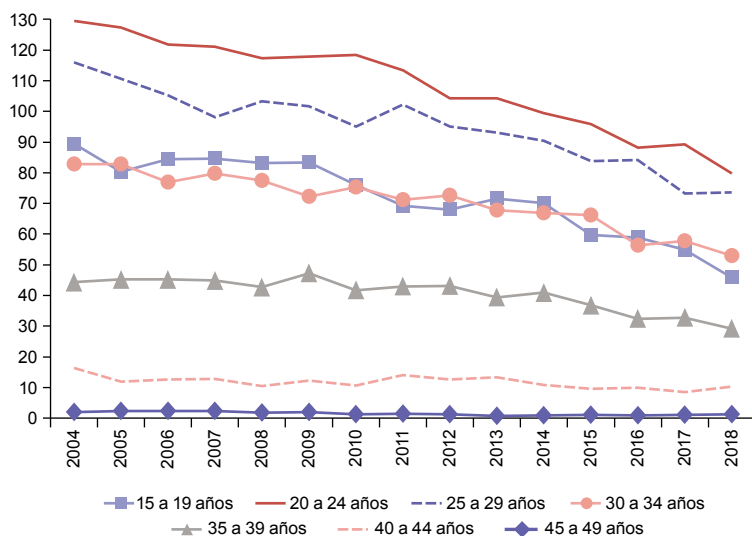
A. Estimaciones a partir del Censo Nacional de Población y Vivienda de 2018



B. Estimaciones a partir de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida de 2023



C. Estimaciones a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares de 2023



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), 2023.

Se observan claras coincidencias en los patrones de comportamiento de la fecundidad a lo largo del tiempo entre las tres fuentes utilizadas, y también en el margen de disminución de la fecundidad cuando se consideran los grupos quinquenales de edad. Las tendencias suavizadas de las tasas de fecundidad calculadas a partir del CNPV de 2018 reflejan el ajuste de la estimación del nivel de fecundidad por el método de mínimos cuadrados durante el período de 2004 a 2018.

Las tasas de fecundidad por edad obtenidas a partir de las fuentes muestrales revelan la existencia de dos fases principales. Entre 2009 y 2015, se percibe una fase de cierta estabilidad del nivel de fecundidad en todos los grupos, o al menos una menor velocidad del descenso, particularmente entre las mujeres más jóvenes, de 15 a 30 años. La caída se torna más pronunciada desde 2016. A partir de ese momento, la fecundidad se desploma en los grupos de mujeres más jóvenes. Esto coincide con las estimaciones basadas en las dos encuestas.

Por el contrario, en las edades más avanzadas, en particular en el caso del grupo de 35 a 39 años, las tendencias preexistentes al alza se tornan descendentes, aunque a un ritmo menor. En conjunto, predomina el descenso generalizado de la fecundidad en todos los grupos de edad, lo que conlleva una fuerte disminución de la TGF.

3. Cambios en el nivel y los patrones del comportamiento reproductivo

Los datos del gráfico 5 aportan una nueva perspectiva sobre la estructura, el nivel y las tendencias de la fecundidad. Lo primero que cabe destacar es que la fecundidad muestra una cúspide temprana en todos los períodos, debido a que la mayor tasa de fecundidad se registra en el grupo etario de 20 a 24 años. Sin embargo, el patrón observado a partir de los

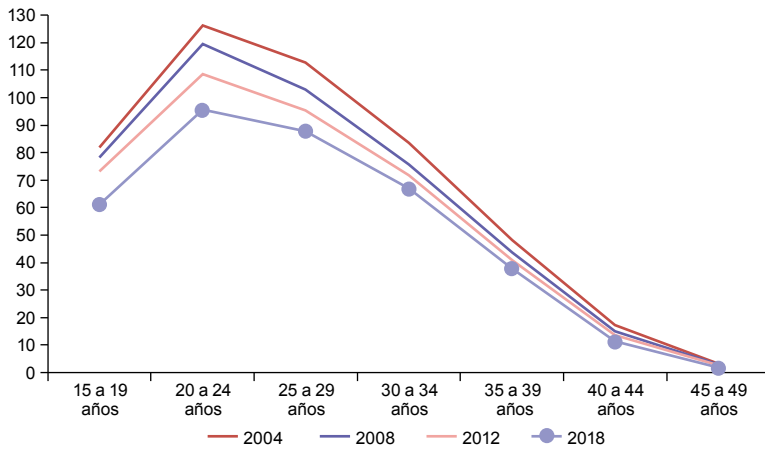
resultados de la ENCV de 2023 revela una subida en el grupo de mujeres de 30 a 34 años. Este comportamiento puede obedecer a un aplazamiento de la maternidad condicionado por factores estructurales, como el nivel socioeconómico y el grado educativo alcanzado. Serán necesarias investigaciones que examinen si una segunda cúspide en el patrón de distribución de los nacimientos puede consolidarse a mediano y largo plazo, y configurar el patrón conocido como bimodal, que se deriva tanto de las maternidades tempranas como del aplazamiento de las nuevas maternidades (Batyra, 2016).

Este gráfico permite apreciar las brechas de disminución entre las mujeres más jóvenes, que son notables en los resultados de 2009 a 2023, al aplicar el método de hijos propios a las encuestas muestrales.

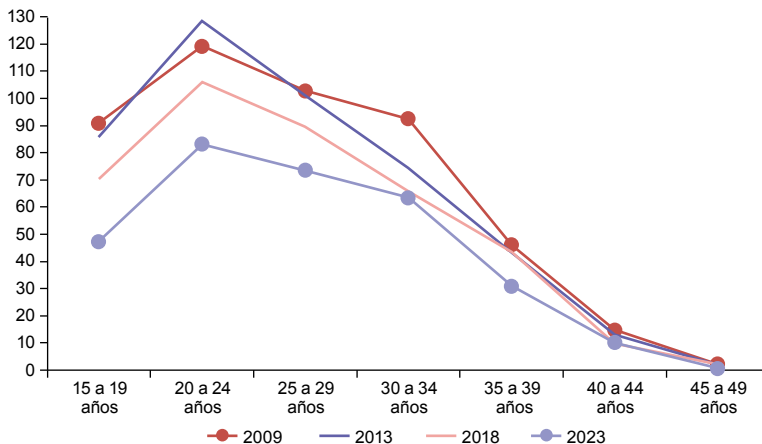
Gráfico 5

Colombia: patrones de comportamiento de las tasas de fecundidad por edad a partir del método indirecto de hijos propios, 2004-2018 y 2009-2023
(En número de nacidos vivos por cada mil mujeres)

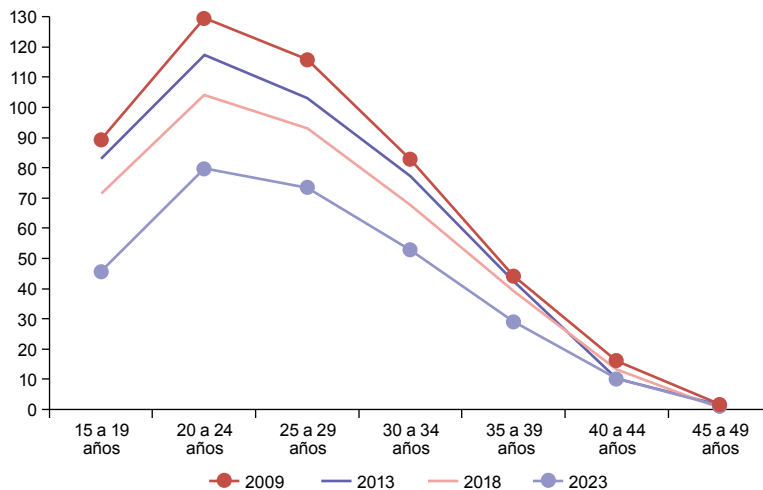
A. Estimaciones a partir del Censo Nacional de Población y Vivienda de 2018



B. Estimaciones a partir de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida de 2023



C. Estimaciones a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares de 2023



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), 2023.

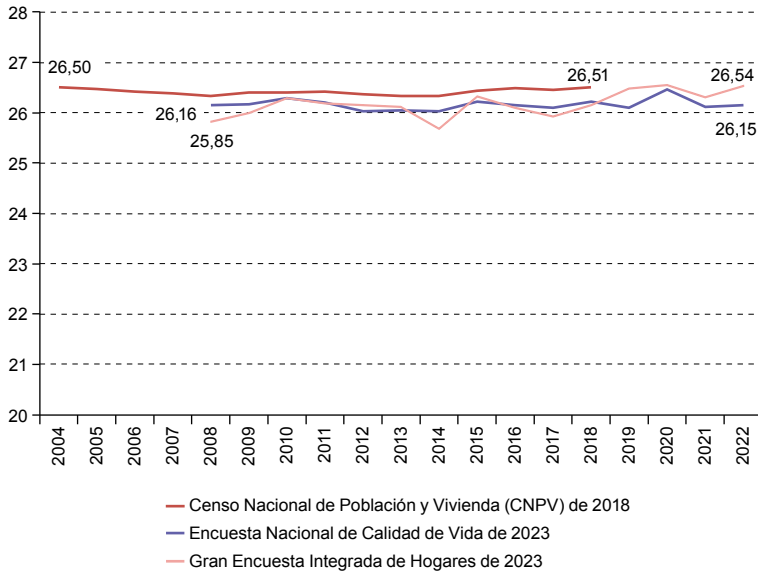
4. Edad media de la maternidad

El gráfico 6 revela un hecho interesante: la disminución de la fecundidad en Colombia, observada al aplicar el método indirecto de hijos propios, ha ido acompañada de una estabilidad en la edad promedio de maternidad y, en algunas ocasiones, un ligero incremento de dicha edad.

Recordemos que la edad media de maternidad proporciona una medida del momento de la fecundidad y corresponde a la edad promedio de las madres en el momento del nacimiento de sus hijos en un año específico. Es una medida importante porque las mujeres, cuando posponen la maternidad, van reduciendo su posibilidad de tener más hijos y, en cambio, aumentan la probabilidad de quedarse sin hijos de forma permanente, lo que puede afectar la composición y el nivel de la fecundidad.

Si bien las estimaciones a partir de los datos de la ENCV ponen de manifiesto con mayor claridad un ascenso de la maternidad en el grupo de 30 a 34 años, esto no altera el patrón dominante de la estructura de fecundidad con la cúspide temprana entre los 20 y 24 años. Para examinar en más detalle la composición de la fecundidad en el país, son necesarios análisis que no tomen en cuenta solo el orden de los nacimientos y el espaciamiento entre ellos, sino también aspectos diferenciales, como el nivel socioeconómico, el nivel educativo o el área geográfica, entre otros.

Gráfico 6
Colombia: edad media de la maternidad a partir del método indirecto de hijos propios, 2004-2018 y 2009-2023
 (En años)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), 2023.

Nota: El gráfico abarca el período de 2004 a 2018 en el caso de las estimaciones realizadas a partir del Censo y el período de 2009 a 2023 en el de las realizadas a partir de las encuestas.

D. Discusión

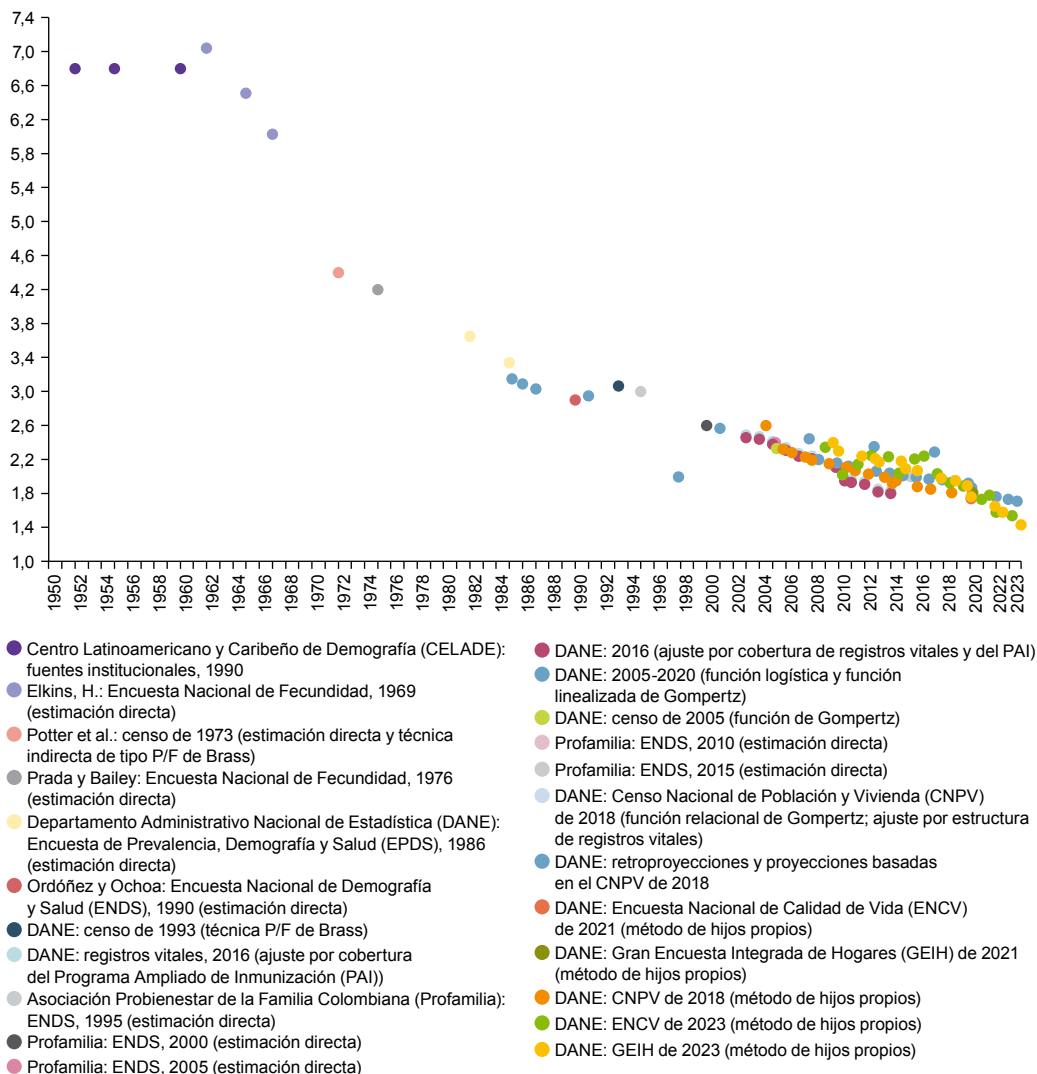
1. Potencial de estimación de la fecundidad con fuentes y métodos alternativos

Este estudio permitió establecer que las estimaciones por el método de hijos propios, además de conformar una alternativa válida en sí misma para la estimación de la fecundidad, brindan la oportunidad de comparar y evaluar las estimaciones obtenidas mediante otros métodos y con otras fuentes de datos.

Con el fin de obtener un panorama más completo de la viabilidad del método de hijos propios como alternativa de estimación, el gráfico 7 presenta las TGF de Colombia en distintos puntos de referencia temporal y obtenidas a partir de diferentes fuentes y métodos. La aplicación del método de hijos propios y las fuentes alternativas al final de la serie arroja resultados coherentes con una tendencia decreciente que se acentúa después de 2020 a causa de la pandemia de COVID-19 (Sánchez et al., 2023). Este resultado no se observa en las

proyecciones de fecundidad realizadas a partir del censo de 2018, ya que estas no tienen en cuenta el efecto de la pandemia. Por lo tanto, dichas proyecciones pueden considerarse un escenario de lo que hubiera ocurrido de no haberse producido la emergencia sanitaria de 2020.

Gráfico 7
Colombia: estimación de la tasa global de fecundidad (TGF) mediante diferentes fuentes y métodos, 1950-2023
(En número promedio de hijos por mujer)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía. (1990). *América Latina: transición de la fecundidad en el periodo 1950-1990*. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/10a0a8e2-70f3-4462-a486-8fe77f9817c4/content>; Elkins, H. (1973). Cambio de fecundidad. En *Fecundidad en Colombia, Encuesta Nacional de Fecundidad*; Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia, Demographic and Health Surveys, Institute for Resource Development/

Westinghouse. (1988). *Encuesta de Prevalencia Demografía y Salud, 1986*. <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR8/FR8.pdf>; Asociación Probienestar de la Familia Colombiana [Profamilia]. (2000). *Salud sexual y reproductiva en Colombia. Resultados Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2000*; Profamilia, Ministerio de la Protección Social y Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional. (2011). *Colombia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS, 2010)*; Profamilia, e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (1990). *Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud 1990*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>; Profamilia, e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (1995). *Encuesta Nacional de Demografía y Salud 1995*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>; Profamilia, e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (2015). *Encuesta Nacional de Demografía y Salud. Componente Demográfico 2015*. Ministerio de Salud y Protección Social. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1998). La fecundidad en Colombia según el censo de 1993: estimaciones departamentales y municipales. *Estudios Censales*, 3. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/LB_10351_1993.PDF; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2008). Estimación de la fecundidad 1985-2005. *Estudio Postcensales*, 4. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_04.PDF; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2009). Proyecciones nacionales y departamentales de población 2005-2020. *Estudios Postcensales*, 7; Flórez, C. E. (2009). Fecundidad adolescente: inequidades sociales y geográficas 2005. *Estudios Postcensales*, 11. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_11.PDF; Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2021). *Informes de estadística sociodemográfica: evolución de la fecundidad en Colombia y sus departamentos 2005-2018*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/informes-de-estadistica-sociodemografica-aplicada>; e informes metodológicos del Grupo de Proyecciones Demográficas de la Dirección de Censos y Demografía del DANE. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2023). Comportamiento de los componentes demográficos en Colombia en 2021 a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares—GEIH y la Encuesta Nacional de Calidad de Vida—ENCV. *Informes de Estadística Sociodemográfica Aplicada*, 21. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/informes-de-estadistica-sociodemografica-aplicada>.

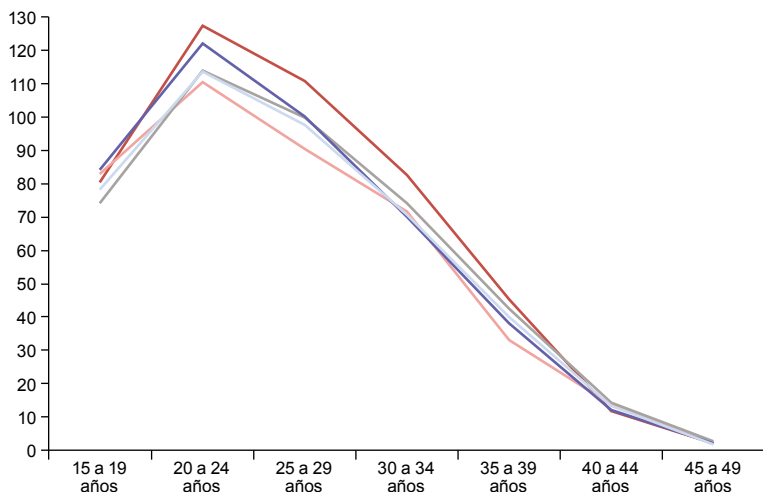
La estimación de la fecundidad a partir del CNPV de 2018, mediante el método de hijos propios, alcanzó un nivel de 1,81; en contraste, el DANE, con la misma fuente, pero mediante la aplicación de la técnica indirecta de estimación de la función relacional de Gompertz, encontró una TGF de 1,95 (DANE, 2021). Por otra parte, el nivel estimado a partir de la GEIH y la ENCV de 2023 fue de 1,92 y 1,95, respectivamente.

2. Coherencia con los resultados obtenidos a partir de otras fuentes

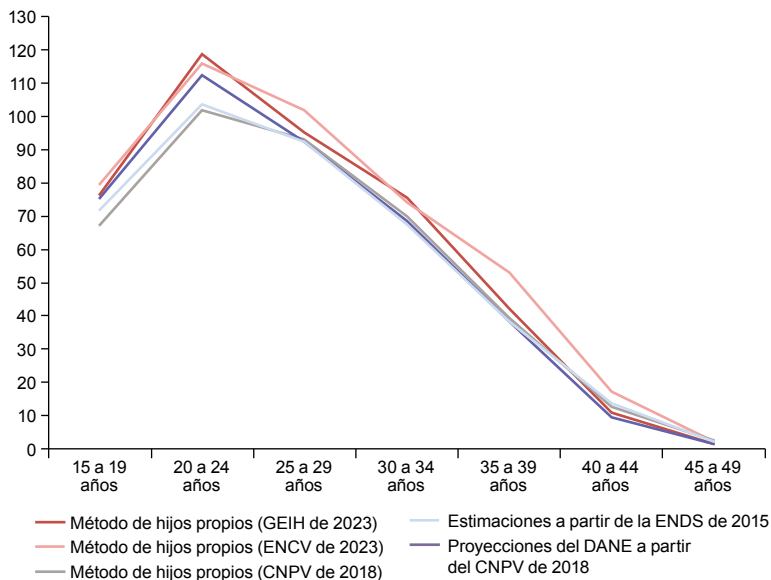
Las estimaciones realizadas a partir de las encuestas son similares a las obtenidas a partir de la ENDS de 2010 y 2015 para las mujeres jóvenes de entre 15 y 19 años y de entre 20 y 24 años. Sin embargo, las estimaciones realizadas con el CNPV 2018 se ajustan mejor a las estimaciones de la ENDS para las mujeres mayores de 25 años. En resumen, es importante resaltar que los resultados obtenidos mediante el método de hijos propios a partir de las tres fuentes son coherentes en términos de magnitud con los resultados de las dos últimas encuestas ENDS de Colombia. Como las dos estimaciones del DANE fueron realizadas a partir del CNPV de 2018, los resultados obtenidos mediante el método de hijos propios coinciden en los casos de 2015 y 2018 (véase el gráfico 8).

Gráfico 8
Colombia: estimación de las tasas de fecundidad por edad mediante diferentes fuentes y métodos, 2010, 2015, 2018 y 2023
 (En número de nacidos vivos por cada mil mujeres)

A. 2010

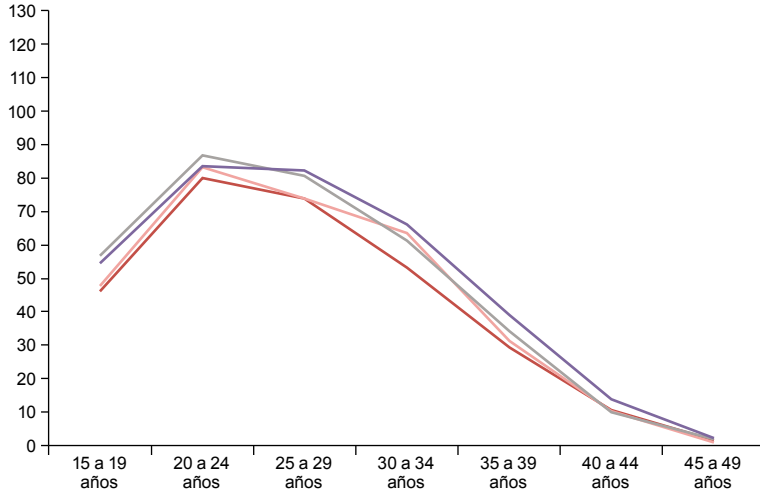


B. 2015

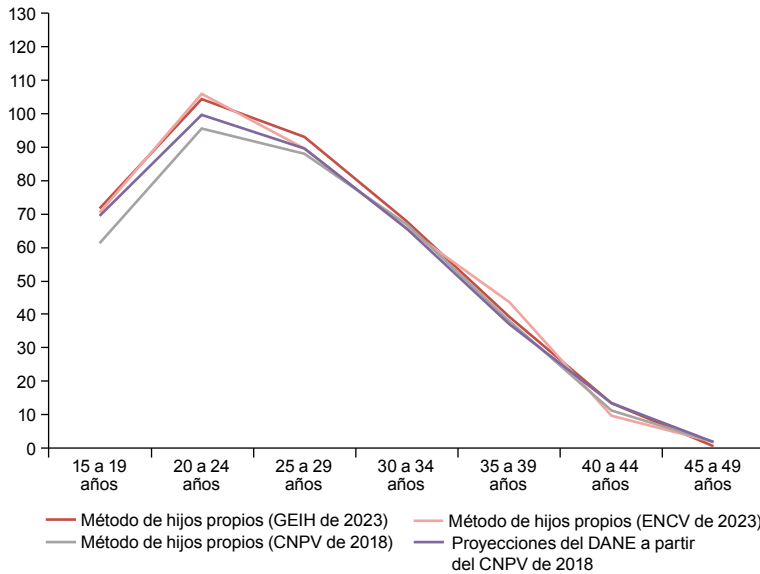


- Método de hijos propios (GEIH de 2023)
- Método de hijos propios (ENCV de 2023)
- Método de hijos propios (CNPV de 2018)
- Estimaciones a partir de la ENDS de 2015
- Proyecciones del DANE a partir del CNPV de 2018

C. 2018



D. 2023



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2018). *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/643>; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), 2023; proyecciones de cambio demográfico sobre la base de CNPV-2018 [acceso a proyecciones el 26 de abril de 2025]; Asociación Probienestar de la Familia Colombiana, Ministerio de la Protección Social y Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional. (2011). Colombia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2010; y (2015). Encuesta Nacional de Demografía y Salud. Componente Demográfico 2015. Ministerio de Salud y Protección Social. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>.

Nota: CNPV: Censo Nacional de Población y Vivienda; ENCV: Encuesta Nacional de Calidad de Vida; ENDS: Encuesta Nacional de Demografía y Salud; GEIH: Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Las estimaciones realizadas a partir del CNPV de 2018 para 2023 son más altas que las obtenidas a partir de las dos encuestas. Esto puede obedecer al efecto acelerador que tuvo la pandemia de COVID-19 en la disminución de la fecundidad (Sánchez et al., 2023), algo que el CNPV de 2018 no pudo considerar, pero sí las dos encuestas.

El potencial de desagregación del método para trazar las tendencias específicas permite observar que, si bien todos los grupos de edad de mujeres contribuyeron a la disminución de la fecundidad a lo largo del período, la reducción en el grupo de mujeres jóvenes fue fundamental, en particular la de las adolescentes de entre 15 y 19 años. Este comportamiento concuerda con el revelado en la serie de nacimientos del Sistema de Estadísticas Vitales del DANE para el mismo período (DANE, 2019, 2024). Al establecer las diferencias de variación de los nacimientos según la edad de la madre entre 2009 y 2023, se observa que la mayor disminución ocurre en el grupo de mujeres adolescentes de 15 a 19 años, de un 50%. La disminución de los nacimientos en el grupo de mujeres de 20 a 24 años fue del 31,2%; en el de 25 a 29 años, del 16,99%; en el de 30 a 34 años, del 3,7%; en el de 35 a 39 años, del 3,3%; en el de 40 a 44 años, del 8,2%, y, por último, en el grupo de mujeres de 45 a 49 años fue del 19,4% (DANE, 2019, 2024). Esta es una tendencia que Colombia comparte con otros países de la región, según estimaciones recientes (Bueno y Pardo, 2023).

3. Perspectivas futuras

En el cuadro 2 se presenta la proyección de la TGF utilizando las estimaciones obtenidas mediante el método de hijos propios, para las tres fuentes de información utilizadas, correspondientes a los años 2025, 2030 y 2035. Estas estimaciones se comparan con las proyecciones de fecundidad realizadas por el DANE. En dicho cuadro se puede observar el mayor descenso en la GEIH de 2023. Esta reducción mayor puede reflejar el comportamiento de la fecundidad propio de las áreas urbanas. Por su parte, las proyecciones realizadas a partir de la ENCV de 2023 y el CNPV de 2018 se aproximan en mayor medida. Al comparar estas proyecciones con las del DANE, resalta el hecho de que la TGF del DANE permanece prácticamente constante entre 2030 y 2035.

Cuadro 2
Colombia: proyecciones de la tasa global de fecundidad según
diferentes fuentes y métodos, 2025, 2030 y 2035
(En número promedio de hijos por mujer)

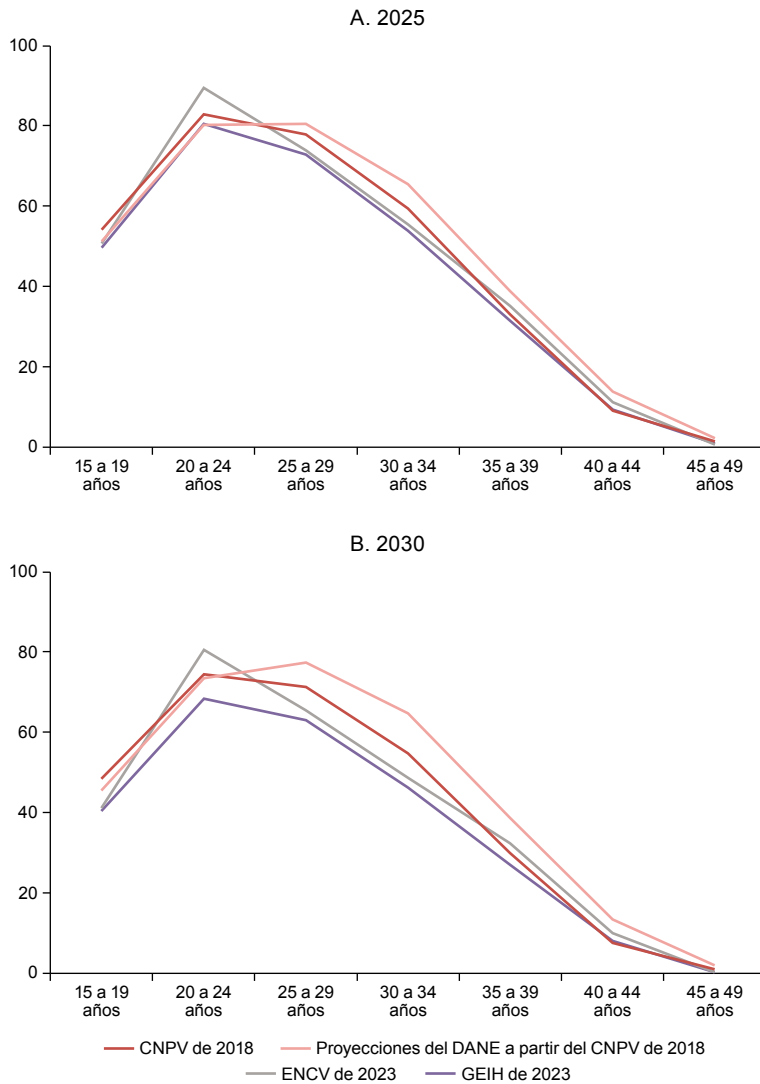
Estimación	2025	2030	2035
Método de hijos propios (GEIH de 2023)	1,490	1,274	1,090
Método de hijos propios (ENCV de 2023)	1,581	1,399	1,240
Método de hijos propios (CNPV de 2018)	1,587	1,445	1,315
Proyecciones de cambio demográfico del DANE sobre la base del CNPV de 2018	1,659	1,581	1,531

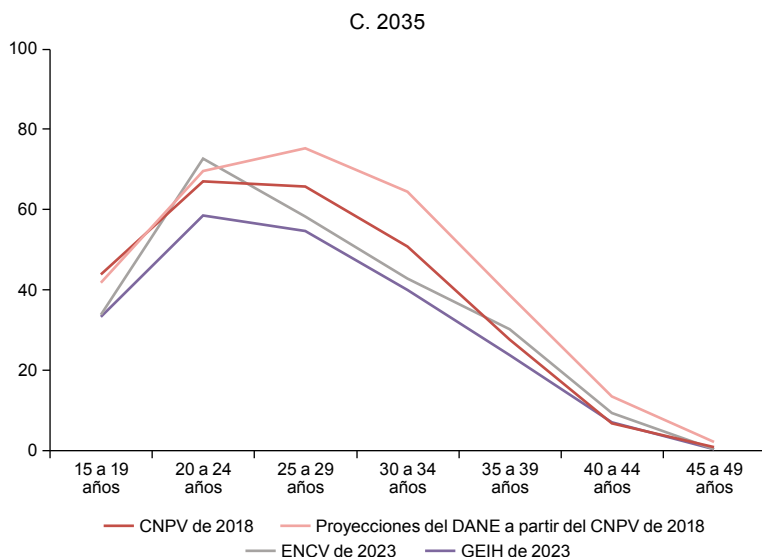
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística. *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV), 2023; y proyecciones de cambio demográfico sobre la base de CNPV-2018 [acceso a proyecciones el 26 de abril de 2025].

Nota: CNPV: Censo Nacional de Población y Vivienda; ENCV: Encuesta Nacional de Calidad de Vida; GEIH: Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Estas diferencias entre las cuatro fuentes se pueden explicar mejor analizando el comportamiento de las tasas de fecundidad por edad para los tres años, que se muestra en el gráfico 9.

Gráfico 9
Colombia: proyecciones de las tasas de fecundidad por edad mediante diferentes fuentes y métodos, 2025, 2030 y 2035
(En número de nacidos vivos por cada mil mujeres)





Fuente: Elaboración propia sobre la base de Departamento Administrativo Nacional de Estadística, *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*; Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), 2023; Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ENCV) 2023; proyecciones de cambio demográfico sobre la base de CNPV-2018 [acceso a proyecciones el 26 de abril de 2025].

Nota: La proyección de las tasas de fecundidad por edad se obtuvo a partir del resultado de las estimaciones de las tasas de fecundidad por edad mediante el método de hijos propios, utilizando una ecuación logística. La variable dependiente fue el logaritmo natural de las tasas por edad y la variable independiente, el tiempo. CNPV: Censo Nacional de Población y Vivienda; DANE: Departamento Administrativo Nacional de Estadística; ENCV: Encuesta Nacional de Calidad de Vida; GEIH: Gran Encuesta Integrada de Hogares.

El gráfico 9 muestra que las estimaciones con el método de hijos propios para las tres fuentes presentan su punto máximo en el grupo de las mujeres de entre 20 y 24 años; en cambio, de acuerdo con el DANE, la mayor tasa de fecundidad se encuentra entre las mujeres de 25 a 29 años. Sin embargo, las proyecciones de las tasas de fecundidad por edad con los resultados del CNPV de 2018 y de la GEIH de 2023 muestran que los valores de ambos rangos de edad se están aproximando con el tiempo.

Si bien el descenso de la fecundidad es un proceso complejo de carácter multicausal, es posible determinar que no se origina solo en las transformaciones sociales y económicas que se relacionan de manera compleja con la consolidación urbana de la población en las últimas décadas. Otro grupo de factores estrechamente relacionados que contribuyen a este descenso es el de los derivados del ingreso masivo de las mujeres al sistema educativo, así como de su mayor participación en el mercado laboral, lo que, a su vez, conforma un elemento constitutivo del marco analítico conocido como revolución de género (Goldscheider et al., 2015), que estaría anclado en la esfera institucional y en el funcionamiento de la vida pública.

Para lograr revertir estas tendencias, haría falta, entre otras cosas, una coordinación ambiciosa de las acciones y políticas implementadas por los actores políticos, institucionales, del mercado y de la misma sociedad, con el propósito de transformar los factores mencionados.

Además, es necesario aguardar para ver qué impacto tienen tales medidas a mediano y largo plazo en los resultados de fecundidad (Bongaarts y Feeney, 1998). Investigaciones futuras han de considerar con mayor profundidad la relación entre la fecundidad y la estructura demográfica, y los factores económicos y sociales regionales, así como el efecto potencial de los ajustes en las políticas de protección y bienestar social y las tendencias en el comportamiento de la fecundidad de la población inmigrante.

4. Limitaciones del estudio

El presente estudio no está libre de limitaciones. Cabe esperar una alta variación de la fecundidad dentro del país y entre grupos socioeconómicos, por lo que son necesarias más investigaciones que avancen en el reconocimiento de estas diferencias. En este sentido, es preciso señalar que una limitación previsible de las encuestas sociodemográficas utilizadas para este estudio es que sus muestras no son suficientes para generar estimaciones fiables de las tasas de fecundidad en los niveles inferiores de las unidades administrativas, en particular al considerar las tasas de fecundidad por edad a nivel del municipio. Por este motivo, el estudio aborda el comportamiento de la fecundidad del agregado nacional. Es probable, además, que la mayor variabilidad de la composición de la fecundidad observada en la ENCV de 2023, en comparación con la GEIH de 2023, obedezca a las restricciones del tamaño de la muestra.

Otra limitación que debe considerarse es que la emigración internacional y, en consecuencia, la no convivencia de madres e hijos en la misma residencia pueden afectar a las estimaciones de la fecundidad. La pregunta que debe plantearse, y que este estudio no alcanza a responder, es ¿en qué medida la fecundidad de quienes han emigrado fuera del país difiere de la de quienes han permanecido? Esta es una cuestión imprescindible que se ha de abordar en investigaciones futuras.

E. Conclusiones

Los resultados presentados en este artículo contribuyen de tres maneras a ampliar la comprensión del comportamiento reproductivo en Colombia. En primer lugar, muestran un descenso sostenido del nivel de fecundidad entre las mujeres de todos los grupos de edad. Los hallazgos indican que la crisis de la pandemia de COVID-19 pudo haber acelerado la tendencia decreciente a partir de 2020.

En segundo lugar, este ejercicio determina la viabilidad de la aplicación del método de hijos propios en la estimación de la TGF y las tasas de fecundidad por edad utilizando diferentes fuentes de información, como encuestas y censos.

En tercer lugar, existen elementos para confirmar que las encuestas muestrales de hogares, como la ENCV y la GEIH, ofrecen información que hace viable la estimación indirecta del componente demográfico de la fecundidad. En este sentido, la ENCV permitiría hacer

el seguimiento a nivel nacional y la GEIH, a nivel urbano. Por lo tanto, las encuestas son fuentes de información útiles para subsanar los vacíos de información durante los períodos intercensales. Estos resultados destacan la importancia de mantener en las encuestas la pregunta sobre la presencia de la madre en el hogar, así como su orden en el listado del hogar, dado que ello facilita el emparejamiento entre madres e hijos y, por consiguiente, la calidad de las estimaciones.

Bibliografía

- Amador, D., Bernal, R. y Peña, X. (2013). The rise in female participation in Colombia: Fertility, marital status or education? *Ensayos sobre Política Económica*, 31(71), 54-63. [https://doi.org/10.1016/S0120-4483\(13\)70010-1](https://doi.org/10.1016/S0120-4483(13)70010-1)
- Anderson, T. y Kohler, H. (2015). Low fertility, socioeconomic development, and gender equity. *Population and Development Review*, 41(3), 381-407. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00065.x>
- Ardila, C., Bodnar, Y., Flórez, C., Martínez, C., Pachón, Á., Ruíz, M., Urdinola, P. y Ponce, R. (2019). *Informe Comité Nacional de Expertos para la Evaluación del Censo Nacional de Población y Vivienda de Colombia 2018*. <https://www.dane.gov.co/files/censo2018/informacion-tecnica/CNPV-2018-informe-comite-expertos-nacional.pdf>
- Asociación Probienestar de la Familia Colombiana. (2000). *Salud sexual y reproductiva en Colombia. Resultados Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2000*.
- Asociación Probienestar de la Familia Colombiana e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (1990). *Encuesta de Prevalencia, Demografía y Salud 1990*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>
- Asociación Probienestar de la Familia Colombiana e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (1995). *Encuesta Nacional de Demografía y Salud 1995*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>
- Asociación Probienestar de la Familia Colombiana e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (2005). *Salud sexual y reproductiva. Resultados Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2005*. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>
- Asociación Probienestar de la Familia Colombiana e Institute for Resource Development/Macro International Inc. (2015). *Encuesta Nacional de Demografía y Salud. Componente Demográfico 2015*. Ministerio de Salud y Protección Social. <https://profamilia.org.co/investigaciones/ends/>
- Asociación Probienestar de la Familia Colombiana, Ministerio de la Protección Social y Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional. (2011). *Colombia: Encuesta Nacional de Demografía y Salud 2010*.
- Avery, C., St. Clair, T., Levin, M. y Hill, K. (2013). The 'own children' fertility estimation procedure: A reappraisal. *Population Studies*, 67(2), 171-183. <https://doi.org/10.1080/00324728.2013.769616>
- Batya, E. (2016). Fertility and the changing pattern of the timing of childbearing in Colombia. *Demographic Research*, 35, 1343-1372. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.35.46>
- Batya, E., Leone, T. y Myrskylä, M. (2022). Forecasting of cohort fertility by educational level in countries with limited data availability: the case of Brazil. *Population Studies*, 1-17. <https://doi.org/10.1080/00324728.2022.2104916>
- Becker, G. S. (1960), "An economic analysis of fertility", *Demographic and economic change in developed countries*, Princeton, Columbia University Press.

- Bongaarts, J. y Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271. <https://doi.org/10.2307/2807974>
- Brass, W. (1964). *Uses of census or survey data for the estimation of vital rates*. (E/CN.14/CAS.4/VS/7). Consejo Económico y Social.
- Brass, W. (1996). Demographic data analysis in less developed countries: 1946–1996. *Population Studies*, 50(3), 451–467. <https://doi.org/10.1080/0032472031000149566>
- Brass, W., Coale, A. J., Demeny, P. y Heisel, D. (1968). *Demography of tropical Africa*. Princeton University Press. <https://www.jstor.org/stable/j.ctt183pzxo>
- Bueno, X. y Pardo, I. (2023). Gender-role attitudes and fertility ideals in Latin America. *Journal of Population Research*, 40(1), 2. <https://doi.org/10.1007/s12546-023-09295-x>
- Caldwell, J. C. (1976). Toward a restatement of demographic transition theory. *Population and Development Review*, 2(3/4), 321. <https://doi.org/10.2307/1971615>
- Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía. (1990). *América Latina: transición de la fecundidad en el periodo 1950-1990*. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/10a0a8e2-70f3-4462-a486-8fe77f9817c4/content>
- Chackiel, J. (2009). Preguntas retrospectivas para la medición de la fecundidad y la mortalidad en la niñez. *Seminario-Taller Los censos de 2010 y la salud, 2-4 noviembre*. https://celade.cepal.org/censosinfo/Documentos/UNFPA-Juan_Chackiel.pdf
- Cho, L. J., Retherford, R. D. y Choe, M. K. (1986). *The own-children method of fertility estimation*. Population Institute.
- Cleland, J. y Wilson, C. (1987). Demand theories of the fertility transition: An iconoclastic view. *Population Studies*, 41(1), 5–30. <https://doi.org/10.1080/0032472031000142516>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2022). Tasa global de fecundidad. *CEPALSTAT*. <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/dashboard.html?theme=1&lang=es>
- Corporación Centro Regional de Población y Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1977). *Encuesta nacional de fecundidad Colombia 1976. Resultados generales*.
- Corporación Centro Regional de Población, Ministerio de Salud de Colombia, Demographic and Health Surveys, Institute for Resource Development/Westinghouse (1988). *Encuesta de Prevalencia Demografía y Salud 1986*. <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR8/FR8.pdf>
- Cristancho Fajardo, C. (2022). *Estudios poscensales Censo Nacional de Población y Vivienda 2018. Fecundidad en la niñez y adolescencia en Colombia*. <https://www.dane.gov.co/files/censo2018/estudios-poscensales/01-poscensales-fecundidad-en-la-ninez-adolescencia.pdf>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1998). La fecundidad en Colombia según el censo de 1993: estimaciones departamentales y municipales. *Estudios Censales*, 3. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/LB_10351_1993.PDF
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2002). Estimación de la omisión censal a nivel nacional y subnacional a partir de métodos demográficos, econométricos y geoestadísticos: aplicación para el Censo Nacional de Población y de Vivienda—CNPV 2018. *Metodologías Demográficas Aplicadas*, 2. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/Info-meto-aplic/03082022-Metodologia_Estimacion_Omision_Censal.pdf
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2009). Proyecciones nacionales y departamentales de población 2005–2020. *Estudios Postcensales*, 7.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2018). *Censo Nacional de Población y Vivienda - CNPV - 2018*. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/643>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2019). *Anuario nacional de estadísticas vitales Colombia 2019*. <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/poblacion/anuario-EEVV-2019/anuario-nacional-de-estadisticas-vitales-colombia-2019.pdf>

- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2020). *Metodología de las estadísticas vitales*. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/843/related-materials>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2021). *Informes de estadística sociodemográfica: evolución de la fecundidad en Colombia y sus departamentos 2005-2018*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/informes-de-estadistica-sociodemografica-aplicada>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2023). Comportamiento de los componentes demográficos en Colombia en 2021 a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares—GEIH y la Encuesta Nacional de Calidad de Vida—ENCV. *Informes de Estadística Sociodemográfica Aplicada*, 21. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/informes-de-estadistica-sociodemografica-aplicada>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2024). *Nacimientos por área de ocurrencia y sexo, según grupos de edad de la madre 1998-2023*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/nacimientos-y-defunciones/estadisticas-vitales-nacimientos-y-defunciones-historicos>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística y Centro Andino de Altos Estudios. (2008). Estimación de la fecundidad 1985-2000. *Estudios Postcensales*, 4: https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_04.PDF
- Esping-Andersen, G. y Billari, F. C. (2015). Re-theorizing family demographics. *Population and Development Review*, 41(1), 1-31. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00024.x>
- Flórez, C. E. (2009). Fecundidad adolescente: inequidades sociales y geográficas 2005. *Estudios Postcensales*, 11. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://biblioteca.dane.gov.co/media/libros/estudios_postcensales_11.PDF
- Flórez, C. E. y Méndez, R. (2000). *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX* (1a ed.). Banco de la República y Tercer Mundo Editores.
- Flórez, C. E. y Sánchez, L. M. (2013). *Fecundidad y familia en Colombia: ¿hacia una segunda transición demográfica?* Profamilia.
- Gobierno de Colombia (2015). Decreto 1170 de 2015. *Diario Oficial*, 58. https://www.dane.gov.co/files/acerca/Normatividad/decreto-1170-2015/DECRETO_1170_2015.pdf
- Goldscheider, F., Bernhardt, E. y Lappegård, T. (2015). The gender revolution: a framework for understanding changing family and demographic behavior. *Population and Development Review*, 41(2), 207-239. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00045.x>
- Grabill, W. R. y Cho, L. J. (1965). Methodology for the measurement of current fertility from population data on young children. *Demography*, 2(1), 50-73. <https://doi.org/10.2307/2060106>
- Gu, B. y Yang, S. (1991). Fertility trends in rural China in the 1980s: cohort effect versus period effect. *Asia-Pacific Population Journal*, 6(4).
- Henry, E. (1973). Cambio de fecundidad. En *Fecundidad en Colombia, Encuesta Nacional de Fecundidad* (p. 31).
- Laplante, B., Castro-Martín, T., Cortina, C. y Fostik, A. L. (2016). The contributions of childbearing within marriage and within consensual union to fertility in Latin America, 1980-2010. *Demographic Research*, 34, 827-844. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.34.29>
- Lesthaeghe, R. (2014). The second demographic transition: a concise overview of its development. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(51), 18112-18115. <https://doi.org/10.1073/pnas.1420441111>
- Lima, E. (2013). *Age-specific fertility rates: estimations based on Brazilian census data*. Human Fertility Collection. Max Planck Institute for Demographic Research.

- Lima, E. E. C. y Queiroz, B. (2016). Lessons learned with the use of demographic methods and multiple sources of data to evaluate the completeness and data quality from birth registration in Latin America. En *United Nations Expert Group Meeting on Evaluation of Vital Statistics Data from Civil Registration*. https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/unpd_egm_nov2016_s2_lima-queiroz_2016_brazil-presentation.pdf
- Lima, E. E. C., Zeman, K., Sobotka, T., Nathan, M. y Castro, R. (2018). The emergence of bimodal fertility profiles in Latin America. *Population and Development Review*, 44(4), 723-743. <https://doi.org/10.1111/padr.12157>
- Miller, G. (2010). Contraception as development? New evidence from family planning in Colombia. *The Economic Journal*, 120(545), 709-736. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2009.02306.x>
- Miranda-Ribeiro, A. (2007). *Reconstrução de histórias de nascimentos a partir de dados censitários: aspectos teóricos e evidências empíricas*. Centro de Desarrollo y Planificación Regional, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Moultrie, T., Dorrington, R., Hill, A., Hill, K., Timæus, I. y Zaba, B. (Eds.) (2013). *Tools for Demographic Estimation*. Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población.
- Naciones Unidas. (2022). *Age-specific fertility rates by single age, region, subregion and country, annually for 1950-2100 (births per 1,000 women)*. <https://population.un.org/dataportal/>
- Ní Bhrolcháin, M. (1992). Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility. *Population and Development Review*, 18(4), 599-629. <https://doi.org/10.2307/1973757>
- Ní Bhrolcháin, M. (2007). Five reasons for measuring period fertility. *Working Paper Ao8/05*. University of Southampton, Statistical Sciences Research Institute. <https://eprints.soton.ac.uk/52411/>
- Notestein, F. (1953). Economic problems of population change. En *Proceedings of the Eighth International Conference of Agricultural Economists* (pp. 13-31).
- Ospina, M. y Ramírez, C. (2016). *Estimation of fertility in Colombia through an adjustment for coverage of births with immunization records*. Comisión Económica para Europa – Conferencia de Estadísticos Europeos. <https://unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/ge.11/2016/WP15.pdf>
- Pardo, I. y Varela, C. (2013). La fecundidad bajo el reemplazo y las políticas familiares en América Latina y el Caribe: qué puede aprenderse de la experiencia europea. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 30(2), 503-518. <https://doi.org/10.1590/S0102-30982013000200009>
- Parrado, E. A. (2000). Social change, population policies, and fertility decline in Colombia and Venezuela. *Population Research and Policy Review*, 19(5), 421-457. <https://doi.org/10.1023/A:1010676303313>
- Potter, J. E., Millman, S. R. y Measham, A. R. (1976). The rapid decline in Colombian fertility. *Population and Development Review*, 2(3-4), 509-528. <https://doi.org/10.2307/1971628>
- Prada, E. y Bailey, J. (1977). Fertility trends in Colombia: something important has happened [Ponencia presentada en la *Population Association of America Meeting*].
- Preston, S. H., Heuveline, P. y Guillot, M. (2001). *Demography: Measuring and modeling population processes*. Blackwell Publishers.
- Reher, D. y Requena, M. (2020). Revisiting mid-twentieth-century fertility shifts from a global perspective. *Population Studies*, 74(3), 299-314. <https://doi.org/10.1080/00324728.2020.1783454>
- Reid, A., Jaadla, H., Garrett, E. y Schürer, K. (2020). Adapting the Own Children Method to allow comparison of fertility between populations with different marriage regimes. *Population Studies*, 74(2), 197-218. <https://doi.org/10.1080/00324728.2019.1630563>
- Retherford, R. D. y Alam, I. (1985). *Comparison of fertility trends estimated alternatively from birth histories and own children*. Papers of the East-West Population Institute, 94.

- Sánchez, L. M., Marín, Y. A. y Palacio, N. M. (2023). Análisis de mediación del efecto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) sobre la fecundidad a nivel subnacional en Colombia. *Notas de Población*, 49(115), 165-199. <https://doi.org/10.18356/16810333-49-115-7>
- Schoen, R. (2004). Timing effects and the interpretation of period fertility. *Demography*, 41(4), 801-819. <https://doi.org/10.1353/dem.2004.0036>
- Schultz, T. P. (1973), A preliminary survey of economic analyses of fertility. *The American Economic Review* 63(2).
- Svallfors, S. (2022). Contraceptive choice as risk reduction? The relevance of local violence for women's uptake of sterilization in Colombia. *Population Studies*, 76(3), 407-426. <https://doi.org/10.1080/00324728.2021.1953118>
- Timaeus, I. (2021). The Own-Children Method of fertility estimation: the devil is in the detail. *Demographic Research*, 45, 825-840. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.45.25>
- Trussell, T. J. (1975). A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates. *Population Studies*, 29(1), 97-107. <https://doi.org/10.1080/00324728.1975.10410187>
- Vandermotten, C. y Dessouroux, C. (2024). Baisse massive de la fécondité mondiale en 20 ans, illustrée en cartes. *Population & Sociétés*, 618(1), 1-4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.618.0001>
- Verhulst, A. (2012). Estimación de la fecundidad a partir de las Encuestas Nacionales de Demografía y Salud: el problema de la mala ubicación de los nacimientos en el tiempo. *Revista Iberoamericana de la Información Básica Estadística*, 12742, 26-42.

Desigualdad económica y pobreza en las personas mayores del Estado Plurinacional de Bolivia: efectos de la seguridad social según condición étnica (2000-2021)

Vladimir Pinto Saravia¹

Recibido: 19/03/2025

Aceptado: 04/06/2025

Resumen

En este estudio se analiza el impacto de la seguridad social en la pobreza y la desigualdad de la población mayor boliviana (2000-2021), considerando la etnicidad, mediante índices de Gini, curvas de Lorenz y regresiones logísticas con datos de encuestas de hogares. Se observa una reducción en la desigualdad de ingresos en personas de 60 años y más, con disminución de la brecha del índice de Gini entre indígenas y no indígenas. La Renta Dignidad redujo más la pobreza en la población no indígena. El acceso a la seguridad social disminuyó el riesgo de pobreza entre la población indígena, en la que la educación también tuvo mayor impacto. Los programas combinados son esenciales para mejorar la calidad de vida, aunque el efecto reductor de pobreza de la jubilación y los seguros de salud disminuyó entre 2000 y 2021. Las diferencias étnicas observadas en el impacto de la seguridad social subrayan la necesidad de políticas inclusivas y multisectoriales.

Palabras clave: Envejecimiento de la población, personas mayores, Pueblos Indígenas, condiciones sociales, pobreza, mitigación de la pobreza, ingresos, distribución del ingreso, seguridad social, política social, Estado benefactor, Bolivia (Estado Plurinacional de).

¹ Licenciado en administración de empresas por la Universidad Loyola. Egresado del doctorado en estudios de población por El Colegio de México, Magíster en población y desarrollo del Postgrado en Ciencias del Desarrollo de la Universidad Mayor de San Andrés (CIDES-UMSA) (Estado Plurinacional de Bolivia). Correo electrónico: vpinto@ipopulations.com.

Abstract

This study analyses the impact of social security on poverty and inequality among older persons in the Plurinational State of Bolivia (2000–2021), taking into account ethnicity, Gini indices, Lorenz curves and logistic regressions using household survey data. Income inequality among people aged 60 and over decreased, with a narrowing of the Gini index gap between Indigenous and non-Indigenous populations. The *Renta Dignidad* programme led to a greater decline in poverty among the non-Indigenous population. Access to social security reduced the risk of poverty among the Indigenous population, and education also had a greater impact on this group. Combined programmes are key to improving quality of life, although the poverty-reducing effect of pensions and health insurance weakened between 2000 and 2021. The differences found in the impact of social security across ethnic groups highlight the need for inclusive, multisectoral policies.

Keywords: Ageing persons, demographic ageing, indigenous peoples, social conditions, poverty, poverty mitigation, income, income distribution, social security, social policy, welfare state, Bolivia (Plurinational State of).

Introducción

En 2017, el 45% de la población mundial tenía acceso a algún beneficio de protección social, y solo el 29% contaba con sistemas integrales de seguridad social (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2018). En América Latina y el Caribe, estas políticas buscan garantizar ingresos para las personas mayores, desempleadas, con discapacidad y enfermas (Rofman, 2020). Sin embargo, la pobreza en la vejez sigue siendo un problema significativo. Las pensiones mínimas universales pueden reducirla, pero su impacto suele ser limitado debido a que no bastan para superar el umbral de pobreza y a que pueden conllevar altos costos fiscales de implementación, que dependen de factores como la edad de elegibilidad, la longevidad y la capacidad fiscal del país (Dethier et al., 2010).

En América Latina y el Caribe, el envejecimiento poblacional y el desempleo han impulsado un aumento del gasto social. Sin embargo, la influencia de instituciones financieras internacionales ha condicionado este aumento, promoviendo una reorientación del gasto; se ha tendido a restringir la inversión en bienestar y seguridad social, mientras que se ha priorizado el gasto en salud (Noy, 2011). Entre 2003 y 2008, varios países latinoamericanos fortalecieron sus políticas laborales, promoviendo el empleo formal, las mejoras salariales y la mayor cobertura de seguridad social, lo que contribuyó a reducir la pobreza y la desigualdad (Bertranou y Maurizio, 2011).

Los debates sobre seguridad social y pobreza en la vejez se centran en la sostenibilidad financiera ante el envejecimiento poblacional y una base laboral reducida, así como en la adecuación de las prestaciones para equilibrar beneficios dignos con costos asumibles. El tema de la edad de jubilación genera tensiones relacionadas con garantizar la viabilidad del sistema, al tiempo que se consideran las limitaciones laborales de las personas mayores y el impacto en el empleo juvenil. Además, persiste una brecha de género, ya que las mujeres reciben pensiones menores debido a las interrupciones laborales ligadas a las labores de cuidado no remuneradas. En América Latina y el Caribe, los desafíos incluyen la baja cobertura, ya que un tercio de los trabajadores urbanos carece de acceso a sistemas formales de seguridad social (OIT, 2014), y la necesidad de ampliar la protección a los jóvenes y las mujeres para reducir las desigualdades (Bárcena, 2011; OIT, 2014). Además, se propone integrar la cobertura de seguridad social al trabajo formal e informal mediante enfoques adaptados a distintas etapas vitales (Bárcena, 2011), mientras se debate el papel del ahorro personal, que exige educación financiera y capacidad de ahorro. Frente a una población mayor dependiente y menos trabajadores activos, se requieren reformas estructurales para equilibrar la inclusión, la equidad y la sostenibilidad financiera, y asegurar que la seguridad social continúe siendo un pilar clave en la reducción de la pobreza y la estabilidad económica (Mesa-Lago, 1991). En resumen, los desafíos de las pensiones son la cobertura, el grado de suficiencia y la sostenibilidad.

Este estudio examina cómo una serie de variables de la seguridad social (jubilación, acceso a salud y rentas, en particular transferencias públicas no contributivas, de personas mayores) han afectado a la pobreza y la desigualdad en la población mayor boliviana entre 2000 y 2021, considerando la condición étnica. Se busca contribuir al debate sobre la importancia de la seguridad social y destacar la necesidad de políticas inclusivas que aborden la pobreza y la desigualdad de manera efectiva.

A. Antecedentes

1. Conceptualización de la seguridad social y el Estado de bienestar

a) Estado de bienestar

La seguridad social es un pilar fundamental del Estado de bienestar, cuyo propósito es garantizar la protección económica y social en distintas etapas de la vida. Así, a través de la redistribución de recursos y la provisión de servicios esenciales, como salud, educación y pensiones, se busca reducir la vulnerabilidad económica, entendida como la exposición a riesgos que afectan negativamente el bienestar material de los hogares, como el desempleo o la falta de protección social, y mejorar la calidad de vida de la población, aludiendo al acceso efectivo a condiciones dignas de salud, ingresos, vivienda y seguridad, que se consideran pilares del bienestar en las sociedades contemporáneas (Enciclopedia Británica, 2023; Kenton, 2022). Asimismo, se basa en principios de igualdad de oportunidades y equidad en la distribución de la riqueza, y se financia mediante impuestos progresivos y contribuciones sociales. Existen distintos modelos de Estado de bienestar: el liberal, con baja intervención estatal (Estados Unidos o Reino Unido); el conservador, basado en contribuciones laborales (Alemania y Francia); y el socialdemócrata, que garantiza la protección universal (países escandinavos) (Esping-Andersen, 1990).

Si bien el Estado de bienestar ha reducido la pobreza y desigualdad, enfrenta desafíos, como su sostenibilidad financiera y el riesgo de generar dependencia del Estado (Muñoz De Bustillo, 2021). Su viabilidad varía según la estructura económica y política de cada país, y en muchos casos requiere reformas para mantener su eficacia. La creciente desigualdad económica puede afectar la aplicación de políticas redistributivas, reducir el apoyo a estas medidas y limitar la inclusión de sectores vulnerables (Esping-Andersen y Myles, 2009). Para garantizar su sostenibilidad, es fundamental diseñar políticas que busquen el equilibrio entre la eficiencia y la equidad, y promuevan un modelo de bienestar que proteja a las generaciones actuales y futuras.

b) Seguridad social

La seguridad social es clave para la estabilidad económica y social, y protege contra contingencias como el desempleo y la enfermedad y la pérdida de ingresos en la vejez. Si bien el envejecimiento no constituye un riesgo en sí mismo, puede generar desafíos para la

sostenibilidad del sistema cuando no existen mecanismos adecuados de protección, especialmente en contextos de informalidad y desigualdad (Aranco et al., 2022; Dahuabe, 2023; OIT, 2001). En América Latina, los países han adoptado distintos modelos: la Argentina combina un sistema de reparto con capitalización individual (Aranco et al., 2022); el Brasil gestiona un sistema de reparto junto con el programa Bolsa Família (Prado y Sojo, 2010); Chile opera con un sistema de capitalización individual con apoyo de la Pensión Básica Solidaria (Álvarez et al., 2020), y México ofrece una pensión no contributiva para personas mayores en situación de pobreza (OIT, 2021). Sin embargo, el envejecimiento poblacional y la informalidad laboral limitan la cobertura y ponen en peligro la viabilidad financiera de los sistemas de reparto. Además, las pensiones suelen ser insuficientes y persiste la desigualdad de género, ya que las mujeres reciben menores beneficios debido a las interrupciones laborales. Para enfrentar estos desafíos, es preciso fortalecer la cobertura, mejorar la sostenibilidad financiera y reducir las brechas de equidad en la seguridad social (Álvarez et al., 2020; Martínez e Infante, 2019).

2. Pobreza y desigualdad en la vejez desde la perspectiva de la seguridad social

El envejecimiento poblacional en América Latina ha expuesto a millones de personas mayores a condiciones de precariedad, debido a la baja cobertura de los sistemas previsionales contributivos y a la alta informalidad laboral. Esto ha estrechado la relación entre pobreza y seguridad social, reforzando la necesidad de pensiones no contributivas para mitigar la vulnerabilidad en la vejez (Belmont, 2021; Oliveri, 2016). La falta de protección social adecuada expone a este grupo a mayores niveles de pobreza, ya que el acceso a las pensiones y los servicios de salud no solo mejora su bienestar, sino que reduce el riesgo de caer en la pobreza como consecuencia de gastos médicos elevados (Aranco et al., 2022; Salgado-de Snyder y Wong, 2007). Actualmente, el 34,5% de los mayores de 65 años en la región no cuenta con ningún ingreso, y cerca de la mitad de la población laboralmente activa no tiene cobertura previsional debido a la informalidad (OIT, 2022; Oliveri, 2016).

La pobreza en la vejez en América Latina responde a factores económicos, sociales y políticos, como la baja cobertura de los sistemas de pensiones, la desigualdad estructural y la informalidad laboral (Banco de Desarrollo de América Latina [CAF], 2022; Esteve y Zueras, 2021). La falta de acceso a pensiones contributivas y no contributivas deja a muchas personas mayores sin ingresos, obligándolas a depender de sus familias, que en muchos casos también enfrentan dificultades económicas (CAF, 2020; OIT, 2022). Además, problemas como los bajos salarios, la discriminación de género y étnico-racial, la falta de acceso a servicios financieros y la corrupción en la administración de los sistemas de pensiones agravan la situación (Arenas de Mesa, 2020; De Ferranti et al., 2002; Díaz Espaillat, 2022). Estos desafíos evidencian la necesidad de reformas estructurales que garanticen la seguridad económica y social de las personas mayores en la región.

3. Modelos de seguridad social

a) El modelo Bismarck alemán y el Beveridge británico

Los modelos de seguridad social Bismarck y Beveridge representan dos enfoques fundamentales en la provisión de bienestar. El modelo Bismarck, implementado en Alemania en 1883, se basa en un sistema contributivo donde los trabajadores y empleadores financian los seguros de salud, accidentes y pensiones. Sus ventajas incluyen la cobertura obligatoria, la corresponsabilidad financiera y la proporcionalidad en las prestaciones, pero enfrenta desafíos como la exclusión de trabajadores informales y la dependencia de las contribuciones laborales (Berra, 2000; Sanchez-Castañeda, 2012). Se divide en conservador clásico (Alemania y Francia), conservador-liberal (Suiza y Países Bajos (Reino de los)) y radical (países nórdicos). El modelo Beveridge, surgido en el Reino Unido tras la Segunda Guerra Mundial, promueve la universalidad de la seguridad social con financiamiento estatal mediante impuestos. Destaca por su cobertura total, integración de servicios y adaptabilidad, aunque enfrenta desafíos como altos costos fiscales y falta de incentivos a la contribución individual (Sanchez-Castañeda, 2012). Sus variantes incluyen el régimen liberal clásico (Estados Unidos y Canadá), socialdemócrata (Suecia y Noruega) y mediterráneo conservador (España e Italia).

b) Modelos de seguridad social en América Latina y el Caribe

En América Latina y el Caribe, los modelos de seguridad social varían y combinan políticas gubernamentales con condiciones socioeconómicas. Existen tres enfoques principales: el modelo contributivo, donde los empleadores y empleados financian beneficios como las pensiones y la atención médica; el modelo proteccionista, en el que el Estado ofrece un seguro social básico para todos los ciudadanos; y el modelo mixto, que combina ambos tipos. Estos sistemas han evolucionado con reformas que integran los sectores público y privado, lo que ha permitido ampliar la cobertura contributiva y no contributiva, especialmente en la década previa a la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) (Cetrángolo, 2009; Minoldo y Peláez, 2023; OIT, 2021).

A pesar de los avances, persisten desafíos significativos para extender la seguridad social a toda la población. Los sistemas de pensiones enfrentan riesgos como la mala gestión, el fraude, la inestabilidad macroeconómica y los cambios demográficos, lo que pone en peligro su sostenibilidad a largo plazo. Además, la incertidumbre política y económica continúa afectando la capacidad de los países para garantizar pensiones adecuadas y el acceso equitativo a la protección social (Gill et al., 2005; Murro, 2004).

4. Contexto internacional

La seguridad social es fundamental para reducir la pobreza en la vejez. Un estudio de Meyer y Wu (2018) mostró que, en los Estados Unidos, sin estos ingresos, dos tercios de las personas mayores se considerarían pobres, y en 2008 la tasa de pobreza en este grupo se

redujo al 16% gracias a este programa. En América Latina y el Caribe, las personas mayores enfrentan vulnerabilidad económica y problemas de salud crónicos, y aunque las pensiones no contributivas y el acceso a servicios de salud han reducido la pobreza en algunos países, persisten desigualdades en los sistemas de pensiones (Aranco et al., 2022). En los Estados Unidos, la expansión de la seguridad social entre 1885 y 1930 fue clave en la mejora de las condiciones económicas de las personas mayores, con una reducción acelerada de la pobreza en las décadas de 1960 y 1970. Sin embargo, desde los años ochenta, la desaceleración del crecimiento del programa ralentizó estos avances, lo que destaca la importancia de mantener y fortalecer la seguridad social para evitar retrocesos (Engelhardt y Gruber, 2004).

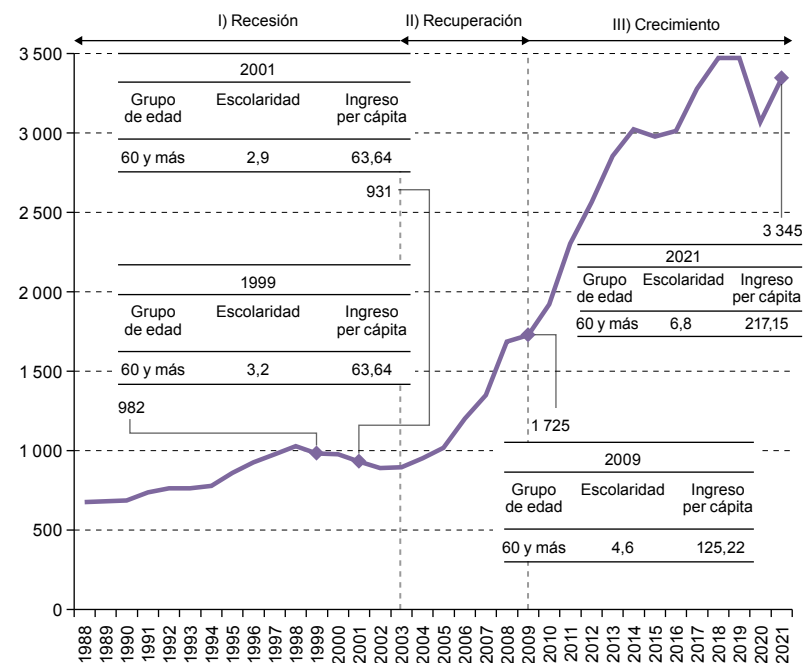
La estructura del hogar influye en la seguridad económica de las personas mayores, ya que determina el acceso a recursos y servicios. Según la División Observatorio Social (2020), en Chile los hogares con personas mayores presentan menores tasas de pobreza, aunque las mujeres asumen la mayor carga de cuidado y apoyo financiero en las familias (Astorquiza Bustos y Armando Chingal, 2019). Los hogares multigeneracionales ofrecen una red de apoyo más amplia, lo que favorece el bienestar emocional y social de las personas mayores, mientras que aquellas con menos recursos enfrentan dificultades en materia de salud, alimentación y cuidados (Esteve y Zueras, 2021). Además, el parentesco influye en la distribución de recursos y la carga del cuidado, lo que afecta la calidad de vida de las personas mayores y su estabilidad económica (Roldán Ramírez et al., 2023; Sánchez Galvis y Ceballos Zuluaga, 2021). Esto subraya la importancia de fortalecer los sistemas de protección social para reducir la dependencia familiar y garantizar condiciones dignas para la vejez.

5. Contexto en el Estado Plurinacional de Bolivia

Las personas de 60 años y más en el Estado Plurinacional de Bolivia han pasado de representar el 6,4% de la población en 1976 al 10% en 2023. Esto refleja un proceso de envejecimiento gradual pero sostenido. Este cambio plantea desafíos para la sostenibilidad del sistema de protección social. Las mujeres representan el 53,4% de este grupo, y alrededor del 40% se identifica como indígena, mayoritariamente en zonas rurales, lo que refuerza la necesidad de analizar la pobreza y desigualdad desde un enfoque interseccional (Fundación Aru y Fondo de Población de las Naciones Unidas [UNFPA], 2024; Instituto Nacional de Estadística [INE], 2019).

Entre 1999 y 2021 (véase el gráfico 1), el Estado Plurinacional de Bolivia atravesó tres etapas económicas: una recesión en los años noventa derivada de la liberalización económica y la erradicación de cultivos; una recuperación moderada (2003-2009) gracias al alza de los minerales y las nacionalizaciones, y un crecimiento sostenido desde 2009 impulsado por el auge del gas. Este contexto permitió expandir el gasto social e implementar programas, como la Renta Dignidad, que redujeron la pobreza entre las personas mayores, pese a que seguía habiendo desafíos, como la informalidad laboral, las desigualdades étnicas y la baja cobertura previsional (Cachaga Herrera, 2019; Gómez et al., 2015; Muriel y Jemio, 2010).

Gráfico 1
Estado Plurinacional de Bolivia: PIB per cápita a precios de mercado, 1988-2021
 (En dólares)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial (<https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.MKTP.CD?locations=BO>).

La seguridad social en el Estado Plurinacional de Bolivia ofrece una cobertura amplia para las personas mayores gracias a la Renta Dignidad, que alcanza incluso a quienes no reciben pensiones contributivas. Sin embargo, esto no representa un esfuerzo fiscal elevado, ya que el gasto en pensiones es solo el 1,1% del PIB, muy inferior al de la Argentina (9%) y el Brasil (9,6%) (Arenas de Mesa, 2020). La Renta Dignidad, que se implementó en 2007, otorga anualmente entre 3.900 bolivianos (sin jubilación contributiva) y 3.250 bolivianos (con jubilación contributiva). Estos montos aumentaron progresivamente hasta alcanzar los 4.550 bolivianos en valores recientes. Esta transferencia monetaria ha contribuido significativamente a reducir la pobreza y a mantener la estabilidad económica, particularmente durante la pandemia (Asociación Internacional de la Seguridad Social [AISS], 2021; Santos et al., 2023).

Entre 1980 y 2016, el Estado Plurinacional de Bolivia implementó una serie de programas sociales, como el Bono Juancito Pinto para incentivar la educación, la Renta Dignidad para mejorar las condiciones de vida de las personas mayores, o el Bono Juana Azurduy para la salud maternoinfantil. Aunque estas iniciativas redujeron la pobreza extrema en un 1,8%, persisten desigualdades sociales (Ramos Menar et al., 2017). La Ley N° 065 de 2010 y la Ley General de las Personas Adultas Mayores (Ley N° 369) de 2013 establecen derechos, garantías y prestaciones del sistema previsional (Asamblea Legislativa Plurinacional, 2013).

El Estado Plurinacional de Bolivia ha transitado de un sistema de reparto a otro de capitalización individual administrado por Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), complementado con programas no contributivos, como el Bonosol y la Renta Dignidad, esta última de cobertura universal para personas de 60 años y más. Esta combinación busca ampliar la cobertura en un contexto de alta informalidad y envejecimiento. Actualmente, cerca del 70% de las personas mayores accede a alguna pensión, lo que refleja un modelo mixto orientado por principios de universalidad, equidad y solidaridad (Estado Plurinacional de Bolivia, 2009; Ministerio de Economía y Finanzas Públicas, 2021). Las AFP han sido objeto de críticas por su baja rentabilidad y su impacto limitado en términos de seguridad social (Bonadona Cossío, 2003).

B. Datos y métodos

1. Datos

Este capítulo se ha elaborado con datos de las Encuestas de Hogares de 2000 a 2021, recolectadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), que tienen una muestra “probabilística, por conglomerados, estratificada y bietápica, representativa a nivel nacional, urbana y rural. Las unidades básicas de la investigación son los hogares particulares ocupados. La recogida de datos se las realiza entre los meses de noviembre y diciembre de cada año” (Pinto Saravia y Salinas-Castro, 2023, p. 38).

a) Variable dependiente

La pobreza puede interpretarse desde distintas perspectivas, como las condiciones materiales, económicas y sociales (Spicker, 2009). En América Latina y el Caribe, la modalidad más difundida es la de las necesidades básicas insatisfechas (Feres y Mancero, 2001) y se mide con metodologías como la de Foster, Greer y Thorbecke (1984), que asigna mayor peso a quienes están más alejados de la línea de pobreza. En el Estado Plurinacional de Bolivia, se emplea el método de líneas de pobreza, y se considera un nivel de vida adecuado, entendido como la capacidad de los hogares para cubrir sus necesidades básicas mediante el consumo de bienes y servicios esenciales, mientras que la pobreza extrema se define por un ingreso per cápita inferior al costo de una canasta básica alimentaria (INE, 2020). Inicialmente, se analizaron las variables de pobreza moderada y extrema, pero, al desagregar los modelos por condición étnica, la cantidad de casos en algunos subgrupos se redujo significativamente, lo que afectó la robustez de los coeficientes estimados y la estabilidad de los modelos. Por esta razón, se optó por una variable dicotómica de pobreza (0 = no pobre, 1 = pobre), calculada en cada encuesta. El ingreso se mide como la relación entre el ingreso mensual total del hogar y el número de miembros, excluidos empleados domésticos y sus familiares. Este ingreso incluye fuentes laborales y no laborales, como rentas sociales, transferencias y remesas, y, a fin de garantizar la comparabilidad en el tiempo, se expresa en dólares constantes de 2016.

b) Variables independientes

Para el análisis bivariado y del modelo, en una primera etapa se incluyeron variables explicativas, como jubilación, afiliación a seguro de salud privada, renta de personas mayores, condición laboral actual, estado de situación laboral, afiliación a un fondo de pensiones, logro educativo, composición del hogar y número de personas en el hogar. Después de analizar su representatividad en el modelo y el grado de explicación de la pobreza, se decidió utilizar las que explican mejor el modelaje, definidas más adelante².

i) Jubilación

Examina el acceso a la prestación social por jubilación que se percibe de manera regular sin incluir acceso a la renta de personas mayores (Renta Dignidad). Esta variable está codificada como: Tiene jubilación = 1, Sin jubilación = 0.

ii) Acceso a seguro de salud

Registra la afiliación de las personas a algún seguro de salud, sea público, privado u otro. Esta variable se codifica como: Ninguna = 0, Público = 1 y Privado = 2.

iii) Renta de personas mayores

Registra las personas mayores que perciben la renta universal de personas mayores (Renta Dignidad). Se la codifica: Percibe renta = 1, No percibe renta = 0.

iv) Logro educativo

Se refiere a los años de estudio alcanzados que, a efectos de este análisis, se categorizarán de la manera indicada en el cuadro 1. Se utiliza la variable calculada de los años de estudio de la población.

Cuadro 1

Estado Plurinacional de Bolivia: categorías educativas según años de estudio

Categoría	Años de educación
Ninguna	0
Primaria	1-6
Secundaria	7-12
Superior	13-22

Fuente: Ministerio de Educación. (2010). *Ley de la educación No. 070 "Avelino Siñani - Elizardo Pérez"*. Asamblea Legislativa Plurinacional. https://www.minedu.gob.bo/index.php?option=com_content&view=article&id=3554&Itemid=470 y Crystal, S., Shea, D. y Krishnaswami, S. (1992). Educational attainment, occupational history, and stratification: Determinants of later-life economic outcomes. *Journal of Gerontology*, 47(5), S213-S221. <https://doi.org/10.1093/geronj/47.5.S213>.

² Aunque la condición laboral actual es un determinante importante del bienestar económico en la vejez, en este estudio no resultó significativa en los modelos multivariantes. Esta variable se incluyó inicialmente, pero su efecto se vio parcialmente absorbido por otras covariables, como la jubilación y la percepción de renta no contributiva. Además, las pruebas de colinealidad y estimaciones por subgrupos mostraron una reducción en la potencia estadística y la estabilidad de los modelos al mantenerla. Por ello, se optó por excluirla del modelo final, aunque se reconoce su importancia en contextos de informalidad persistente y baja cobertura previsional.

v) Condición étnica

Diversos estudios muestran desigualdades por condición étnica en distintos contextos. En el Brasil, por ejemplo, se observa la persistencia de la desigualdad étnico-racial en la distribución de recursos (Burgard, 2002) y, aunque el vínculo entre la condición étnico-racial y la educación ha cambiado, reduciéndose algunas brechas educativas, la condición étnica continúa siendo un factor determinante de desigualdad económica a lo largo del ciclo de vida, especialmente en los logros educativos (Marteleto, 2012; Cheng et al., 2019). Asimismo, la condición étnico-racial influye en la dificultad de acceder a créditos por la falta de bienes, lo que reproduce desventajas económicas (Killewald, 2013). En términos de género, se ha documentado que las mujeres afrodescendientes alcanzan mayores niveles educativos en comparación con los hombres afrodescendientes (McDaniel et al., 2011), aunque la intersección entre condición étnica-racial y género genera una desventaja acumulativa para los grupos minoritarios, particularmente en América Latina (Taş et al., 2014). Finalmente, se destaca que las mujeres afrodescendientes son especialmente vulnerables a la inseguridad económica y a la pobreza en la jubilación (Sullivan y Meschede, 2016).

El convenio de la OIT (1989) establece cuatro dimensiones en la definición de Pueblo Indígena: i) reconocimiento a la identidad; ii) origen común; iii) territorialidad, y iv) lingüística-cultural (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2007; Del Popolo y Schkolnik, 2013; Schkolnik y Del Popolo, 2005).

Como se puede ver, no es fácil determinar la población indígena, ya que existen diversas definiciones y se debería abordar desde una perspectiva multidimensional.

En ese sentido, la construcción de esta variable rescata los estudios realizados por Molina, Albó, y Figueroa (2006), quienes proponen el índice de condición étnica lingüística (CEL), que incorpora dos dimensiones: autopertenencia y lingüística³, para medir de manera ordinal la ubicación en la que se encuentra cada persona, teniendo en un extremo la condición étnica plena (aymara, quechua, entre otros), y en el otro extremo, la condición nula. Este índice se construye a partir de las siguientes preguntas:

- ¿Qué idiomas o lenguas habla?⁴
- ¿Cuál es el idioma o lengua en que aprendió a hablar en la niñez?⁵
- ¿Se considera perteneciente a alguno de los siguientes pueblos originarios o indígenas?⁶

Como resultado de estas preguntas, se observan ocho combinaciones posibles que determinan si se considera a las personas con condición étnica no indígena (que contempla la condición nula), y personas indígenas (que contempla la condición lingüística, corte por pertenencia y plena condición étnica), tal como se ve en el cuadro 2.

³ A los menores de 5 años, se les asigna la pertenencia étnica del jefe de hogar.

⁴ No se incluye a las personas que aún no hablan o que no pueden hablar.

⁵ No incluye a las personas que aún no hablan o que no pueden hablar.

⁶ La formulación de esta pregunta ha cambiado. En 1999 se utilizó “¿Se considera perteneciente a alguno de los siguientes pueblos indígenas/originarios, o perteneciente a algún grupo minoritario?”. En 2019, la pregunta utilizada fue “Como boliviana o boliviano ¿A qué nación o pueblo indígena originario campesino o afro boliviano pertenece?”.

Cuadro 2

Estado Plurinacional de Bolivia: combinaciones posibles según condición étnico-lingüística (CEL) por categorías de indígenas/no indígenas, 2020

Combinación	Condición étnico-lingüística			Población		Categoría indígena/no indígena	Condición étnica
	Pertenencia étnica	Idioma que habla	Lengua materna	2000	2021		
0	No	No	No	2 236 068	5 265 069	Condición étnica nula	No indígena
1	No	Sí (con castellano)	No	448 343	745 038		
2	No	Sí (con castellano)	Sí	254 795	651 339	Por condición lingüística	Indígena
3	No	Sí (sin castellano)	Sí	11 912	107 186		
4	Sí	No	No	406 429	489 906	Por pertenencia	
5	Sí	Sí (con castellano)	No	476 686	489 914	Plena condición étnica	
6	Sí	Sí (con castellano)	Sí	1 412 808	1 438 699		
7	Sí	Sí (sin castellano)	Sí	408 805	239 343		
Total				5 655 846	9 426 493		

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Molina B., R., Albó, X., y Figueroa, M. (2006). El índice combinado de condición étnico-lingüística (CEL) y su aplicación al Censo 2001 de Bolivia. En *Pueblos indígenas y afrodescendientes de América Latina y el Caribe: Información sociodemográfica para políticas y programas* (pp. 455–470). <https://doi.org/10.1080/02697459208722860>; Candia Calderón, G. A. (2018). *¿Bolivia cambia? Un análisis del “trabajo digno” y de las trayectorias laborales de la juventud boliviana, en el periodo 2007–2015* [Tesis de maestría, FLACSO México]. <https://flacso.repositorioinstitucional.mx/jspui/handle/1026/194> e Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia, datos de la Encuesta de Hogares 2020. <https://www.ine.gob.bo/index.php/censos-y-banco-de-datos/censos/bases-de-datos-encuestas-sociales/>.

Esta variable está categorizada como No indígena = 0 e Indígena = 1.

c) Variables de control

Se incluyen algunas variables de control demográfico, como género (codificado mujeres = 1 y hombres = 0) y zona de residencia (codificada zona rural = 1 y zona urbana = 0).

Se utilizan los años de las encuestas como una variable continua, con el año 2000 como año base equivalente a 0, hasta 2021 equivalente a 19.

En el cuadro 3 se resumen las variables utilizadas para el análisis y se indican las categorías de referencia del modelo estadístico usado.

Cuadro 3
Resumen de variables dependientes, independientes y de control

Variable	Tipo	Descripción	Categorías/Codificación
Situación de pobreza	Dependiente	Mide si la persona se encuentra por debajo de la línea de pobreza.	0 = No pobre ^a 1 = Pobre
Jubilación	Independiente	Indica si la persona recibe pensión de jubilación contributiva.	0 = No tiene jubilación 1 = Tiene jubilación ^a
Acceso a seguro de salud	Independiente	Afiliación a algún seguro público o privado de salud.	0 = Ninguno ^a 1 = Público 2 = Privado
Renta de personas mayores	Independiente	Percepción de transferencia no contributiva (Renta Dignidad).	0 = No percibe 1 = Percibe ^a
Logro educativo	Control	Nivel educativo alcanzado (años de estudio).	0 = Ninguno (0 años) 1 = Primaria (1-6) 2 = Secundaria (7-12) 3 = Superior (13-22) ^a
Condición étnica	Principal/eje	Identificación con pueblos indígenas, con base en pertenencia y lengua.	0 = No indígena ^a 1 = Indígena (por pertenencia, lengua o ambas, según índice CEL)
Sexo	Control	Sexo.	0 = Hombre ^a 1 = Mujer
Zona de residencia	Control	Ubicación del hogar.	0 = Urbana ^a 1 = Rural
Año de encuesta	Control	Año de referencia de la encuesta.	Variable continua: 2000 = 0, ..., 2021 = 19

Fuente: Elaboración propia.

^a Categorías de referencia.

d) Estrategia analítica

El análisis se centra en personas de 60 años y más⁷. Para medir la desigualdad de ingresos, se utilizan curvas de Lorenz (2001, 2011 y 2021) y el índice de Gini (2001-2021), ambos desagregados por condición étnica. También se calcula la incidencia de la pobreza por condición étnica. Se realiza un análisis descriptivo de la pobreza (2001, 2006, 2011, 2016 y 2021) en relación con la jubilación, la afiliación a seguro de salud y el acceso a renta de personas mayores. Para el análisis multivariado, se estiman modelos logit que incluyen como variables principales las dimensiones de seguridad social y, como controles, área geográfica, edad, nivel educativo, composición del hogar y año de encuesta, siguiendo a Goesling (2007) y Schoeni et al. (2005).

El modelo logit es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 & \text{logit} (Pobre_{it} | NoPobre_{it} \in \text{sexo}\{h,m\} \wedge \text{edad}\{60+\} \wedge \text{condetnic}\{\text{indig}, \text{no indig}\}) \\
 & = \beta_0 + \beta_1 \text{Jub}_{0it} + \beta_2 \text{Salud}_{0it} + \beta_3 \text{Salud}_{2it} + \beta_4 \text{renta}_{0it} + \beta_5 \text{educa}_{0it} + \beta_6 \text{educa}_{1it} \\
 & + \beta_7 \text{educa}_{2it} + \beta_8 \text{sexo}_{1it} + \beta_9 \text{area}_{1it} + \beta_{10} y_{it} + \beta_{11} [\text{Jub}_{0it} * y_{it}] + \beta_{12} [\text{Salud}_{0it} * y_{it}] \\
 & + \beta_{13} [\text{renta}_{0it} * y_{it}] + \beta_{14} [\text{educa}_{0it} * y_{it}] + \beta_{15} [\text{educa}_{1it} * y_{it}] + \beta_{16} [\text{educa}_{2it} * y_{it}] \\
 & + \beta_{17} [\text{sexo}_{1it} * y_{it}] + \beta_{18} [\text{area}_{1it} * y_{it}]
 \end{aligned} \quad (1)$$

⁷ (n₂₀₀₀ = 1,528; n₂₀₀₁ = 1,703; n₂₀₀₆ = 1,272; n₂₀₁₁ = 3,026; n₂₀₁₆ = 3,922 y n₂₀₂₁ = 4,658).

Donde:

$Pobre_{it}$ representa la probabilidad estimada de estar en situación de pobreza para el i -ésimo individuo en la encuesta del año t , para las personas de 60 años y más, sexo (hombre y mujer) y condición étnica (no indígena e indígena). El término β_1 representa la diferencia en el cociente de probabilidades (*odds ratio*) estimado de estar en situación de pobreza entre las personas que no tienen acceso a jubilación $sinJub_0$, respecto aquellas que acceden a jubilación (la categoría de referencia). El término β_2 representa la diferencia en el cociente de probabilidades estimado de estar en situación de pobreza entre las personas que no se encuentran afiliadas a ningún seguro de salud $Salud_0$, respecto de aquellas que sí están afiliadas a algún seguro de salud público (la categoría de referencia), al igual que β_3 , para las personas que se encuentran afiliadas a algún seguro privado $Salud_2$. También, el término β_4 para aquellas personas que no reciben la renta de personas mayores $renta_0$, con las personas que sí reciben la renta, como categoría de referencia. Asimismo, los términos $\beta_5, \beta_6, \beta_7$, para aquellas personas sin ninguna educación ($educa_1$), con educación primaria ($educa_2$) y secundaria ($educa_3$), respectivamente, teniendo en cuenta a las personas que tienen educación superior como categoría de referencia. El término β_8 representa la diferencia en el cociente de probabilidades estimado de estar en situación de pobreza entre las mujeres $sexo_1$ respecto de los hombres. El término β_9 representa la diferencia en el cociente de probabilidades de estar en condición de pobreza entre las personas que residen en áreas rurales $area_0$, respecto aquellas que residen en áreas urbanas (la categoría de referencia). y_{it} representa la variable continua del año de la encuesta, siendo 0 para la encuesta base (2000) hasta llegar a 19 para la encuesta de 2021.

El modelo incluye interacciones año \times variable para captar cómo varió el efecto de la seguridad social sobre la pobreza entre 2000 y 2021. Esta estrategia evita ajustar modelos separados por año, lo que habría limitado la comparabilidad y reducido la potencia estadística. Se toma el año 2000 como base ($y = 0$) y 2021 como año final ($y = 19$)⁸, representando los cambios en los coeficientes $\beta_1 \dots \beta_9$. Además, se estimaron modelos por separado según condición étnica (indígena y no indígena) para evitar interacciones triples (etnicidad \times año \times variable), de interpretación más compleja, y así facilitar la comparación entre grupos.

Respecto del cálculo de efectos en la regresión logística, se consideran probabilidades de la variable en el año base (2000), tomando en cuenta que:

$$OR_{2000} = e^{\beta_n} \quad (2)$$

A su vez, el cálculo para 2021 de la variación porcentual en la probabilidad de pobreza en comparación con el año base (2000), considera δ_i , que representa la variable consultada con su interacción con el tiempo t , que corresponde al número de años transcurridos desde el año base:

$$P_{2021} = (1 - (e^{\ln(OR_{2000}) + (\ln(\delta_i) \times 19)})) \times 100 \quad (3)$$

⁸ Tomar en cuenta que en los años 2003 y 2004 se realizó una encuesta consolidada, por lo que se considera $y = 3$ para 2003. En el año 2010 no se realizó el levantamiento de esta encuesta, por lo que $y = 9$ para 2011, y de ahí es continua hasta $y = 19$ para 2021.

Por su parte, el cambio porcentual acumulado en la probabilidad de pobreza (ΔP_t), medido sobre la brecha de probabilidades respecto al año base t_0 se define como:

$$\Delta P_t = \left[\frac{(e^{(\ln(OR_{2000}) + (\ln(\delta_i) \times 19))}) \times 100}{OR_{2000}} \right] - 100 \quad (4)$$

Esta formulación permite interpretar los coeficientes de interacción δ_i no solo en términos de direccionalidad, sino también como tasa media anual de variación del efecto de la variable consultada sobre la pobreza, capturando la dinámica temporal de las desigualdades.

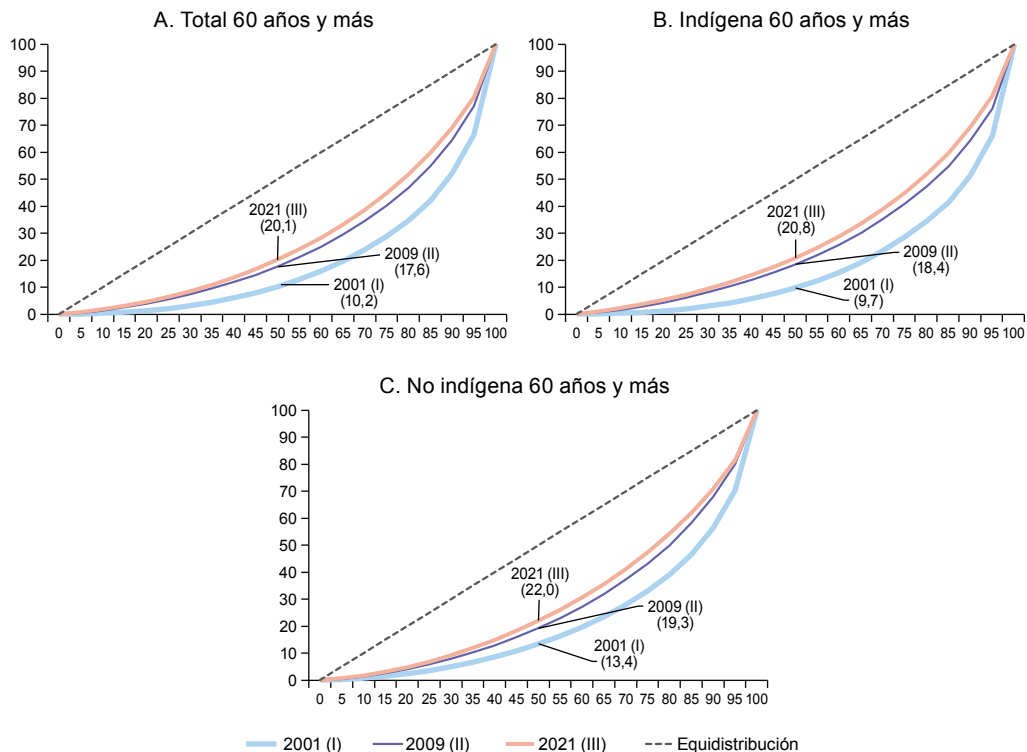
Finalmente, si bien se revisa la desigualdad de ingresos mediante el índice de Gini y curvas de Lorenz, el análisis estadístico se centra en modelar la situación de pobreza en personas mayores. El objetivo principal es estimar cómo variables de seguridad social, como jubilación, seguros de salud y transferencias no contributivas, inciden en la probabilidad de pobreza, considerando diferencias étnicas.

C. Resultados

1. Desigualdades de ingresos por condición étnica

Los resultados muestran que la seguridad social ha contribuido a reducir la pobreza entre las personas mayores en el Estado Plurinacional de Bolivia (2000-2021). Paralelamente, la desigualdad de ingresos disminuyó, aunque persisten brechas entre la población indígena y no indígena. Según las curvas de Lorenz (véase el gráfico 2.A), se identifican tres etapas económicas con trayectorias diferenciadas en la distribución del ingreso. Durante la etapa I (recesión económica, hasta 2003), la desigualdad era más marcada: en 2001, el 50% de la población con menores ingresos solo representaba el 10,2% del ingreso total. En la etapa II (recuperación económica, 2003-2009), este porcentaje aumentó al 17,6%, lo que refleja una mejora sustantiva en la redistribución. En la etapa III (crecimiento económico, 2009-2021), el valor se elevó al 20,1%, lo que muestra un avance sostenido, aunque todavía insuficiente. En el caso de las personas mayores indígenas (véase el gráfico 2.B), el 50% más pobre pasó de concentrar el 9,7% de los ingresos en 2001, al 18,4% en 2009 y el 20,8% en 2021. Entre las personas mayores no indígenas (véase el gráfico 2.C), este grupo pasó del 13,4% en 2001 al 19,3% en 2009 y el 22% en 2021. En conjunto, entre 2001 y 2021 la desigualdad de ingresos se redujo más entre las personas mayores indígenas (11,1 puntos porcentuales) que entre las no indígenas (8,6 puntos porcentuales), lo que sugiere un efecto positivo de las políticas sociales. No obstante, las brechas persisten y la desigualdad es ligeramente mayor entre las personas indígenas.

Gráfico 2
Estado Plurinacional de Bolivia: curvas de Lorenz de personas de 60 años y más, total y por condición étnica, 2001, 2009 y 2021
 (En porcentaje acumulado de los ingresos y de la población)



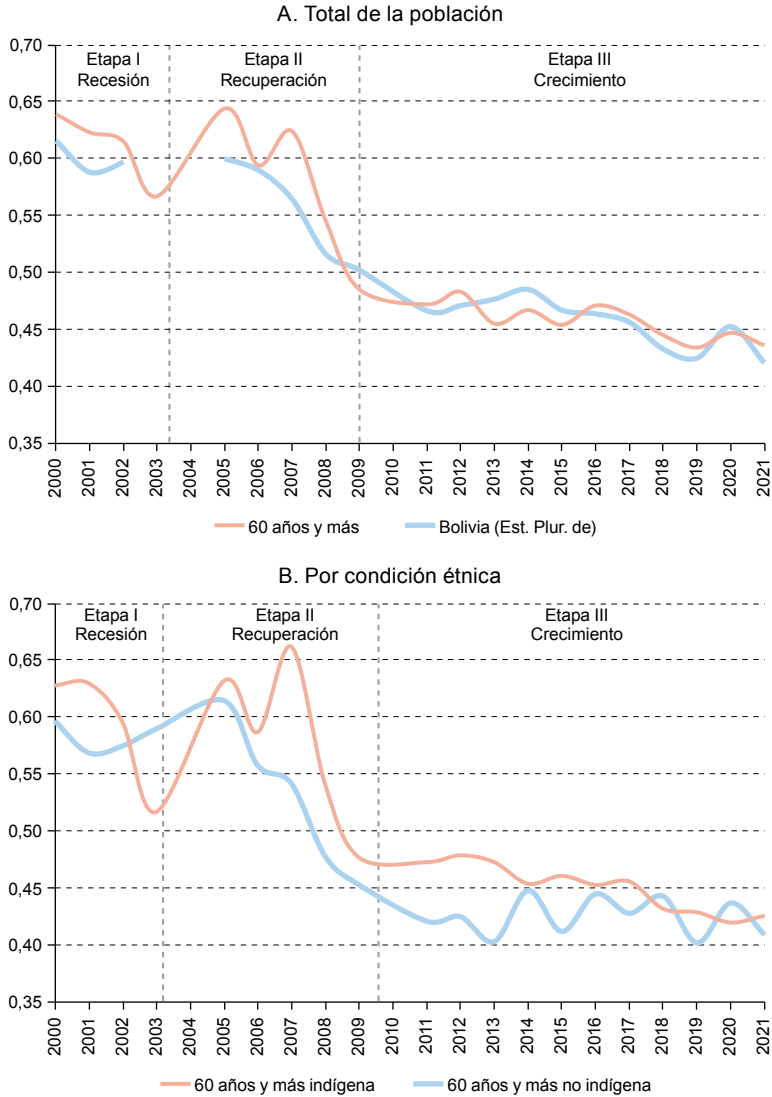
Fuente: Elaboración propia sobre la base del Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia, Encuestas de Hogares, 2001, 2009 y 2021.

a) Índice de Gini

En consonancia con las curvas de Lorenz, el índice de Gini (véase el gráfico 3.A) muestra una tendencia sostenida a la reducción de la desigualdad de ingresos entre 2000 y 2021. En el total nacional, el Gini pasó de 0,616 en 2000 (etapa I) a 0,420 en 2021 (etapa III), mientras que entre las personas mayores fue de 0,639 a 0,436. En la mayoría de los años, la desigualdad fue mayor en este grupo, lo que sugiere una distribución del ingreso más regresiva entre las personas de 60 años y más. El impacto de la pandemia fue evidente en 2020, con un repunte del Gini que retrocedió a niveles de 2017.

Respecto a la condición étnica (véase el gráfico 3.B), entre personas mayores no indígenas la desigualdad se redujo de 0,597 en 2000 a 0,409 en 2021. Entre las personas indígenas, pasó de 0,628 a 0,426, aunque con una mayor volatilidad. En 2007 (etapa II), el Gini de personas mayores indígenas aumentó a 0,662, posiblemente por los efectos adversos de políticas mal dirigidas, mientras que en las personas no indígenas cayó a 0,542.

Gráfico 3
Estado Plurinacional de Bolivia: índice de Gini, personas de 60 años y más, total de la población y por condición étnica, 2000-2021



Fuente: Elaboración propia sobre la base del Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia, Encuestas de Hogares, 2000-2021.

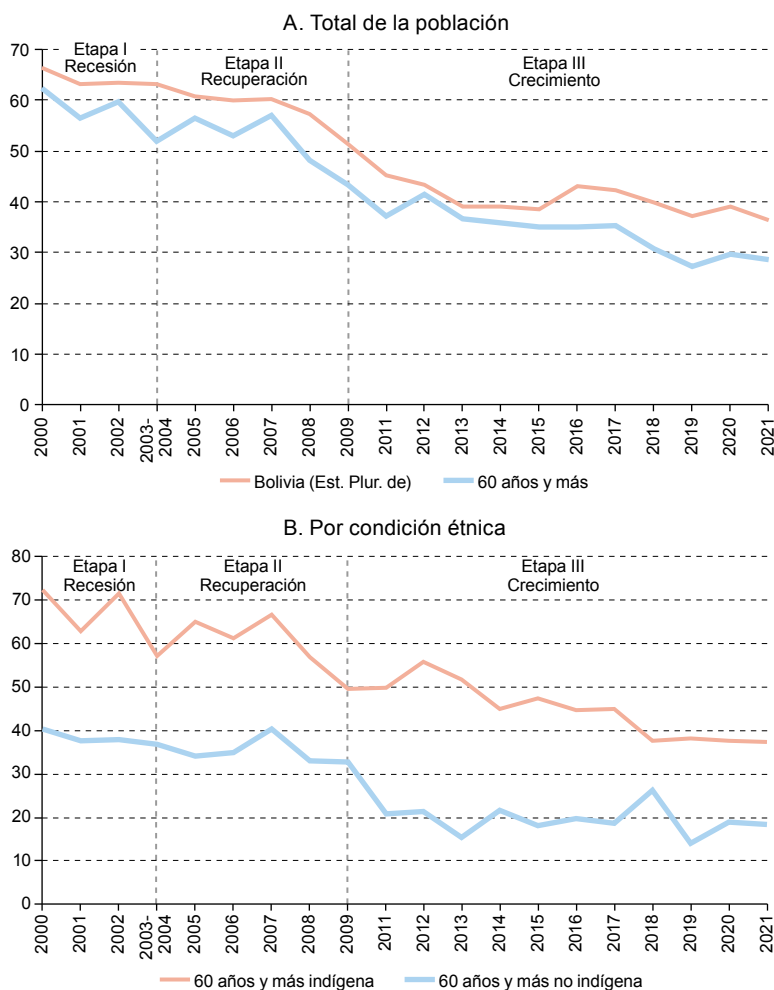
Nota: La serie de datos oficiales del índice de Gini para la población total no presenta información para el año 2003.

Durante la pandemia (2020), la desigualdad aumentó entre las personas mayores no indígenas (0,437), pero se redujo entre las indígenas (0,420), lo que sugiere un impacto diferenciado de la crisis sanitaria. En 2021, esta tendencia se invierte: la desigualdad disminuye entre las personas no indígenas y aumenta entre las indígenas, lo que indica una recuperación más rápida en el primer grupo.

b) Incidencia de pobreza

La incidencia de la pobreza en personas de 60 años y más en el Estado Plurinacional de Bolivia (véase el gráfico 4.A) ha mostrado una tendencia decreciente, del 66,4% en 2000 (etapa I) al 36,4% en 2021 (etapa III), con un leve aumento al 39% en 2020 debido a la pandemia de COVID-19. Desde 2014, la pobreza moderada en este grupo fluctuó, y alcanzó un 43% en 2016 para estabilizarse en el 42,2% en 2017, lo que se explica por un ajuste metodológico en la medición. En términos generales, la pobreza en la población de 60 años y más se redujo en 33 puntos porcentuales entre 2000 y 2021, lo que equivale a aproximadamente 448.000 personas que salieron de la pobreza moderada en ese período.

Gráfico 4
Estado Plurinacional de Bolivia: incidencia de pobreza, personas de 60 años y más, total de la población y por condición étnica, 2000-2021
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia con base en INE Bolivia, Encuestas de Hogares, 2000-2021.

Por condición étnica, la situación de pobreza entre las personas indígenas de 60 años y más disminuyó del 72,4% en 2000 (etapa I) al 37,3% en 2021 (etapa III). Esto significa que se redujo en 35,1 puntos porcentuales y benefició a más de 257.000 personas. En el caso de la población no indígena, la reducción fue del 40,3% al 18,3%, lo que equivale a 22 puntos porcentuales y aproximadamente 132.000 personas. La brecha de pobreza entre indígenas y no indígenas se redujo de 32 puntos porcentuales en 2000 a 19 en 2021, con la menor diferencia registrada en 2018 (11,5 puntos porcentuales). Además, se observó una evolución más errática de la pobreza en la población indígena hasta 2007, posiblemente por la influencia de las políticas aplicadas, como la Estrategia Boliviana de Reducción de la Pobreza (EBRP) y el Modelo Económico Social Comunitario Productivo (MESCP), que favorecieron a los hogares con personas mayores.

2. Pobreza por condición étnica

El cuadro 4 muestra que la situación de pobreza en la población de 60 años y más disminuyó entre 2001 y 2021, especialmente entre quienes acceden a beneficios de seguridad social, a lo largo de las tres etapas económicas especificadas: recesión (hasta 2003), recuperación (2003-2009) y crecimiento (2009-2021).

Durante la etapa de recesión, en 2001, el 65% de las personas que no tenían jubilación estaban en situación de pobreza. Esta cifra se redujo 34,7 puntos porcentuales hacia 2021 (etapa de crecimiento), con una mayor disminución entre la población indígena (33,7 puntos porcentuales) que entre la no indígena (25,4 puntos porcentuales).

En personas con jubilación, la reducción fue menor: del 14,8% en 2001 al 5,7% en 2021, con una mejora notable entre las personas no indígenas (del 15,8% al 3,6%). La afiliación a servicios de salud también mostró efectos positivos. La situación de pobreza entre afiliados a seguros privados bajó 65,3 puntos porcentuales (del 75,3% al 10%) entre las etapas I y III, aunque esta categoría representa una proporción muy reducida de la muestra, especialmente en la población indígena. Entre las personas afiliadas al seguro público, la pobreza se redujo en 28,8 puntos porcentuales, con descensos similares entre las personas indígenas (25,9 puntos porcentuales) y las no indígenas (24,6 puntos porcentuales).

La Renta Dignidad, como transferencia no contributiva implementada en la etapa de recuperación, también aportó significativamente a la reducción de la pobreza: 28 puntos porcentuales en el total. En la población indígena, la incidencia pasó del 62,8% al 38,1% (-24,8 puntos porcentuales) y en la no indígena, del 40,8% al 19,6% (-21,2 puntos porcentuales), lo que muestra un mayor impacto relativo en el primer grupo.

Cuadro 4
Estado Plurinacional de Bolivia: situación de pobreza por variables sociales, total y según condición étnica, 2001-2021
(En porcentajes)

Variable	Total					No indígena					Indígena				
	2001	2006	2011	2016	2021	2001	2006	2011	2016	2021	2001	2006	2011	2016	2021
Posee jubilación															
No	65,5	57,7	41,9	34,6	30,8	48,1	44,9	28,4	22,1	22,7	71,9	64,0	51,3	42,5	38,2
Sí	14,8	9,9	7,8	6,3	5,7	15,8	5,8	5,6	3,5	3,6	14,1	14,5	13,0	10,5	9,9
Afiliación salud															
Ninguna	58,3	67,1	48,8	39,5	28,5	41,7	52,7	29,0	25,9	22,9	64,8	72,4	57,7	44,8	35,5
Pública	57,2	28,4	33,2	29,7	28,4	43,4	24,8	22,7	19,6	18,7	63,5	31,5	45,3	39,3	37,6
Privada ^a	75,3	7,7	3,6	11,9	10,0	50,0	6,3	4,6	6,1	11,1	79,1	10,0	0,0 ^a	33,3	0,0 ^a
Renta de personas mayores															
No	61,9	48,8	39,7	23,0	16,2	44,3	33,3	21,7	15,7	13,2	69,2	57,4	56,5	33,3	21,4
Sí	57,1	52,7	39,1	34,1	29,1	40,8	39,2	24,4	21,6	19,6	62,8	59,8	50,9	42,3	38,1
Afiliación AFP															
No	61,2	52,9	45,0	38,5	30,1	44,0	38,7	30,4	26,6	20,6	67,7	60,3	54,7	45,4	39,1
Sí	25,0	10,0	7,6	6,7	4,1	21,4	7,7	5,6	5,3	3,5	27,1	12,5	12,8	9,5	5,2
Educación															
Ninguna	72,4	73,5	62,1	55,4	55,8	61,5	66,7	51,7	50,8	48,4	74,8	75,1	65,1	56,5	58,4
Primaria	58,0	52,4	39,6	35,5	32,3	45,6	48,0	30,4	26,8	27,3	64,1	54,8	46,0	40,2	35,4
Secundaria	23,6	20,5	18,6	18,8	18,3	19,4	17,8	15,1	15,4	16,6	27,8	23,8	26,5	23,6	21,5
Superior	8,2	7,8	5,8	6,2	3,8	7,7	4,8	4,9	4,6	3,4	8,7	13,3	10,5	10,7	5,2
Sexo															
Hombre	58,7	49,6	37,4	31,3	27,3	43,0	39,0	23,5	18,1	18,8	65,1	55,8	48,5	40,5	35,6
Mujer	60,4	52,7	40,7	34,8	29,2	42,4	34,7	24,7	23,4	19,4	67,0	61,8	53,9	42,9	39,0
Área de residencia															
Rural	70,0	70,9	61,2	52,6	46,6	51,0	61,2	45,8	37,8	41,4	74,9	73,0	65,9	57,1	48,3
Urbana	45,9	36,6	24,6	23,7	19,8	36,6	30,1	18,3	17,2	14,9	51,4	42,5	33,5	30,4	27,5
Tipo de hogar															
Unipersonal	53,7	47,1	40,3	38,9	26,5	39,3	20,0	15,9	24,7	18,7	58,5	56,8	52,6	47,5	33,0
Pareja nuclear	58,3	55,6	39,6	35,8	29,1	35,9	42,0	23,3	15,6	17,0	63,0	59,9	50,6	46,2	38,4
Monoparental	54,1	30,1	24,6	17,6	18,6	33,3	23,5	10,3	14,0	13,0	60,7	33,9	39,4	20,3	26,2

Variable	Total					No indígena					Indígena				
	2001	2006	2011	2016	2021	2001	2006	2011	2016	2021	2001	2006	2011	2016	2021
Nuclear completo	63,3	49,8	37,0	25,7	23,9	45,3	34,3	24,2	14,8	17,2	70,0	61,7	46,1	33,8	31,8
Extendido	63,7	57,5	42,1	36,2	33,5	46,1	47,1	31,0	27,2	24,5	72,3	64,4	53,9	44,2	43,7
Compuesto	52,9	43,8	40,1	31,7	34,1	42,2	26,7	21,9	24,0	22,3	60,2	56,7	61,2	39,3	50,0
Tamaño del hogar															
1	53,7	47,1	40,3	38,9	26,5	39,3	20,0	15,9	24,7	18,7	58,5	56,8	52,6	47,5	33,0
2	57,9	51,0	38,1	33,4	27,7	36,3	36,9	20,7	16,5	16,0	63,6	56,1	50,4	43,1	37,6
3	51,2	49,8	38,9	32,4	24,5	29,1	29,0	25,3	23,6	15,6	60,6	61,7	51,6	38,8	35,2
4	60,7	45,7	37,1	24,6	30,8	44,8	29,5	21,7	17,7	23,7	67,1	55,3	50,5	32,3	40,2
5	65,2	46,7	33,2	26,9	27,2	47,9	46,8	26,6	15,7	19,9	72,9	46,6	40,7	36,5	35,3
6 y más	70,6	62,4	46,5	39,3	43,3	56,8	49,0	34,8	31,9	35,7	78,5	73,6	59,4	45,3	51,6
Jubilación respecto salario mínimo nacional (SMN)															
Ninguno	65,2	59,7	45,3	38,4	33,6	47,7	47,0	30,6	26,0	24,2	71,4	65,6	55,1	46,1	41,6
Hasta 1 SMN	37,5	25,0	22,0	16,9	13,2	33,3	0,0	17,4	13,7	10,5	40,0	50,0	27,8	19,5	16,2
Más de 1 SMN	14,8	9,8	5,0	0,9	1,2	15,3	6,4	3,8	0,7	1,2	14,4	13,3	8,2	1,3	1,2
Situación laboral^b															
Formal	64,6	27,9	40,9	32,6	1,9	42,9	29,6	20,9	13,4	1,9	71,3	25,0	54,9	46,9	1,8
Informal	51,0	52,5	38,7	33,2	29,6	42,5	37,7	24,8	22,3	20,4	55,6	59,9	50,4	40,8	38,3

Fuente: Elaboración propia sobre la base del Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia, Encuestas de Hogares, 2001-2021.

Nota: Personas de 60 años y más en situación de pobreza: n2001 = 1 703; n2006 = 1 272; n2011 = 3 026; n2016 = 3 922 y n2021 = 4 658.

^a Los resultados relacionados con la población indígena afiliada a seguros de salud privados deben interpretarse con cautela. Este grupo representa menos del 1% de la población mayor y tiene escasa representación en la muestra, lo que limita la confiabilidad estadística de los estimados de pobreza para esta categoría en ciertos años (por ejemplo, 2011 y 2021).

^b La construcción de esta variable tomó en cuenta las recomendaciones de la OIT (2003).

El cuadro 5 presenta los resultados del cociente de probabilidades de regresión logística, diferenciado por condición étnica y basado en datos de 20 encuestas. Se analizan los efectos de la jubilación, la afiliación a seguros de salud y los programas de transferencias monetarias, junto con variables de control estadísticamente significativas, sobre la situación de pobreza. Los hallazgos confirman que en 2000 la jubilación tenía un impacto notable en la reducción de la pobreza, especialmente para las personas indígenas, quienes sin jubilación tenían una probabilidad 5,57 veces mayor de ser pobres, frente a 3,65 veces en el caso de las personas no indígenas. No obstante, en 2021, la jubilación dejó de ser un factor estadísticamente significativo en la pobreza de ambos grupos, lo que sugiere que otros elementos del sistema de seguridad social podrían haber compensado su efecto.

El acceso a seguros de salud también demostró ser fundamental para reducir la pobreza. Este avance se sustenta en iniciativas como el Seguro Universal Materno Infantil (SUMI) (2002), el Seguro de Salud Para el Adulto Mayor (SSPAM) y, más recientemente, el Sistema Único de Salud (SUS) en 2019, que facilitaron la ampliación de la cobertura de salud entre las personas mayores. En 2000, las personas no indígenas sin seguro de salud tenían 1,4 veces más probabilidad de ser pobres que las que tenían seguro público. Para las personas indígenas, esta probabilidad era 1,85 veces mayor. En 2021, las personas indígenas registraban un 10% menos de probabilidad $(1 - (\exp(\ln[1,85] + (\ln[0,96] \times 19))) * 100 = 10\%)^9$. Las personas no indígenas sin seguro no mostraron una diferencia significativa en la probabilidad de pobreza, pero las indígenas sin seguro presentaban una reducción del 51% en su probabilidad de ser pobres.

Los programas de transferencias monetarias, como la Renta Dignidad (anteriormente Bonosol), han sido esenciales para reducir la pobreza en la vejez. En 2000, no tener esta renta aumentaba la probabilidad de pobreza en un 24% en el caso de las personas no indígenas y un 31% en el de las indígenas. Para 2021, la probabilidad de pobreza se redujo en un 21% y 3% para las personas no indígenas e indígenas, respectivamente.

La educación mostró ser una herramienta poderosa para reducir la pobreza. En 2000, las personas no indígenas sin educación formal tenían 10,79 veces más probabilidad de ser pobres, en comparación con 12,92 veces las personas indígenas. En 2021, estas probabilidades se redujeron significativamente un 57% y un 60%, respectivamente. De manera similar, tener solo educación primaria en 2000 aumentaba la probabilidad de pobreza 4,95 veces para las personas no indígenas y 6,25 veces para las indígenas. En 2021, estas cifras se redujeron un 44% y un 60%, respectivamente.

En 2000, las mujeres tenían menos probabilidad de ser pobres comparadas con los hombres: el 38% menos en el caso de las mujeres no indígenas y el 47% menos de las indígenas. Para 2021, la reducción fue menor, y las personas no indígenas indicaban un 17% menos de probabilidad, mientras que las indígenas, un 23% menos.

⁹ Los procedimientos de estimación y las expresiones utilizadas para el cálculo de los resultados pueden consultarse en el apartado de metodología.

Cuadro 5

Estado Plurinacional de Bolivia: resultados del cociente de probabilidades de regresión logística de la pobreza, 2000-2021

Variable	No indígena				Indígena			
	Sin ajuste		Ajustado		Sin ajuste		Ajustado	
	Cociente	Error estándar	Cociente	Error estándar	Cociente	Error estándar	Cociente	Error estándar
Sin jubilación	7,50***	(1,334)	3,65***	(0,699)	9,94***	(1,409)	5,57***	(0,853)
Sin afiliación a seguro de salud	1,63***	(0,148)	1,40***	(0,134)	2,80***	(0,187)	1,85***	(0,132)
Afiliación salud privada	0,55*	(0,152)	0,66	(0,189)	1,93***	(0,346)	1,52*	(0,297)
Sin renta de personas mayores	1,22*	(0,113)	1,24*	(0,121)	1,15*	(0,079)	1,31***	(0,096)
Sin educación formal			10,79***	(2,265)			12,92***	(3,285)
Primaria concluida			4,95***	(0,955)			6,25***	(1,559)
Secundaria concluida			1,69*	(0,355)			2,96***	(0,797)
Mujer			0,62***	(0,058)			0,53***	(0,040)
Rural			1,04	(0,106)			2,78***	(0,187)
Año	0,96**	(0,013)	0,97	(0,016)	0,97**	(0,011)	1,01	(0,020)
Año x sin jubilación	1,01	(0,014)	1,01	(0,015)	1,01	(0,012)	1,01	(0,012)
Año x sin afiliación seguro salud	0,97***	(0,007)	0,99	(0,007)	0,93***	(0,005)	0,96***	(0,005)
Año x afiliación salud privada	0,98	(0,027)	1,01	(0,028)	0,85***	(0,028)	0,92**	(0,029)
Año x sin renta personas mayores	0,96***	(0,008)	0,98**	(0,009)	0,98***	(0,007)	0,98*	(0,008)
Año x sin educación formal			0,96**	(0,015)			0,95*	(0,018)
Año x primaria concluida			0,97*	(0,014)			0,95*	(0,018)
Año x secundaria concluida			1,01	(0,015)			0,98	(0,019)
Año x mujer			1,02*	(0,007)			1,02**	(0,006)
Año x rural			1,03***	(0,008)			0,98**	(0,005)

Fuente: Elaboración propia sobre la base del Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia, Encuestas de Hogares, 2000-2021.

Nota: La categoría de referencia para no afiliación es que sí están afiliadas, y para educación, es la educación superior. *p<.05, **p<.01, ***p<.001 (prueba de dos colas).

La disparidad entre las áreas rurales y urbanas también es notable. En 2000, las personas indígenas en áreas rurales tenían 2,78 veces más probabilidad de ser pobres que las de áreas urbanas. En 2021, esta probabilidad disminuyó un 29%. No se encontraron datos suficientes sobre las personas no indígenas en áreas rurales en 2000 y 2021.

El coeficiente del efecto principal del año de la encuesta mostró una disminución en las probabilidades logarítmicas de pobreza a un ritmo anual de 0,030 puntos para las personas no indígenas [$\ln(0.97)$], y un incremento de 0,013 [$\ln(1.01)$] puntos para las indígenas. Para las personas no indígenas sin renta de personas mayores, la reducción fue de 0,053 puntos anuales (es decir, $\ln(0.96) + \ln(0.98) = -0,053$), y para las indígenas sin renta, fue de 0,003 puntos anuales (es decir, $\ln(1.01) + \ln(0.98) = -0,003$). Las personas sin educación formal mostraron una disminución de 0,074 puntos anuales para las personas no indígenas y 0,036 puntos para las indígenas.

Las personas mayores indígenas sin seguro de salud redujeron su pobreza a una tasa anual de 0,025 puntos, mientras que aquellas con seguro privado vieron una reducción de 0,076 puntos. Las personas indígenas en áreas rurales disminuyeron su pobreza a una tasa anual de 0,005 puntos.

D. Discusión y conclusiones

Los resultados del estudio confirman que la seguridad social ha sido clave en la reducción de la pobreza entre las personas mayores en el Estado Plurinacional de Bolivia (2000-2021), especialmente a través de la Renta Dignidad y la ampliación del acceso a seguros de salud, lo que coincide con Arenas de Mesa (2020) y Santos et al. (2023), quienes destacan el papel de las transferencias no contributivas en América Latina y el Caribe.

Si bien se observa una disminución general de la desigualdad de ingresos, según el índice de Gini y las curvas de Lorenz, persisten brechas importantes entre la población indígena y no indígena. La mayor informalidad laboral, menor cobertura previsional y menor nivel educativo explican la menor estabilidad de ingresos en la vejez entre las personas indígenas, a pesar de los avances.

La jubilación y el acceso a seguros de salud tienen efectos diferenciados según la condición étnica. Aunque la jubilación reduce significativamente la pobreza entre indígenas, este efecto debe interpretarse con cautela por el bajo número de personas indígenas con pensiones contributivas, lo que limita la potencia estadística. Esta situación refleja barreras estructurales para el acceso a derechos previsionales, como señalan Belmont (2021) y (Oliveri, 2016). Por ello, se requieren políticas más inclusivas y culturalmente pertinentes.

Aunque el estudio no realiza un análisis de cohortes en sentido estricto, la comparación de encuestas transversales entre 2000 y 2021 permite aproximarse a los efectos acumulativos del contexto económico. La crisis de los años noventa profundizó la vulnerabilidad, mientras que el auge del gas natural y la expansión del gasto social mejoraron el acceso a la seguridad

social (Cachaga Herrera, 2019; Gómez et al., 2015; Muriel y Jemio, 2010). Esto coincide con Ocampo y Gómez-Arteaga (2016), aunque Barrientos y Hulme (2008) advierten que el crecimiento económico no garantiza por sí solo una distribución equitativa.

El estudio confirma que el acceso a la seguridad social sigue siendo desigual, especialmente para la población rural e indígena. Mientras los trabajadores formales acceden a pensiones y atención médica, los informales dependen de programas no contributivos que no siempre garantizan una vejez digna. Esto coincide con AISS (2021) y Gill et al. (2005), quienes señalan que los sistemas de protección social en América Latina son fragmentados y de cobertura limitada. En contraste, Engelhardt y Gruber (2004) encontraron que en los Estados Unidos la seguridad social había reducido significativamente la pobreza en la vejez gracias a un sistema más consolidado. Así, la falta de un programa contributivo sólido sigue siendo una barrera para disminuir la desigualdad en el Estado Plurinacional de Bolivia y la región.

Desde la perspectiva del Estado de bienestar, el Estado Plurinacional de Bolivia ha seguido un modelo híbrido de tipo residual acorde a Esping-Andersen (1990), apoyado en recursos naturales, lo que genera vulnerabilidad fiscal (Aranco et al., 2022). Para avanzar hacia mayor equidad, se requiere diversificar las fuentes de financiamiento, promover la formalización y articular políticas en materia de pensiones, salud y cuidados con enfoque de equidad. Reconocer la situación de las personas mayores indígenas es clave para lograr un sistema verdaderamente inclusivo y sostenible.

Finalmente, en este contexto, es fundamental que las políticas públicas reconozcan la desigualdad estructural que enfrentan las personas mayores indígenas y promuevan respuestas diferenciadas. Aunque el proceso de envejecimiento del Estado Plurinacional de Bolivia es más lento que el de otros países, este avanza de forma sostenida y plantea desafíos fiscales y de cobertura. Por ello, resulta clave anticipar reformas que integren pensiones, salud y cuidados, con enfoque de equidad y sostenibilidad.

Bibliografía

- Álvarez, F., Brassiolo, P., Toledo, M., Allub, L., Alves, G., De la Mata, D., Estrada, R. y Daude, C. (2020). *Los sistemas de pensiones y salud en América Latina. Los desafíos del envejecimiento, el cambio tecnológico y la informalidad*. A. Gerez, Ed. Banco de Desarrollo de América Latina. <https://scioteca.caf.com/bitstream/handle/123456789/1652/Los%20sistemas%20de%20pensiones%20y%20salud%20en%20América%20Latina.pdf>
- Aranco, N., Bosch, M., Stampini, M., Azuara, O., Goyeneche, L., Ibarrarán, P., Oliveira, D., Retana, M. R. y Torres Ramirez, E. (2022). *Envejecer en América Latina y el Caribe: protección social y calidad de vida de las personas mayores*. <https://doi.org/10.18235/0004287>
- Arenas de Mesa, A. (2020). Los sistemas de pensiones en América Latina. Institucionalidad, gasto público y sostenibilidad financiera en tiempos del COVID-19. *Serie Macroeconomía del Desarrollo* (212) (LC/TS.2020/99). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Asamblea Legislativa Plurinacional. (2013). *Ley general de las personas adultas mayores - 369*.

- Asociación Internacional de la Seguridad Social. (2021). *Extender y mantener la cobertura de seguridad social* (1ª ed.). <https://www.issa.int/sites/default/files/documents/2021-11/3-Americas-Chapter2%20Coverage%20%281%29.pdf>
- Astorquiza Bustos, B. A. y Armando Chingal, Ó. (2019). ¿Cómo están nuestros ancianos? Una exploración empírica de la calidad de vida de las personas mayores en Colombia. *Revista CEPAL* (129) (LC/PUB.2019/14-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Banco de Desarrollo de América Latina. (2020). *Hacia sistemas de pensiones más inclusivos para América Latina*. Visiones. <https://www.caf.com/es/conocimiento/visiones/2020/11/hacia-sistemas-de-pensiones-mas-inclusivos-para-america-latina/>
- Banco de Desarrollo de América Latina. (2022). *5 datos sobre pobreza en América Latina y el Caribe*. Noticias. <https://www.caf.com/es/actualidad/noticias/2022/04/5-datos-sobre-pobreza-en-america-latina-y-el-caribe/>
- Bárcena, A. (2011, julio). América Latina envejece. *América Economía*, 10–11. <https://www.americaeconomia.com/politica-sociedad/sociedad/america-latina-envejece>
- Barrientos, A. y Hulme, D. (2008). *Social protection for the poor and poorest. Concepts, policies and politics*. Palgrave Macmillan. <https://doi.org/10.1057/978-0-230-58309-2>
- Belmont, J. (2021, junio 21). Cómo envejecer bien en Latinoamérica. *Noticias Banco Mundial*, 21–23. <https://www.bancomundial.org/es/news/feature/2021/07/21/c-mo-envejecer-bien-en-latinoam-rica>
- Berra, J. (2000). *La structure des systèmes de sécurité sociale: étude de droit comparé 24*. Institut de recherches sur le droit de la responsabilité civile et des assurances.
- Bertranou, F. M. y Maurizio, R. (2011). The role of labour market and social protection in reducing inequality and eradicating poverty in Latin America. *SSRN Electronic Journal*, 1–27. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1857705>
- Bonadona Cossío, A. (2003). Género y sistemas de pensiones en Bolivia. *Serie Mujer y Desarrollo* (44) (LC/L.1841-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Burgard, S. (2002). Does race matter? Children's height in Brazil and South Africa. *Demography*, 39(4), 763. <https://doi.org/10.2307/3180830>
- Cachaga Herrera, P. (2019). Inversión extranjera directa e implicancias macroeconómicas: evidencia empírica para Bolivia. *Revista de Análisis*, 31(2), 15–64. https://www.bcb.gob.bo/?q=pub_revista-analisis
- Candia Calderón, G. A. (2018). *¿Bolivia cambia? Un análisis del “trabajo digno” y de las trayectorias laborales de la juventud boliviana, en el periodo 2007–2015* [Tesis de maestría, FLACSO México]. <https://flacso.repositorioinstitucional.mx/jspui/handle/1026/194>
- Cetrángolo, O. (Ed.). (2009). La seguridad social en América Latina y el Caribe: una propuesta metodológica para su medición y aplicación a los casos de Argentina, Chile y Colombia. *Documentos de Proyectos* (LC/BUE/W.39). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Cheng, S., Tamborini, C. R., Kim, C. y Sakamoto, A. (2019). Educational variations in cohort trends in the Black-White earnings gap among men: Evidence from administrative earnings data. *Demography*, 56(6), 2253–2277. <https://doi.org/10.1007/s13524-019-00827-w>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2007). *Panorama Social de América Latina, 2006* (LC/G.2326-P).
- Crystal, S., Shea, D. y Krishnaswami, S. (1992). Educational attainment, occupational history, and stratification: Determinants of later-life economic outcomes. *Journal of Gerontology*, 47(5), S213–S221. <https://doi.org/10.1093/geronj/47.5.S213>
- Dahuabe, A. (2023). Memoria del Segundo Seminario Regional de Desarrollo Social. Seguridad social (pensiones y salud) y la crisis prolongada: una oportunidad para combatir la desigualdad en el marco de un Estado de bienestar en América Latina y el Caribe. *Serie Seminarios y Conferencias* (101) (LC/TS.2023/32). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

- De Ferranti, D., Leipziger, D. y Srinivas, P. S. (2002, septiembre). La reforma de las pensiones en América Latina. *Finanzas y Desarrollo*, 39–43. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/spa/2002/09/pdf/ferranti.pdf>
- Del Popolo, F. y Schkolnik, S. (2013). Pueblos indígenas y afrodescendientes en los censos de población y vivienda de América Latina: avances y desafíos en el derecho a la información. *Notas de Población* (97), 205–248. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Dethier, J., Pestieau, P. y Ali, R. (2010). Universal minimum old age pensions. Impact on poverty and fiscal cost in 18 Latin American countries. *Policy Research Working Paper*, 5292. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5292>
- Díaz Espaillat, M. (2022). Barreras en el acceso a la pensión de los cañeros haitianos en República Dominicana. *Trabajo y Justicia Social*, 1–16. <https://library.fes.de/pdf-files/bueros/fescaribe/19209.pdf>
- División Observatorio Social. (2020). *Documento de resultados: Personas mayores, envejecimiento y cuidados*. Ministerio de Desarrollo Social de Chile. https://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/storage/docs/grupos-poblacion/Documento_de_resultados_Personas_mayores_envejecimiento_y_cuidados_31.07.2020.pdf
- Enciclopedia Británica. (2023). Welfare state. *Encyclopaedia Britannica*. <https://www.britannica.com/money/topic/welfare-state>
- Engelhardt, G. V. y Gruber, J. (2004). Social security and the evolution of elderly poverty. En *Public Policy and the Distribution of Income* (NBER Working Paper 10466). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w10466>
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism* (1ª ed.). Polity. https://www.politybooks.com/bookdetail?book_slug=the-three-worlds-of-welfare-capitalism-9780745607962
- Esping-Andersen, G. y Myles, J. (2009). Economic inequality and the welfare state. En W. Salverda, B. Nolan y T. M. Smeeding (Eds.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality* (1ª ed., pp. 639–664). Oxford University Press.
- Estado Plurinacional de Bolivia. (2009). *Constitución Política del Estado*. Asamblea Constituyente.
- Esteve, A. y Zueras, P. (2021). La estructura de los hogares de las personas mayores en América Latina y el Caribe. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 45, 1–9. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2021.115>
- Feres, J. C. y Mancero, X. (2001). Enfoques para la medición de la pobreza. Breve revisión de la literatura. En *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos* (4) (LC/L.1479-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Foster, J., Greer, J. y Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), 761. <https://doi.org/10.2307/1913475>
- Fundación Aru y Fondo de Población de las Naciones Unidas. (2024). *Envejecimiento en Bolivia: situación, tendencias y desafíos para la protección y cuidado de personas mayores*. https://www.aru.org.bo/wp-content/uploads/2024/12/Envejecimiento-en-Bolivia_Situacion-Tendencias-y-Desafios-para-la-proteccion-y-cuidado-de-personas-mayores.pdf
- Gill, I., Packard, T. y Yermo, J. (2005). *El futuro de la seguridad social en América Latina*. Serie Desarrollo para Todos (12). Banco Mundial. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/171421468758754934/pdf/348660958682561eguridad11201PUBLIC1.pdf>
- Goesling, B. (2007). The rising significance of education for health? *Social Forces*, 85(4), 1621–1644. <https://doi.org/10.1353/sof.2007.0068>
- Gómez, T. A., López, L. F. C. y Patiño, M. P. (2015). Bolivia: Las paradojas de la política de regulación laboral del gobierno del MAS. *Cuadernos del Cendes*, 32(89), 17–46. http://ve.scielo.org/scielo.php?pid=S1012-25082015000200003&script=sci_arttext&lng=pt

- Instituto Nacional de Estadística. (2019). *Estudio post-censal del adulto mayor. Estado de situación de los adultos mayores en Bolivia*. <https://www.ine.gob.bo/index.php/publicaciones/estudio-post-censal-del-adulto-mayor/>
- Instituto Nacional de Estadística. (2020). *Cálculo de líneas de pobreza: documento metodológico*. <https://www.ine.gob.bo/index.php/estadisticas-economicas/informacion-tecnica-pobreza/>
- Kenton, W. (2022). Understanding the welfare state and its history. *Investopedia*. <https://www.investopedia.com/terms/w/welfare-state.asp>
- Killewald, A. (2013). Return to being Black, living in the red: A race gap in wealth that goes beyond social origins. *Demography*, 50(4), 1177–1195. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0190-0>
- Marteleto, L. J. (2012). Educational inequality by race in Brazil, 1982–2007: Structural changes and shifts in racial classification. *Demography*, 49(1), 337–358. <https://doi.org/10.1007/s13524-011-0084-6>
- Martínez, D., e Infante, R. (2019). La informalidad en la visión de la OIT: evolución y perspectivas para América Latina. *Noticias*. <https://www.ilo.org/es/resource/article/la-informalidad-en-la-vision-de-la-oit-evolucion-y-perspectivas-para>
- McDaniel, A., DiPrete, T. A., Buchmann, C., y Shwed, U. (2011). The Black gender gap in educational attainment: Historical trends and racial comparisons. *Demography*, 48(3), 889–914. <https://doi.org/10.1007/s13524-011-0037-0>
- Mesa-Lago, C. (1991). Social security in Latin America and the Caribbean: A comparative assessment. En E. Ahmad, J. Drèze, J. Hills y A. Sen (Eds.), *Social security in developing countries* (1st ed., pp. 356–394). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198233008.003.0008>
- Meyer, B., y Wu, D. (2018). The poverty reduction of social security and means-tested transfers. *NBER Working Paper Series, w24567*. <https://doi.org/10.3386/w24567>
- Ministerio de Economía y Finanzas Públicas. (2021). Sistema integral de pensiones. *Boletín Económico*, 7(12).
- Ministerio de Educación. (2010). *Ley de la educación No. 070 “Avelino Siñani - Elizardo Pérez”*. Asamblea Legislativa Plurinacional. https://www.minedu.gob.bo/index.php?option=com_content&view=article&id=3554&Itemid=470
- Minoldo, S., y Peláez, E. (2023). La seguridad social en América Latina desde un enfoque de derechos: evolución conceptual en el marco de acuerdos internacionales. *Notas de Población*, 49(115) (LC/PUB.2022/22-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Molina B., R., Albó, X., y Figueroa, M. (2006). El índice combinado de condición étnica-lingüística (CEL) y su aplicación al Censo 2001 de Bolivia. En *Pueblos indígenas y afrodescendientes de América Latina y el Caribe: Información sociodemográfica para políticas y programas* (pp. 455–470). <https://doi.org/10.1080/02697459208722860>
- Muñoz De Bustillo, R. (2021). *Mitos y realidades del estado de bienestar*, 174. Alianza Editorial.
- Muriel, B., y Jemio, L. C. (2010). Mercado laboral y reformas en Bolivia. En J. Rodríguez y A. Berry (Eds.), *Desafíos laborales en América Latina después de dos décadas de reformas estructurales: Bolivia, Paraguay, Perú (1997–2008)* 1, pp. 273–356. Instituto de Estudios Peruanos. <http://repositorio.pucp.edu.pe/index/handle/123456789/46607>
- Murro, E. (2004). *Seguridad social en América Latina y Cono Sur: mitos, desafíos, estrategias y propuestas desde una visión sindical* (1st ed.). Friedrich Ebert Stiftung. <https://library.fes.de/pdf-files/bueros/uruguay/04500.pdf>
- Noy, S. (2011). New contexts, different patterns? A comparative analysis of social spending and government health expenditure in Latin America and the OECD. *International Journal of Comparative Sociology*, 52(3), 215–244. <https://doi.org/10.1177/0020715211408760>
- Ocampo, J. A., y Gómez-Arteaga, N. (2016). Social protection systems in Latin America: An assessment. *ESS – Extension of Social Security, Working Paper 52*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_protect/---soc_sec/documents/publication/wcms_538047.pdf

- Oliveri, M. L. (2016). Pensiones sociales y pobreza en América Latina. *Apuntes: Revista de Ciencias Sociales*, 43(78), 121–158. https://doi.org/10.21678/0252-1865-00430078_5
- Organización Internacional del Trabajo. (1989). *Convenio Núm. 169 de la OIT sobre Pueblos Indígenas y Tribales: Declaración de las Naciones Unidas sobre los Derechos de los Pueblos Indígenas*. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Organización Internacional del Trabajo. (2001). *Hechos concretos sobre la seguridad social*, 2. http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_067592.pdf
- Organización Internacional del Trabajo. (2003). *Medición de la economía informal*. http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/---emp_policy/documents/publication/wcms_229450.pdf
- Organización Internacional del Trabajo. (2014). *La Estrategia de Desarrollo de los Sistemas de Seguridad Social de la OIT. El Papel de los Pisos de Protección Social en América Latina y el Caribe*. H. Schwarzer, P. Casalí y F. Bertranou (Coords.).
- Organización Internacional del Trabajo. (2018). Artículo 22: Derecho a la seguridad social. *Noticias ONU*. <https://news.un.org/es/story/2018/12/1447441>
- Organización Internacional del Trabajo. (2021). Panorama de la protección social en América Latina y el Caribe: avances y retrocesos ante la pandemia. *Serie Panorama Laboral en América Latina y el Caribe 2021*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_823638.pdf
- Organización Internacional del Trabajo. (2022). Panorama de la protección social en América Latina y el Caribe: tendencias de la seguridad social con foco en los sistemas de pensiones y la seguridad económica de las personas mayores. *Serie Panorama Laboral en América Latina y el Caribe 2022*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_864517.pdf
- Pinto Saravia, V. y Salinas-Castro, V. (2023). Pre y pandemia por COVID-19: Comportamiento de la pobreza y desigualdad en la población mayor indígena boliviana. En A. Klein y G. Leeson (Eds.), *Ageing in Latin America and the Caribbean: Critical approaches and practical solutions* (1st ed., pp. 30–66). Oxford Institute of Population Ageing. <https://www.ageing.ox.ac.uk/research/regions/larna/publications>
- Prado, A. y Sojo, A. (2010). *Envejecimiento en América Latina: sistemas de pensiones y protección social integral* (LC/G.2475). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Ramos Menar, B., Ayaviri Nina, D., Quispe Fernández, G. y Escobar Mamani, F. (2017). Las políticas sociales en la reducción de la pobreza y la mejora del bienestar social en Bolivia. *Revista de Investigaciones Altoandinas - Journal of High Andean Research*, 19(2), 155–168. <https://doi.org/10.18271/ria.2017.275>
- Rofman, R. (2020). Social security in Latin America. En D. Gu y M. Dupre (Eds.), *Encyclopedia of gerontology and population aging*. Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-69892-2_532-1
- Roldán Ramírez, E. L., Ceballos Zuluaga, D. y Sánchez Galvis, Y. A. (2023). Adulto mayor: la familia como red social en la reducción de la pobreza en Colombia. *Hallazgos*, 20, 11–29. <https://doi.org/10.15332/2422409X.8098>
- Salgado-de Snyder, V. N. y Wong, R. (2007). Género y pobreza: determinantes de la salud en la vejez. *Salud Pública de México*, 49(Supl. 4), 515–521. <https://doi.org/10.1590/S0036-36342007001000011>
- Sánchez Galvis, Y. A. y Ceballos Zuluaga, D. (2021). *La familia como red social en la reducción de la pobreza del adulto mayor* [Tesis de maestría, Universidad de La Sabana]. <http://hdl.handle.net/10818/50223>
- Sanchez-Castañeda, A. (2012). Principales modelos de seguridad social y protección social. En *La seguridad y la protección social en México: su necesaria reorganización*. Universidad Nacional Autónoma de México. pp. 5–23. <https://archivos.juridicas.unam.mx/www/bjv/libros/7/3120/4.pdf>
- Santos, R., Farías, G. C. y Robles, C. (2023). La protección social de los ingresos en América Latina y el Caribe: debates sobre opciones de política. *Documentos de Proyectos* (LC/TS.2023/27/Rev.1). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

- Schkolnik, S. y Del Popolo, F. (2005). Los censos y los pueblos indígenas en América latina: una metodología regional. *Notas de Población* (79) (LC/G.2284-P), 101–132. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Schoeni, R. F., Martin, L. G., Andreski, P. M. y Freedman, V. A. (2005). Persistent and growing socioeconomic disparities in disability among the elderly: 1982–2002. *American Journal of Public Health*, 95(11), 2065–2070. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2004.048744>
- Spicker, P. (2009). Definición de pobreza: doce grupos de significados. En P. Spicker, S. Álvarez y D. Gordon (Eds.), *Pobreza: Un glosario internacional*, 1. pp. 291–306. Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales. <http://biblioteca.clacso.edu.ar/ar/libros/clacso/crop/glosario/06spicker.pdf>
- Sullivan, L. y Meschede, T. (2016). Race, gender, and senior economic well-being: how financial vulnerability over the life course shapes retirement for older women of color. *Public Policy & Aging Report*, 26(2), 58–62. <https://doi.org/10.1093/ppar/prw001>
- Taş, E. O., Reimão, M. E. y Orlando, M. B. (2014). Gender, ethnicity, and cumulative disadvantage in education outcomes. *World Development*, 64, 538–553. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.06.036>

Relato de eventos

Segunda reunión de examen regional de implementación del Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular en América Latina y el Caribe¹

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)

Santiago, 18 a 20 de marzo de 2025

Simone Cecchini²

Pamela Villalobos³

I. Antecedentes

A. Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular: adopción, conformación y aspectos institucionales

En diciembre de 2018, en Marrakech (Marruecos), se aprobó el Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular, cuyo objetivo principal es maximizar los beneficios de la migración y reducir sus riesgos, tanto para las personas migrantes como para las comunidades de origen, tránsito y destino⁴.

¹ Los autores agradecen los aportes de Yaél Paes, Consultora del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL.

² Simone Cecchini es Director del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL. Correo electrónico: simone.cecchini@cepal.org.

³ Pamela Villalobos es Oficial Superior de Asuntos Sociales del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL. Correo electrónico: pamela.villalobos@cepal.org.

⁴ La Conferencia Intergubernamental encargada de Aprobar el Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular se llevó a cabo en Marrakech (Marruecos) los días 10 y 11 de diciembre de 2018 (véase <https://www.un.org/es/conf/migration/>).

El Pacto es un marco de cooperación no vinculante que incluye 23 objetivos específicos, entre ellos: reducir los factores adversos que obligan a migrar, combatir la trata de personas, gestionar las fronteras de forma segura, facilitar las vías legales de migración, proteger los derechos humanos de las personas migrantes, promover su inclusión social, y fortalecer la cooperación internacional. El primer objetivo del Pacto enfatiza la importancia de recolectar, analizar y utilizar datos migratorios desagregados para formular políticas con base empírica.

El 19 diciembre de 2018, la Asamblea General de las Naciones Unidas hizo suyo el Pacto Mundial mediante la resolución 73/195, mediante 152 votos a favor, 5 en contra y 12 abstenciones. En la Asamblea General, 26 países de la región votaron a favor⁵, 1 (Chile) se abstuvo y 6 no estuvieron presentes en la votación⁶. Cabe destacar, además, que los Estados Unidos, el principal país receptor de migración desde América Latina y el Caribe, votó en contra, mientras que el Canadá votó a favor. De los países europeos que son miembros de la CEPAL, 7 votaron a favor⁷ y 1 (Italia) se abstuvo. Otros miembros extrarregionales de la CEPAL, como el Japón, la República de Corea y Türkiye, votaron a favor.

Independientemente de su voto en 2018, los países pueden implementar el Pacto y sus objetivos o dejar de hacerlo. De hecho, en los años posteriores a la Conferencia Intergubernamental encargada de Aprobar el Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular, hubo casos de países que anunciaron su salida del Pacto, o su regreso a él. Por ejemplo, el Gobierno del Presidente Bolsonaro, del Brasil, informó en 2019 que el país se restaba del Pacto; posteriormente, en 2023, el Gobierno del Presidente Lula da Silva anunció que el país volvía a sumarse al Pacto.

La implementación y el seguimiento del Pacto tienen dimensiones mundiales, regionales y nacionales. Las Naciones Unidas contribuyen a esos tres niveles: al mundial, con la Red de las Naciones Unidas sobre la Migración; al regional, con la Red Regional de las Naciones Unidas sobre la Migración para América Latina y el Caribe, y al nacional, con las redes nacionales de las Naciones Unidas sobre Migración.

A nivel mundial, la Red de las Naciones Unidas sobre la Migración está compuesta por 40 entidades del sistema de las Naciones Unidas⁸, es coordinada por la Organización Internacional para las Migraciones (OIM) y su comité ejecutivo está integrado por la Oficina del Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Derechos Humanos (ACNUDH), la Oficina del Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados (ACNUR), el Banco Mundial, el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales (DAES), la Organización Internacional del Trabajo (OIT), la Organización Mundial de la Salud (OMS), el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), la Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito (UNODC)

⁵ Argentina, Bahamas (Las), Barbados, Bolivia (Estado Plurinacional de), Brasil, Colombia, Costa Rica, Cuba, Dominica, Ecuador, El Salvador, Granada, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Perú, Saint Kitts y Nevis, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas, Suriname, Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de).

⁶ Antigua y Barbuda, Belice, Panamá, Paraguay, República Dominicana y Trinidad y Tabago.

⁷ Alemania, España, Francia, Noruega, Países Bajos (Reino de los), Portugal y Reino Unido.

⁸ Véase <https://migrationnetwork.un.org/es/network-members>.

y las comisiones regionales, que desde 2024 participan de manera rotativa⁹. La Red Regional está copresidida por la CEPAL y la OIM y cuenta con la participación de 17 organismos, fondos y programas¹⁰. Además, se han creado 17 redes nacionales en los países de la región¹¹.

Asimismo, la iniciativa de países precursores (*champion countries*), que se lanzó en 2020 y está vinculada con los niveles mundial, regional y nacional del Pacto, representa un compromiso adicional para impulsar la implementación, seguimiento y examen eficaces del Pacto y, con ello, fortalecer su impacto. El grupo de países precursores ha ido creciendo hasta llegar a nueve en la región (Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Panamá y Perú)¹². Además de asumir un papel de liderazgo y potenciar la visibilidad del Pacto, la iniciativa ofrece una instancia específica de colaboración, intercambio y aprendizaje entre pares.

La resolución 73/195 indica, además, que, a nivel mundial, los países discutirán y expondrán los progresos conseguidos en la aplicación del Pacto cada cuatro años en el Foro de Examen de la Migración Internacional (FEMI), comenzando en 2022¹³. Considerando que gran parte de la migración internacional ocurre entre países de una misma región, esta resolución también prevé la organización cada cuatro años de reuniones intergubernamentales regionales de examen del Pacto para informar al Foro, comenzando en 2020.

B. Dimensión regional del Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular y primera reunión de examen

Desde la aprobación del Pacto Mundial, se han llevado a cabo dos rondas de reuniones intergubernamentales regionales, coorganizadas por la OIM y las comisiones regionales. La primera ronda se llevó a cabo entre 2020 y 2021, y abarcó en 2020 a Europa y América del Norte y los Estados Árabes, y en 2021 a África, Asia y el Pacífico y América Latina y el Caribe.

⁹ Cada año una de las cinco comisiones regionales de las Naciones Unidas asume la función de coordinación de las mismas. En 2024, esta tarea estuvo a cargo de la CEPAL, y, como tal, fue la primera comisión regional en participar en el Comité Ejecutivo de la Red de las Naciones Unidas sobre la Migración. La Comisión Económica para África asumió esta función en 2025.

¹⁰ ACNUDH, ACNUR, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), Oficina de Coordinación de Asuntos Humanitarios (OCHA), OIT, OMS/ Organización Panamericana de la Salud (OPS), Organización de las Naciones Unidas para el Desarrollo Industrial (ONUDI), Programa de las Naciones Unidas para los Asentamientos Humanos (ONU-Hábitat), Entidad de las Naciones Unidas para la Igualdad de Género y el Empoderamiento de las Mujeres ONU-Mujeres, Programa Conjunto de las Naciones Unidas sobre el VIH/Sida (ONUSIDA), Programa Mundial de Alimentos (PMA), PNUD, Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO), Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA), UNICEF, UNODC y Oficina de las Naciones Unidas de Servicios para Proyectos (UNOPS).

¹¹ Argentina, Belice, Bolivia (Estado Plurinacional de), Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, Perú, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de).

¹² Jamaica también ha anunciado que se une a los países precursores, pero hasta la fecha, está por formalizar este anuncio.

¹³ Véase <https://www.un.org/es/migration2022>. El próximo FEMI se llevará a cabo del 5 al 8 de mayo de 2026 en la Sede de las Naciones Unidas en Nueva York.

La segunda ronda de examen regional tuvo lugar en 2024 y 2025. En 2024, la ronda se realizó en Europa, (Comisión Económica para Europa (CEPE), Ginebra, marzo); la región árabe (Comisión Económica y Social para Asia Occidental (CESPAO), El Cairo, julio), y en África, (Comisión Económica para África (CEPA), Addis Abeba, octubre). En 2025, se llevó a cabo en la región de Asia y el Pacífico (Comisión Económica y Social para Asia y el Pacífico (CESPAP), Bangkok, febrero), y en América Latina y el Caribe (CEPAL, Santiago, marzo).

En América Latina y el Caribe, la reunión de examen regional del Pacto es el único foro que convoca a todos los países de la región en materia migratoria. Si bien en la región existe un gran número de conferencias, mecanismos y reuniones intergubernamentales sobre migración, su composición es subregional, temática o *ad hoc*. Las conferencias subregionales de mayor tradición son la Conferencia Suramericana sobre Migraciones y la Conferencia Regional sobre Migración (CRM)¹⁴. La región cuenta, asimismo, con el Marco Integral Regional para la Protección y Soluciones (MIRPS), el Proceso Cartagena+40 sobre personas refugiadas, la Red Iberoamericana de Autoridades Migratorias (RIAM), el Proceso de Quito y la Comisión Centroamericana de Directores de Migración (OCAM), entre otras instancias.

La primera reunión de examen regional en América Latina y el Caribe se llevó a cabo del 26 al 28 de abril de 2021 en formato virtual, a causa de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19)¹⁵. En esa ocasión se reafirmaron el Pacto y sus principios de integralidad y cooperación internacional como un marco importante para abordar los desafíos migratorios, especialmente en términos de recursos financieros, intercambio de experiencias y apoyo técnico. Los debates de esta reunión y el informe regional resultante¹⁶ identificaron desafíos y necesidades compartidas, y permitieron contribuir a la presentación de una posición regional con elementos comunes en el Foro de Examen de la Migración Internacional de mayo de 2022.

La pandemia de COVID-19 fue un obstáculo significativo para la implementación del Pacto Mundial, profundizó desigualdades y limitó las capacidades de respuesta de muchos países. En la primera reunión de revisión regional, se mostraron distintas realidades en los países en cuanto a los avances logrados por los Estados, y se valoró positivamente el intercambio de experiencias como herramienta clave para avanzar en el cumplimiento de los objetivos del Pacto. Al mismo tiempo, la pandemia puso en evidencia el importante aporte de las personas migrantes en sectores de actividad y ocupaciones esenciales para enfrentar la crisis sanitaria y económica. En este contexto, se destacaron iniciativas públicas como la creación de plataformas digitales y sitios web, en particular, los relacionados con normativas, trámites y servicios, orientados a mejorar la atención y la información disponible para las personas migrantes y retornadas.

¹⁴ La Organización Internacional para las Migraciones (OIM) cumple funciones de secretaría de ambas Conferencias, en las cuales la CEPAL y otros organismos internacionales tienen calidad de observadores. Desde 2018, la Conferencia Suramericana sobre Migraciones (que abarca a América del Sur) y la CRM (que abarca a Centroamérica y América del Norte) llevan a cabo reuniones periódicas conjuntas de coordinación.

¹⁵ Véase <https://pactomigracion.cepal.org/1/es>.

¹⁶ Véase https://migrationnetwork.un.org/system/files/docs/Informe%20Revisi%C3%B3n%20Regional%20del%20PMM%20%28final%29_o.pdf.

Asimismo, la primera reunión de examen del Pacto en la región identificó avances y desafíos en cinco áreas clave: i) la promoción de un discurso, políticas y planificación sobre migración basados en hechos y datos; ii) la protección de los derechos de las personas migrantes, especialmente ante factores de vulnerabilidad y discriminación; iii) la gestión de la migración y la lucha contra la delincuencia transnacional; iv) la facilitación del trabajo decente y el reconocimiento de los aportes de las personas migrantes al desarrollo sostenible, y v) la inclusión social de las personas migrantes.

Se reconocieron avances en la generación de información migratoria, pero también se enfatizó la necesidad de contar con datos más desagregados y contenidos que visibilicen los aportes de la migración. Se subrayó la importancia del seguimiento sistemático para la formulación de políticas basadas en datos, avanzar en la regularización migratoria como vía de acceso a derechos, atender las causas estructurales de la migración, fortalecer la cooperación multilateral y garantizar la participación de múltiples actores. Además, se priorizó la gestión fronteriza con enfoque de derechos, el fortalecimiento consular y el desarrollo de políticas que habiliten el trabajo decente como base para la integración socioeconómica.

Los representantes de los distintos actores interesados participaron activamente tanto en el proceso preparatorio, a través de una serie de consultas previas y diálogos sobre la mejor manera de implementar el Pacto Mundial para la Migración, como la consulta y la primera reunión de examen, en las cuales presentaron sus principales conclusiones y tuvieron una participación activa en todos los paneles.

II. Segunda reunión de examen regional del Pacto Mundial: proceso preparatorio, desarrollo y resultados

La segunda reunión de examen regional del Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular en América Latina y el Caribe tuvo lugar en la sede de la CEPAL en Santiago, los días 19 y 20 de marzo de 2025, y fue precedida, el día 18 de marzo, por la consulta de partes interesadas y eventos paralelos. La reunión fue organizada por la CEPAL y la OIM, y fue presidida por Costa Rica.

Durante el proceso de preparación de la reunión, se realizaron dos sesiones informativas para los representantes de Gobiernos (el 29 de octubre de 2024 y el 19 de febrero de 2025) para proporcionar antecedentes sobre su organización, objetivos, formato de participación de los Gobiernos, y conformación de los paneles, entre otros aspectos. Dada la importancia que el Pacto Mundial asigna a la participación amplia y significativa de los diversos actores interesados, la misma información se compartió con representantes de la sociedad civil y otros actores interesados¹⁷.

¹⁷ Con la sociedad civil se realizaron sesiones de consulta previa (13 de noviembre de 2024), así como consultas temáticas relacionadas con las mesas de la reunión (22 y 23 de enero de 2025).

La reunión se llevó a cabo en un contexto particularmente complejo, marcado por múltiples factores que influyen tanto en la dinámica migratoria regional como en las capacidades institucionales para abordarla. Por un lado, se produjeron cambios significativos en la política migratoria de los Estados Unidos —principal país de destino de las personas migrantes de América Latina y el Caribe—, lo que llevó a grandes cambios en los flujos migratorios dentro de la región, que con frecuencia creciente se dirigen de norte a sur, por las restricciones en la entrada a los Estados Unidos y las deportaciones desde el país. Por otro lado, el escenario institucional también enfrentó desafíos considerables, como recortes presupuestarios y procesos de reestructuración interna en la OIM, y severas restricciones financieras y problemas de liquidez que afectaron a la Secretaría de las Naciones Unidas, incluida la CEPAL. Estas condiciones impusieron limitaciones importantes a la planificación, coordinación y ejecución de las acciones vinculadas al seguimiento del Pacto Mundial.

No obstante, la reunión tuvo un alto nivel de participación y contó con 29 delegaciones de países miembros de la CEPAL y un total de 355 asistentes de manera presencial, entre ellos 105 representantes de gobierno —1 Vicepresidenta y 7 Viceministros, entre otros—, 70 representantes del sistema de las Naciones Unidas y 79 de organizaciones de la sociedad civil y organizaciones de migrantes y de la diáspora. Además, unas 1.000 personas siguieron la transmisión de la reunión en directo. Otro ejemplo del interés que suscitaron las actividades de la segunda reunión de examen regional fueron los 11 eventos paralelos organizados por Gobiernos, organizaciones de la sociedad civil y organismos internacionales¹⁸.

Asimismo, el compromiso político con el Pacto quedó patente también en las declaraciones de interés en ser países precursores anunciadas por el Brasil y Jamaica en la reunión, así como en la presentación de informes nacionales voluntarios por parte de Bolivia (Estado Plurinacional de), Canadá, Costa Rica, el Ecuador, El Salvador y el Perú, que respondieron a una serie de preguntas orientadoras preparadas por la Red de las Naciones Unidas sobre la Migración. También se contó con aportes escritos de la Presidencia *Pro Tempore* del Proceso de Quito, el Sistema Económico Latinoamericano y del Caribe (SELA), la sociedad civil del Ecuador y Colombia, y la Federación Internacional de Sociedades de la Cruz Roja y de la Media Luna Roja (IFRC)¹⁹.

Los informes nacionales destacaron como temas principales: la colaboración regional e interregional, incluidas las brechas, retos, oportunidades y áreas en las que se podría fortalecer la cooperación en ámbitos como financiamiento, desarrollo de capacidades, asesoría política, recolección y análisis de datos, tecnología, alianzas multiactor y compromisos conjuntos con otros Gobiernos o actores relevantes; los avances, desafíos y oportunidades en la implementación del Pacto Mundial, considerando cómo se han integrado o se integrarían las recomendaciones del Foro de Examen de la Migración Internacional de 2022 en las políticas y los planes nacionales, así como los principales logros y obstáculos identificados; las recomendaciones clave para el Foro de Examen de la Migración Internacional 2026,

¹⁸ Puede encontrarse más información sobre los eventos paralelos en <https://pactomigracion.cepal.org/2/es/eventos-paralelos>.

¹⁹ Véase <https://pactomigracion.cepal.org/2/es/documents/1>.

basadas en hallazgos relevantes que deberían orientar su desarrollo; el estado de los planes nacionales de implementación del Pacto o la incorporación de sus principios rectores en marcos, planes y políticas existentes, y, finalmente, los logros, prácticas prometedoras y lecciones aprendidas en materia de colaboración nacional, interregional y subregional para avanzar en la implementación del Pacto.

Asimismo, como insumo para la reunión, la Red de las Naciones Unidas sobre la Migración preparó un informe regional como introducción y contexto para la segunda reunión de examen regional²⁰.

El día previo al inicio de la segunda reunión de examen regional se celebró una consulta con las partes interesadas. Esta consulta fue resultado de un proceso de preparación de varios meses, facilitado por un equipo de relatoría y puntos focales por subregiones, creado para este efecto entre representantes de la sociedad civil. En este encuentro se presentó un informe²¹, y, a partir del intercambio de ideas, se elaboró una declaración que plasmó las principales preocupaciones de la sociedad civil. Entre ellas se destacó el rápido deterioro de la situación de las personas migrantes y la importancia de la regularización migratoria como vía de acceso a los derechos, así como de la gobernanza migratoria sustentada en un enfoque de derechos humanos y no de seguridad. Asimismo, el informe abordó la necesidad de atender las causas de la migración y de fortalecer los servicios consulares.

La consulta contó con la participación de organizaciones de la sociedad civil de toda la región. Entre ellas estuvieron el Grupo de Monitoreo Independiente de El Salvador (GMIES), la Asociación Enlaces Nicaragüenses de Costa Rica, el movimiento de ciudadanos venezolanos migrantes Save My Identity, la Unión Nacional de Trabajadores (UNT) de México, la Red Jesuita con Migrantes (RJM-LAC), el Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello (IIES-UCAB), la Cruz Roja de Granada, la Coalición Nacional de Coordinación de ONG (NCC) de Guyana, la Coalición Internacional contra la Detención (IDC), la Red Regional de Organizaciones Civiles para las Migraciones (RROCM), la Alianza Américas, el Comité de Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migrantes y de sus Familiares, y la Central Autónoma de Trabajadores del Perú.

La sesión inaugural de la segunda reunión de examen regional fue presidida por Alejandro Solano Ortiz, Viceministro de Asuntos Multilaterales del Ministerio de Relaciones Exteriores y Culto de Costa Rica, y contó con las palabras de José Manuel Salazar-Xirinachs, Secretario Ejecutivo de la CEPAL, Amy Pope, Directora General de la OIM y Coordinadora de la Red de las Naciones Unidas sobre la Migración, y María Teresa Urueña de la Red Jesuita de Colombia - Bloque Latinoamericano, en su calidad de Relatora de partes interesadas.

En la apertura, el Secretario Ejecutivo de la CEPAL afirmó que esta comisión regional tenía la convicción profunda de que los desafíos de la migración debían ser abordados multilateralmente, estableciendo corresponsabilidades entre los Estados y teniendo en

²⁰ Véase *Regional Information Brief Latin America and the Caribbean* en <https://migrationnetwork.un.org/regional-information-brief-latin-america-and-caribbean>.

²¹ Véase https://migrationnetwork.un.org/system/files/docs/Informe_final%20partes%20interesadas_II_Revisi%C3%B3n_PMM_LAC.pdf.

cuenta el ciclo migratorio completo. Era indispensable, en particular, que los Estados ofrecieran vías regulares para la movilidad humana, así como acceso a la protección social y al trabajo decente. Agregó que las Naciones Unidas rechazaban los discursos de odio y la violencia contra las personas migrantes y promovían la generación de datos que permitían visibilizar las contribuciones valiosas que estas personas hacían al desarrollo sostenible de los países de la región. Destacó, asimismo, que la migración segura, ordenada y regular era una de las 11 grandes transformaciones en el modelo de desarrollo de los países de la región que eran indispensables para avanzar hacia un futuro más productivo, inclusivo y sostenible. Asimismo, informó sobre el fallecimiento de Jorge Martínez Pizarro, ex funcionario del CELADE-División de Población de la CEPAL, quien había dedicado su vida profesional al estudio de la migración internacional y a la protección de los derechos de las personas migrantes. La Directora General de la OIM resaltó el momento crítico en el que tenía lugar el segundo examen regional del Pacto Mundial, en el que las respuestas a la migración se habían vuelto más relevantes que nunca. La representante de la Red Jesuita de Colombia y Relatora de Partes Interesadas manifestó que se era necesaria una gobernanza migratoria sustentada en un enfoque de derechos humanos. Finalmente, el Viceministro de Asuntos Multilaterales de Costa Rica destacó que la migración no era un desafío unilateral, sino una responsabilidad compartida, y subrayó que, para cumplir los objetivos y compromisos adquiridos en materia migratoria, se necesitaba de la confianza mutua, la determinación y la solidaridad de los Estados, y el apoyo de la cooperación internacional, las organizaciones multilaterales, las instituciones financieras internacionales, el sector académico, el sector privado y la sociedad civil.

En el panel de alto nivel Impulsando las Vías de Migración Regular como Motor de Desarrollo para Todos —que contó con la participación de Karin Herrera, Vicepresidenta de Guatemala, quien compartió los avances del Plan Retorno al Hogar—, se destacó que la migración era un componente esencial del desarrollo, con efectos positivos tanto en los países de origen como en los de destino. La regularización migratoria era una estrategia clave para garantizar derechos, facilitar la inclusión laboral y generar beneficios económicos. Se advirtió sobre los efectos negativos de la estigmatización de las personas migrantes, especialmente las retornadas. Ejemplos de cooperación regional, como el Acuerdo de Libre Circulación del Mercosur o el Acuerdo sobre Residencia para Nacionales de los Estados Partes del MERCOSUR, Bolivia y Chile, se consideraron experiencias exitosas. También se resaltaron los avances en la incorporación de migrantes al mercado laboral formal, así como el desarrollo de herramientas innovadoras, como plataformas digitales de empleo y sistemas de inteligencia del mercado laboral.

Durante la sesión sobre cooperación y asociaciones regionales, los panelistas coincidieron en que los principales desafíos para implementar el Pacto Mundial incluían la falta de recursos, así como de datos de calidad y capacidades técnicas. Se enfatizó la importancia de integrar un enfoque de derechos humanos y construir políticas públicas inclusivas, y se subrayó el papel clave de la cooperación internacional. También se hizo un llamado a fortalecer la cooperación regional —incluida la policial y judicial—, evitar la

politicización del debate migratorio, y prestar atención inmediata a las poblaciones vulnerables. En la sesión se recomendaron la mejora de los mecanismos de registro, la continuidad de las iniciativas en curso, la promoción de nuevas alianzas y el reconocimiento de la contribución de la movilidad humana al desarrollo. La sesión concluyó con intervenciones de las delegaciones de Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile, Cuba y Venezuela (República Bolivariana de), quienes reafirmaron su compromiso con el Pacto. El representante de la República Bolivariana de Venezuela exhortó a revisar críticamente el trato hacia el país y su población migrante.

Los paneles de la reunión, liderados por distintos organismos de las Naciones Unidas, abordaron cuatro ejes temáticos principales: i) inclusión; ii) factores impulsores de la migración y rutas regulares; iii) gobernanza migratoria, salvamento de vidas, retorno digno y reintegración sostenible, y iv) datos, políticas con base empírica y cooperación internacional. Estos espacios contaron con la participación de representantes de Gobiernos, sociedad civil, sector académico y organismos internacionales, con una composición de género, etaria y geográfica equilibrada.

En el primer panel, sobre inclusión, se compartieron diversas experiencias nacionales orientadas a mejorar el acceso a servicios básicos e impulsar la inclusión de personas migrantes. Se destacó el programa de atención de la salud y el fortalecimiento del plan de primera acogida con enfoque de género en Chile, así como la política de movilidad humana en el Ecuador, que daba acceso a servicios y emprendimientos, junto con la digitalización de los servicios consulares. Se subrayó la importancia de la regularización de las personas migrantes, la cooperación regional, la eliminación de narrativas negativas y la garantía de acceso universal a servicios e información. También se hizo hincapié en el reconocimiento de derechos sin distinción de la situación migratoria, en la necesidad de un enfoque pangubernamental y en el papel activo de la sociedad civil. Se destacó el enfoque implementado en el Canadá —basado en la colaboración intersectorial, y el uso de mecanismos de participación y de datos— para adaptar los servicios a las necesidades de la población migrante. Las delegaciones de Barbados, México, el Perú y el Paraguay destacaron la necesidad de garantizar vías regulares de migración, fortalecer los servicios consulares y avanzar hacia el reconocimiento de competencias, entre otros elementos clave. Finalmente, la Organización Panamericana de la Salud (OPS) informó que los países habían acordado una estrategia conjunta para facilitar el acceso a los servicios de salud.

En el segundo panel, sobre factores impulsores de la migración y rutas regulares, se destacaron una serie de iniciativas de cooperación entre los sectores público y privado orientadas a facilitar las vías legales de migración laboral, así como de iniciativas de reconocimiento a empresas comprometidas con la inclusión y la no discriminación. Se subrayó la necesidad de contar con políticas públicas integrales que promovieran el empleo digno y facilitasen la homologación de certificaciones para la reintegración de personas migrantes retornadas. Se enfatizó, además, la importancia de la coordinación interinstitucional y de la trazabilidad migratoria. Desde una perspectiva sindical, se alertó sobre la vulnerabilidad laboral de las personas migrantes y se abogó por la ratificación

de normas internacionales, la portabilidad de derechos, y las políticas públicas que abordasen las causas de la migración. El sector privado resaltó el potencial de la migración para responder al envejecimiento poblacional y a la escasez de talento, proponiendo medidas como garantías legales, reconocimiento de cualificaciones y reducción de barreras administrativas. También se abordó la movilidad humana en contextos de desastres naturales y cambio climático, destacándose la necesidad de avanzar hacia enfoques de prevención y protección integral. En las intervenciones de Bolivia (Estado Plurinacional de), el Brasil, el Canadá, Guatemala, México y el Perú, se reiteró la importancia de establecer vías regulares de migración, fortalecer la colaboración regional y promover una gobernanza migratoria más justa, inclusiva y sostenible.

En el tercer panel, sobre gobernanza migratoria, salvamento de vidas, retorno digno y reintegración sostenible, se subrayó la necesidad de comprender las dinámicas de la delincuencia organizada para orientar las respuestas institucionales y transnacionales. Los panelistas debatieron sobre la importancia de promover la migración regular, fortalecer el control fronterizo sin criminalizar a las personas migrantes, y avanzar en medidas de prevención y atención a víctimas de la trata de personas, lo que incluía apoyos psicosociales y mecanismos interinstitucionales. Se identificaron brechas en la cooperación internacional y en la capacidad de respuesta frente a la desaparición de personas migrantes, lo que resaltaba la necesidad de acciones concretas, bases de datos y participación activa de la sociedad civil en el diseño de políticas públicas. Asimismo, se enfatizó la importancia de fortalecer la institucionalidad, brindar apoyo consular y garantizar el acceso a servicios básicos. Se reconocieron avances legislativos en materia de derechos humanos y lucha contra la trata de personas, así como el papel de los organismos internacionales a la hora de facilitar políticas públicas con enfoques multidimensionales. También se abordaron los impactos ambientales y humanitarios en zonas de tránsito, y la necesidad de respuestas integrales para la situación de menores no acompañados. Las delegaciones de Bolivia (Estado Plurinacional de), el Brasil, Chile, Curaçao, El Salvador y Venezuela (República Bolivariana de) reiteraron el valor de la cooperación regional, el trabajo bilateral y la inclusión de los enfoques de género y discapacidad. Finalmente, un representante de la Oficina del Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Derechos Humanos (ACNUDH) hizo un llamado a continuar fortaleciendo la gobernanza migratoria con un enfoque de derechos, y, la sociedad civil exhortó a considerar la inclusión con un enfoque que abordase la discapacidad.

En el cuarto panel, sobre datos, políticas con base empírica y cooperación internacional, se abordaron los principales desafíos para contar con datos adecuados que permitieran diseñar políticas migratorias con base empírica. Se destacó la ausencia de criterios comunes a los países, así como de registros continuos y encuestas especializadas. Se compartieron experiencias de desarrollo de herramientas interactivas y sistemas de información integrados, que combinaban datos tradicionales (como registros fronterizos o laborales) con fuentes no tradicionales (como información proveniente de la telefonía móvil). Se subrayó que la coordinación interinstitucional, junto con la cooperación internacional e intersectorial, era clave para generar, compartir y armonizar datos. Asimismo, se enfatizó la

importancia de contar con recursos suficientes para la recolección y gestión de esos datos. Al concluir, se insistió en la urgencia de aumentar la periodicidad de los datos, incorporar fuentes no tradicionales de datos e impulsar la creación de un sistema regional que concentrase y armonizase la información migratoria. También se recalcó la necesidad de equilibrar el uso de datos sensibles mediante mecanismos de anonimización y control del acceso, y se recordó que estos datos eran esenciales como base empírica para el diseño de políticas públicas.

En la sesión de clausura, el Ecuador presentó la declaración de los países precursores del Pacto Mundial en América Latina y el Caribe, quienes reafirmaron su compromiso con la responsabilidad compartida en materia migratoria y destacaron la relevancia de la cooperación regional y los procesos subregionales.

Las intervenciones finales estuvieron a cargo de la Presidencia de la reunión, la sociedad civil, la OIM y la CEPAL, que valoraron la amplia participación en el encuentro y señalaron que su resultado era un insumo clave para el examen mundial del Pacto en 2026. Además, se subrayó la necesidad de fortalecer los sistemas estadísticos nacionales y las fuentes de datos para recopilar, analizar y difundir datos oportunos y desglosados sobre las personas migrantes a fin de visibilizarlas. Se remarcó que la regularización era necesaria, pero debía ir acompañada del reconocimiento de capacidades, la portabilidad de derechos, campañas de sensibilización y acciones que facilitasen las contribuciones de las personas migrantes al desarrollo. Asimismo, se advirtió sobre la persistencia de factores estructurales como la pobreza y la desigualdad, junto con la influencia creciente de factores ambientales impulsores de la migración. También se reconocieron los avances sin dejar de lado los desafíos pendientes, se reafirmó la prioridad de salvar vidas y proteger a los grupos más vulnerables, se llamó a cumplir las recomendaciones internacionales, a garantizar un trato digno e igualitario de las personas migrantes y avanzar en la implementación del Pacto con plazos definidos y un enfoque multiactor. La reunión concluyó con un llamado a la acción, a mantener el compromiso regional y a seguir trabajando para defender la vida y la dignidad de las personas migrantes.

Entrevista a Fernando Ruiz Vallejo

Presidente de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP) 2023-2024

Jorge Dehays Rocha

Coeditor de *Notas de Población*

Notas de Población realizó esta entrevista a Fernando Ruiz Vallejo el 6 de mayo de 2025 en línea. El entrevistado accedió generosamente a compartir sus impresiones sobre sus dos años como Presidente de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP) y sus percepciones sobre el estado de la demografía y los estudios de población en América Latina y el Caribe. También nos habló de la importancia y los resultados de la celebración del XI Congreso de la ALAP en Colombia en diciembre de 2024.

Notas de Población: Estimado Fernando, ¿cuáles fueron tus motivaciones para participar en la conducción de la Asociación Latinoamericana de Población y proponerte a la Presidencia del Consejo Directivo?

Fernando Ruiz: Bueno, pues mira, yo era parte del Consejo Directivo anterior de la ALAP, que presidía Joice Melo Vieira, y hubo una propuesta de rotar la presidencia del siguiente Consejo, para que la ocuparan países que no tuvieran tanta presencia en la región en el área de la demografía. La idea también surgió de una conversación con mis compañeros de la Asociación Colombiana de Demografía, Población y Desarrollo (POPULORUM) con quienes quisimos traer el Congreso de la ALAP a Colombia, con el fin de visibilizar el aporte de la comunidad colombiana a este campo, para lo que contamos con el apoyo de todos los compañeros de la ALAP, y esto se vinculaba con la Presidencia de la Asociación. Entonces, las motivaciones fueron, en primer lugar, el hecho de que el Congreso no se había celebrado nunca en Colombia y queríamos traerlo, y, en segundo lugar, visibilizar el trabajo de la comunidad de demografía en Colombia a través de POPULORUM.

Notas de Población: Imagino que conducir una Asociación con mucha historia y diversidad presentó muchos desafíos. ¿Nos puedes hablar de esos desafíos?

Fernando Ruiz: Un primer desafío fue la revitalización de la Asociación porque veníamos de la pandemia de COVID-19. Habíamos organizado un Congreso virtual en 2020 y luego tuvimos un encuentro presencial en Valparaíso en 2022, así que un reto importante fue celebrar un Congreso en forma presencial también y seguir fortaleciendo el trabajo de la comunidad de demógrafos y demógrafas y los estudios de población. Otro reto importante fue el financiamiento de la Asociación proveniente de nuestros socios habituales —como el Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA), que siempre nos ha apoyado—, que venía disminuyendo en los últimos años. Por tanto, la realización de un Congreso que permitiera revitalizar y aumentar la credibilidad era fundamental para que los apoyos, tanto de nuestro socios individuales como institucionales, fueran más sustantivos.

Creo que otro reto importante fue la comunicación con los socios y las socias, y la generación de incentivos para la participación en el Congreso y en la ALAP en general. Veníamos de una suerte de desconfianza sobre los beneficios de participar, así que también tuvimos como apuesta consolidar un conjunto de servicios para los socios y las socias a fin de promover su participación activa. Yo creo que el trabajo en las redes de investigación y los grupos de trabajo de ALAP ya era intenso, pero las redes de la ALAP tienen unos comportamientos muy heterogéneos, unas son muy fuertes, otras no tanto. Otro punto muy importante fue incentivar la participación más activa de los integrantes del Consejo Directivo y el Consejo Consultivo de la Asociación para que acompañaran los procesos y no recayera todo en la Presidencia.

Otro reto fue la actualización en ciertos temas o ciertos escenarios, por ejemplo, se creó una nueva Red de estudios de demografía LGBTQ+, como una manera de responder a temas actuales y a una comunidad que es diversa en sus formas, en sus orientaciones y en sus prácticas. También fue interesante la incorporación del análisis sobre los temas de salud, más allá de la mortalidad, en el trabajo de las redes de investigación. Creo que además fue importante actualizar los liderazgos y llevar a cabo una renovación generacional, que se vio en el Consejo que me acompañó. Yo mismo, al ser la primera persona de Colombia y también una persona joven, que estaba iniciando su carrera, era muestra de ese diálogo intergeneracional que las asociaciones tienen que tener de una u otra manera.

Notas de Población: Sabiendo que dos años es un tiempo muy reducido para conseguir grandes resultados, ¿cuáles dirías tú que son los principales logros y tareas pendientes de tu gestión?

Fernando Ruiz: El primer logro fue celebrar un Congreso de la magnitud del que celebramos, pues contamos con alrededor de 600 participantes de toda la región, además de poder realizarlo en Colombia por primera vez, lo que contribuye a dinamizar y fomentar los estudios demográficos en esta parte de la región, sobre todo en la región andina, donde tenemos muy poca investigación o institucionalidad demográfica. Creo que esto contribuye a impulsar los estudios demográficos en esta parte del mundo y en Colombia, en la región andina y en el Caribe, porque Colombia puede verse como perteneciente a la región andina o a la región caribeña.

Otro logro muy importante fue, yo creo, que la ALAP se consolidó como una asociación con formas claras de comunicación con nuestros socios. Ahora tenemos un boletín semanal donde se comparten oportunidades de financiamiento, de formación y de intercambio de saberes. También hicimos una cosa muy interesante: el fortalecimiento de los procesos organizacionales en el interior de la Asociación. Es decir, había muchos procesos que prácticamente reposaban en la memoria de una sola persona, la Presidencia de ese momento, por lo que creamos varios manuales de organización interna para institucionalizar ciertos procesos y que no dependieran de solo unas personas, lo que se comunicó a todos los socios y socias. Creo que este fue un aporte muy importante y contribuyó a la institucionalización de la organización.

Con respecto al Congreso, se logró una financiación importante y se dejaron muy buenos recursos a la siguiente administración, no solamente en términos de dinero, sino también en términos de confianza de los socios en el trabajo que estamos realizando. Creo que eso fue algo muy importante también.

Además, como parte de ese conjunto de beneficios para nuestros socios y socias, organizamos por primera vez las Escuelas ALAP, que considero fueron un éxito ya que logramos consolidar una oferta formativa en temas de actualidad demográfica. Las Escuelas eran para los socios de la ALAP, lo que incentivó la financiación, la organización y la participación en el Congreso, pues ambos estaban relacionados. El desarrollo de las Escuelas ALAP fue una gran oportunidad para que investigadores con mayor trayectoria se reunieran con académicos más jóvenes, para pensar en un programa y unos contenidos pertinentes y actualizados, además de fomentar el encuentro entre distintas escuelas de formación, de Europa, principalmente latinoamericanos que trabajan en Europa, y con personas que hacen investigación desde nuestra región.

Otro logro importante de esta gestión fue que logramos avanzar en el intercambio con otras asociaciones, como la Population Association of America (PAA), de los Estados Unidos, donde organizamos una Mesa sobre Latinoamérica en el Congreso de la PAA de 2023, y la Asociación Europea de Estudios de Población, cuyo Director recibimos, y con la que organizamos una Mesa conjunta para analizar temas comparados entre Europa y Latinoamérica y revisar asuntos centrales como las metodologías, y fue una oportunidad para hablar de nuevas fuentes para el estudio demográfico en esta región, principalmente fuentes longitudinales, que empiezan a ser más frecuentes en Latinoamérica. Considero que deberíamos seguir fortaleciendo los vínculos con otras asociaciones regionales, como la de África, por ejemplo.

Por otro lado, también logramos gestionar las becas de la Red de Demografía de los Pueblos Indígenas y Afrodescendientes (PIAFAL) de la ALAP (Becas PIAFAL) para estudiantes e investigadores indígenas y afrodescendientes, con lo que se gestionaron recursos para asegurar su participación en el Congreso, donde plantearon sus temas en las distintas mesas redondas y sesiones regulares, lo que permite subsanar la desigualdad de acceso a recursos para ciertas poblaciones históricamente excluidas y cuyas investigaciones queremos conocer, así como visibilizar el trabajo y escuchar las voces de estos investigadores y estudiantes. Este fue un logro muy interesante.

En el marco de las Escuelas ALAP también se gestionaron becas, principalmente la Escuela sobre mortalidad, para incentivar la participación de estudiantes. También se contó con la participación de personas de los institutos de estadísticas de los distintos países de la región y del Fondo de Población de las Naciones Unidas, lo que contribuyó a un diálogo que es muy importante en el marco de la formación, entre investigadores, funcionarios públicos, expertos en estadística y funcionarios del sistema de las Naciones Unidas.

Al mismo tiempo, la Escuela sobre cuidado también contó con apoyo de la Entidad de las Naciones Unidas para la Igualdad de Género y el Empoderamiento de las Mujeres (ONU-Mujeres), y fue un espacio de encuentro para el planteo de distintas perspectivas y distintas necesidades en materia de investigación académica, así como de políticas públicas. El diálogo de las políticas públicas y la acción para la transformación y la divulgación del conocimiento han sido aspectos fundamentales de nuestra Asociación.

Notas de Población: Menciona logros realmente muy importantes, pero particularmente en el medio local, en Colombia, imagino que organizar y celebrar un congreso de la ALAP por primera vez supuso una gran motivación. A tu juicio ¿qué ha significado para los demógrafos y demógrafas de Colombia esta reunión, así como la nueva versión de la Asociación nacional?

Fernando Ruiz: La promoción de la demografía presenta retos importantes. Este es un tema que se conversó en las Mesas sobre formación en demografía en la región, ya que es difícil que las personas se interesen en estos temas. En este caso, creo que el Congreso contribuyó al posicionamiento de Populorum, que es la Asociación Colombiana de Demografía, Población y Desarrollo. En el escenario internacional creo que hay una suerte de invisibilización del saber demográfico de otras partes, más allá de los centros tradicionales en México, el Brasil y, en alguna medida, el Uruguay; ahora se ha podido ver que en Colombia también hacemos demografía y eso fue muy interesante.

En Colombia, solamente la Universidad Externado de Colombia, donde yo trabajo, cuenta con programas específicos de demografía; sin embargo, hay toda una red de universidades que, si bien no tienen programas de demografía, sí imparten cursos de demografía en general, como en los posgrados. El Congreso también permite a esos investigadores y estudiantes encontrar un espacio para el fortalecimiento de la comunidad, demostrar todo lo que hace la demografía, ampliar el campo de la demografía y acercarlos a la investigación demográfica. En las universidades hay usualmente programas o áreas que trabajan en demografía aplicadas a ciertos temas, como medicina, salud pública, gobierno o políticas públicas, e imparten algunos cursos de economía, por lo que pienso que el Congreso permitió visibilizar a algunos de estos investigadores. También tuvimos un *stand* de Populorum en el Congreso, que permitió que más personas se afiliaran a la asociación nacional, que tal vez no conocían, y ahora Populorum está dinamizando y aprovechando ese esfuerzo. La Universidad Externado de Colombia también contribuyó a que en Latinoamérica se supiera que en Colombia también se forma en demografía, y creo que eso fue algo positivo para el país y para la Universidad.

Notas de Población: Para finalizar, ¿cuáles sientes tú que son los principales temas y desafíos para la ALAP en adelante, así como para la demografía de América Latina y el Caribe?

Fernando Ruiz: Yo creo que el tema del financiamiento siempre es un desafío importante. Podemos contar con algunos programas de formación o de demografía, pero no todos los países cuentan con becas para los estudiantes y eso hace un poco difícil este tema. Otro reto importante es acercar la demografía a otros campos; siempre se debate acerca de si tenemos que elegir entre ser muy técnicos, con temas de demografía formal, o ser muy aplicados, y yo considero que hay que conciliar estas dos posiciones porque, en un contexto de pérdida de interés en la demografía, tenemos que acercarnos también a otros campos y otros saberes para conectar con sus necesidades. Creo que si nos acercamos, vamos a identificar necesidades, puntos de investigación que posiblemente no tenemos tan claros si nos enfocamos únicamente en el saber técnico demográfico. Pienso que hay que fomentar un diálogo y un equilibrio entre una formación muy sólida, muy fuerte en lo técnico, y las aplicaciones de la demografía a otras disciplinas y otros saberes, a otros campos que son muy amplios. Hay muchos retos para la formación y para la investigación demográfica. También creo que es importante institucionalizar aún más la demografía en los países. Todavía son pocos los centros de formación en la región, no todos los países tienen centros de formación en la región andina y considero que hay que consolidar alianzas regionales y subregionales para poder incentivar los estudios demográficos en los lugares donde no se estén haciendo. Hay que seguir fortaleciendo el diálogo y los estudios comparados en la región. Las Escuelas ALAP fueron un pretexto para que investigadores de distintas partes de la región se encontraran y pensarán en problemáticas de forma comparada a través de ejercicios prácticos. Este fue el germen de futuras investigaciones de forma comparada en la región, algo muy importante. También creo que tenemos que seguir avanzando en la internacionalización de la ALAP y de la demografía; somos una región muy conectada, compartimos un idioma preponderante y eso hace que, a diferencia de otras regiones y otras conferencias, en Latinoamérica seguimos muy centrados en lo nuestro, pero hay que seguir abriéndonos a la comparación con otras partes del mundo. Por ejemplo, con África tenemos problemáticas y prioridades que pueden ser similares o no, pero creo que hay que llamar a esa comparación, especialmente con un enfoque Sur-Sur, con países que tengan problemáticas similares, con desafíos similares, en contextos de desigualdad, como los que tenemos en África y Latinoamérica, por eso el diálogo con esa región puede ser muy interesante. Ya hacemos algo de esto con los Estados Unidos y con Europa, y creo hay que incentivar esos diálogos regionales.

También pienso que es importante que los socios crean en la ALAP, que financien más a la Asociación, sobre todo para la realización de los congresos. Es importante incentivar el trabajo, la participación de personas que no tienen recursos, que seamos solidarios, porque hay una situación compleja, el financiamiento de la ciencia en general está en crisis, y creo que la ALAP puede ser un mecanismo de colaboración para amortiguar estos impactos y no dejar caer la presencia de la región. En el Congreso, apoyamos a la Asociación de Estudios de Población de la Argentina (AEP), con una iniciativa para recaudar fondos e incentivar la

participación de colegas de ese país, y siento que hay que seguir fortaleciendo ese espíritu de colaboración. Una cosa muy bonita, es que el Congreso de la ALAP es muy amigable. Apostamos a un Congreso que también cuidara a las personas, que incorporara elementos de encuentro social, por eso organizamos jornadas de integración con los estudiantes de las Escuelas y los docentes, hicimos clases de salsa y realizamos actividades sociales que también generan vínculos y fortalecen ese espíritu de comunidad, y hay que seguir manteniendo eso, que fue algo muy positivo. La ALAP, a diferencia de otras organizaciones, todavía conserva un ambiente acogedor, muy familiar, nuestros encuentros son muy de hermandad, todavía tenemos ese espíritu de comunidad, de solidaridad y de contribuir a la formación. Apostamos a la región y eso no hay que perderlo.

Notas de Población: Muchas gracias, Fernando, por haber compartido con *Notas de Población* estas reflexiones tan valiosas sobre la ALAP y la demografía en la región.

Reseña bibliográfica

Migración internacional en la agenda de derechos y El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002

Una relectura a modo de homenaje a su autor,
Jorge Martínez Pizarro

Introducción

En esta ocasión, el Comité Editorial de *Notas de Población* reservó esta sección de la revista para reconocer la importante contribución de Jorge Martínez Pizarro, quien fuera su editor durante alrededor de una década y cuya ausencia mucho lamentamos tras su prematuro fallecimiento en marzo de 2025. Con el propósito de rendirle homenaje, se extendió una invitación a dos destacadas personalidades en el ámbito de la investigación de la migración internacional y los derechos humanos, para que seleccionaran y reseñaran sendas publicaciones de Jorge relacionadas con esas líneas de investigación, en que los aportes de este sobresalieron a lo largo de más de tres décadas de labor en el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Quienes reseñan mantuvieron una estrecha relación personal y profesional con Jorge, por lo que esta tarea tiene un especial significado.

La reseña y el comentario del primer texto, sobre derechos humanos y migración internacional, corre a cargo de Marcela Ferrer Lues, Profesora Asociada del Departamento de Sociología de la Universidad de Chile. A continuación, Cristián Doña Reveco, Profesor y Director de la Oficina de Estudios Latinos y Latinoamericanos de la Universidad de Nebraska (Estados Unidos), aborda un texto muy citado sobre el aporte y las implicaciones de los censos para el estudio de la migración internacional.

Más allá de este bien merecido homenaje, se anima al público a releer la obra de Jorge Martínez Pizarro a la luz del nuevo escenario de movimiento poblacional en América Latina y el Caribe, y de la necesidad, siempre actual, de defender los derechos humanos de las personas migrantes.

Migración internacional en la agenda de derechos¹

Marcela Ferrer Lues²

Comentar el artículo *Migración internacional en la agenda de derechos* tiene para mí especial valor. Es una invitación a pensar en la propuesta de derechos humanos con perspectiva histórica y, por ello, a reconocer los aportes de Jorge Martínez Pizarro, a quien conocí en el CELADE a principios de los años noventa, cuando yo era estudiante del programa de Población y Desarrollo y él un joven profesional de la organización. Nos unió una larga relación de trabajo y amistad, interrumpida solo por su temprana partida. A él debo haber convertido la perspectiva de derechos humanos en el eje de mi trabajo, cuando, a mediados de la década de 2000, me animó a abordar los estudios de población y desarrollo con una perspectiva de derechos humanos. Los frutos de ese trabajo contaron, además, con su revisión exhaustiva y generosa³.

El artículo reseñado analiza un tema de total vigencia en la actualidad: la inclusión de la migración internacional en la agenda de derechos humanos y las tensiones que dicha inclusión supone para los Estados. El texto resalta la necesidad de reconocer y proteger los derechos de las personas migrantes y da cuenta de las acciones en curso, así como de los avances y los desafíos que dicha protección plantea a la comunidad internacional en el marco del multilateralismo. Este llamado resuena dramáticamente ante la situación de fragilidad que atraviesa en la actualidad el sistema de las Naciones Unidas, y la misma noción de derechos humanos.

El texto fue escrito en un momento de revitalización del sistema internacional de derechos humanos, como parte del Programa de Reforma de las Naciones Unidas impulsado por su entonces Secretario General Kofi Annan, quien ya entonces señalaba que, a pesar de los logros de la Organización, “siguen cometándose violaciones en masa de los derechos humanos y sigue dándose muerte a números enormes de seres humanos por el solo hecho de tener una identidad o una fe religiosa”⁴. Es, sin duda, una constatación desesperanzadora ante la situación actual de los derechos humanos, casi 30 años después, que se manifiesta de manera más obvia en el genocidio del pueblo palestino.

¹ Martínez Pizarro, J. (2007). Migración internacional en la agenda de derechos. *Revista Latinoamericana de Población*, 1 (1), pp. 1-21.

² Socióloga, Magíster en Bioética y Doctora en Salud Pública. Profesora Asociada del Departamento de Sociología de la Universidad de Chile.

³ Ferrer, M. (2005). La población y el desarrollo desde un enfoque de derechos humanos: intersecciones, perspectivas y orientaciones para una agenda regional. *Serie Población y Desarrollo* (60) (LC/L.2425-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

⁴ Naciones Unidas. (1997). *Renovación de las Naciones Unidas: un programa de reforma. Informe del Secretario General* (A/51/950), p. 10. <https://docs.un.org/es/A/51/950>.

Se trata del primer artículo, de la vasta producción de Jorge Martínez Pizarro, que incorpora la noción de derechos en su título y profundiza detenidamente en las consecuencias. La principal preocupación, lamentablemente, tiene plena vigencia: las personas migrantes constituyen un grupo particularmente vulnerable a la violación de sus derechos fundamentales. Como señala el autor, la protección de la integridad de las personas migrantes tiene un importante apoyo en el derecho internacional. Sin embargo, constituye una zona oscura al momento de cotejar esta situación con el ejercicio de la soberanía y las prácticas normativas nacionales.

El artículo examina los riesgos y potencialidades de la migración internacional y destaca sus posibles consecuencias positivas, especialmente en relación con la movilidad social y los mayores grados de libertad de las personas, así como con el cambio social y desarrollo en los países de origen y destino. No obstante, para el autor, este potencial se encuentra limitado por los problemas y dificultades que enfrentan muchas personas migrantes, particularmente las indocumentadas. En aquel momento, al igual que ahora, muchos Estados mantenían normativas y prácticas que no contemplaban la protección efectiva de los derechos y libertades de las personas migrantes y se alejaban de sus compromisos con la comunidad internacional.

Para el autor, determinar la gravedad de la vulneración de los derechos de las personas migrantes, así como los factores subyacentes y la cantidad de personas afectadas, constituye una cuestión básica para avanzar en una agenda de protección de sus derechos. Si bien gran parte de las vulneraciones permanecen invisibles, en su opinión, esta situación estaría cambiando gracias al aumento en el volumen de información que los Estados proporcionan, aunque todavía sea parcial, y a la contribución significativa de las organizaciones de la sociedad civil, que en algunos casos están integradas por los propios migrantes. Asimismo, el sistema internacional de derechos humanos tendría un papel fundamental, específicamente, a través de las relatorías dedicadas a la situación de las personas migrantes, creadas en 1996 por la Comisión Interamericana de Derechos Humanos⁵ y en 1999 por la Comisión de Derechos Humanos de las Naciones Unidas mediante su resolución 1999/44. Estas instancias constituyen, hasta el día de hoy, un mecanismo especial del sistema de vigilancia y supervisión en la materia, aunque sus medidas siguen teniendo efectividad limitada.

En una parte destacada del artículo, se explica el sistema internacional de derechos humanos, lo que incluye sus antecedentes históricos y las características centrales de su funcionamiento. Asimismo, se describen programas e iniciativas de importancia en ese momento, como la labor de la Organización de los Estados Americanos (OEA), y la inclusión de la temática migratoria en las Cumbres de las Américas y en las Conferencias Iberoamericanas. Además, se menciona el trabajo de las organizaciones de la sociedad civil, entre ellas, la iglesia católica, que, en opinión del autor, tienen un papel clave a la hora de enriquecer el diálogo, aportar nuevas visiones y velar por la protección de los derechos de las personas migrantes. El relato constituye una descripción del estado del arte de la acción en estos ámbitos en la primera década del presente siglo.

⁵ Véase más información en <https://www.oas.org/es/cidh/migrantes/mandato/mandato.asp>.

Destaca también el análisis profundo que el autor realiza de la Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares, que fue aprobada por la Asamblea General de las Naciones Unidas en 1990 y entró en vigor en 2003. Se trata del único instrumento de derechos humanos que tiene carácter vinculante. Esto significa que los Estados que lo ratifican se comprometen a modificar su legislación nacional para que sea compatible con los derechos reconocidos en este instrumento.

La Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares establece normas de protección de los derechos de las personas migrantes documentadas e indocumentadas, y hace hincapié en la condición de migrante como trabajador o familiar de un trabajador, lo que, simbólicamente y prácticamente, acota el papel y el aporte de la persona migrante. El autor destaca el limitado impacto que hasta entonces tenía la Convención, ya que, a junio de 2006, solo 34 países la habían ratificado, todos ellos países en desarrollo, es decir, países de origen de la migración internacional. Un tercio de estos países pertenecía a la región de América Latina y el Caribe: Belice, Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile, Colombia, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Perú y Uruguay.

Dado que la ratificación de la Convención no asegura su cumplimiento, y que la baja ratificación socava su efectividad, Jorge Martínez Pizarro se pregunta si es importante que los países desarrollados la ratifiquen y cuál es la situación en el caso de los países en desarrollo. Así, señala que, entre las posibles razones de la no ratificación, se encontraría la creencia en los países desarrollados de que ratificar la Convención podría fomentar la inmigración irregular, junto con una mayor confianza en sus propias legislaciones para abordar el tema. En el caso de los países en desarrollo, sería difícil asegurar a las personas migrantes el acceso a servicios y beneficios sociales en igualdad de condiciones que los ciudadanos nacionales, ya que ni siquiera habían logrado cubrir las necesidades de estos últimos. Con todo, el autor señala que muchas organizaciones internacionales y regionales, como el Parlamento Europeo y la OEA, han instado a sus miembros a ratificarla, lo que revela que el impacto no es desdeñable. En palabras del autor, en esos momentos era “crucial promover una mayor ratificación [...] y convencer a los países desarrollados de la necesidad de adoptar sus preceptos como un paso decisivo para la cooperación internacional”. En ese marco, describe detalladamente los seis argumentos que en ese momento esgrimía la campaña mundial para la ratificación de la Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares, a saber, que: 1) considera a los trabajadores migratorios como seres sociales con familias, por ello tienen derechos, incluido el de la reunión familiar; 2) destaca la desprotección en que se encuentran en los países de tránsito y de destino, lo que genera la responsabilidad internacional de garantizar su protección mediante las Naciones Unidas; 3) define por primera vez qué es un trabajador migratorio y sus familiares, y establece normas internacionales para su tratamiento y derechos específicos que servirían también para defender los derechos fundamentales de otros migrantes vulnerables; 4) extiende los derechos humanos fundamentales a todos los trabajadores migratorios, documentados o

indocumentados, y garantiza a los documentados igualdad de trato con los ciudadanos nacionales en múltiples ámbitos; 5) busca prevenir y eliminar la explotación, así como frenar la migración irregular y sin documentación, y 6) intenta establecer normas mínimas universales de protección y alienta a los Estados que carecen de normas a que armonicen su legislación nacional con las normas internacionales reconocidas.

Transcurridos casi 20 años de esta campaña, el avance ha sido muy discreto. A agosto de 2025, el número de países que habían ratificado la Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares había aumentado de 34 a 60⁶. Entre los 26 nuevos países figuran 6 de la región: Argentina, Guyana, Jamaica, Paraguay, San Vicente y las Granadinas, y Venezuela (República Bolivariana de). Lamentablemente, entre todos los instrumentos vinculantes de protección de derechos humanos, la Convención sigue siendo el que cuenta con el menor número de Estados parte.

La gran mayoría de los 60 países que han ratificado la Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares siguen siendo emisores de migrantes. Sin embargo, algunos países que la ratificaron antes de la publicación del artículo se han convertido en importantes receptores, como Chile y Colombia en la región latinoamericana. Si se considera el número sustancial de personas inmigrantes en ambos países, y también la trayectoria de la Convención, cabe preguntarse si estos países la habrían ratificado en su actual situación migratoria. Aunque es imposible saberlo, quizás el ejemplo de Costa Rica pueda dar una idea, ya que este país, tradicionalmente receptor de personas migrantes, ha ratificado todos los instrumentos vinculantes de derechos humanos, salvo esta Convención. Si bien hay que reconocer que la adopción de un compromiso formal mediante un tratado de derechos humanos es un avance en términos de la institucionalidad del sistema internacional, la ratificación de un instrumento de derechos humanos, como bien señala el artículo, no siempre se traduce en su aplicación efectiva o en la modificación de la legislación y las normativas nacionales.

Con todo, el autor observa señales de avance en la construcción de una agenda latinoamericana y caribeña de derechos de los migrantes, como la oferta de un sustento mínimo necesario para encarar la invisibilidad del problema y suministrar instrumentos para la gobernabilidad de la migración, y la provisión de instrumentos para la gobernabilidad de la migración.

En la última parte del trabajo se plantea una serie de incertidumbres y desafíos, entre ellos, la escasa ratificación de la Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares, la contradicción entre lo que los Estados declaran y lo que hacen, y el difícil equilibrio entre la soberanía de los Estados y la protección de los derechos humanos de las personas migrantes. Para terminar, el autor destaca a la Convención como el instrumento de derechos humanos más importante para “la prevención y eliminación de la explotación de todos los trabajadores migratorios y sus familiares”.

⁶ Véase más información en <http://treaties.un.org>.

En síntesis, este artículo de Jorge Martínez Pizarro representa un hito en el conjunto de su extensa y valiosa contribución al objetivo de poner en el centro la protección de los derechos de las personas migrantes, un tema al que dedicó gran parte de su vida profesional. El artículo aquí comentado constituye un texto de referencia fundamental para conocer en detalle las iniciativas y enfoques predominantes orientados a instalar una agenda de derechos en la primera década de este siglo. Al evaluarlo con perspectiva, destaca la plena vigencia de su diagnóstico, pues, lamentablemente, los migrantes continúan siendo uno de los grupos que enfrentan mayores vulneraciones de sus derechos. En cuanto a los instrumentos de protección, la Convención Internacional sobre la Protección de los Derechos de Todos los Trabajadores Migratorios y de sus Familiares no logró constituirse en el instrumento rector de la migración internacional en el marco del multilateralismo. En su reemplazo, el Pacto Mundial para la Migración Segura, Ordenada y Regular, firmado por más de 150 países en 2018, establece un marco de cooperación no vinculante, que respeta la soberanía de los Estados. Este aspecto es un indicador claro de la fragilidad del sistema internacional de protección de los derechos humanos y de la misma noción de derechos, que está fundamentada en la idea de igualdad de la especie humana más allá de las fronteras nacionales. Si se ha producido algún cambio desde la publicación del artículo, es un giro lingüístico. En general ya no se habla de “migrantes”, como se hace en el artículo, sino de “personas migrantes”. Este cambio conceptual y político tiene como propósito combatir la deshumanización que conlleva la categoría de “migrante”, recordándonos que se trata de sujetos de derechos y no de flujos, estadísticas o amenazas. Esta es la visión que Jorge Martínez Pizarro plasmó sistemáticamente en sus esfuerzos por denunciar las vulneraciones de derechos que enfrentan las personas migrantes e instalar la migración internacional en la agenda de derechos.

El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002⁷

Cristián Doña Reveco⁸

Conocí a Jorge Martínez Pizarro en 1999, cuando realizaba una práctica profesional en el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Tuve la suerte de trabajar con Jorge justo cuando empezaba a interesarme por la migración. Los primeros textos que me dio para leer (Domenach, 1998 y Massey, 1999) marcaron una etapa clave de mi formación, en un ambiente intelectual muy estimulante. Jorge fue siempre generoso con su tiempo y su conocimiento. Al releer nuestra correspondencia, hallé comentarios detallados sobre cada uno de los trabajos que le envié, desde la tesis de grado hasta borradores de artículos. Sus observaciones eran siempre rigurosas y constructivas. A Jorge le preocupaba mucho que el análisis de los datos, en especial los datos demográficos, fuera siempre claro, cuidadoso, pertinente y, sobre todo, que alimentara y reflejara los debates teóricos, técnicos o políticos a los que se remitía. Aunque estas cualidades están presentes en toda su labor, en esta ocasión, a modo de homenaje, me centraré en uno de sus trabajos más destacados, publicado hace ya más de 20 años: *El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002*.

El encanto de los datos apareció tras el censo de 2002, en un momento clave de la historia migratoria reciente de Chile. Tras un aumento sustancial de la inmigración hacia este país en la década de los noventa —del que quedó constancia principalmente en la prensa y en unos pocos trabajos académicos—, el censo de 2002 finalmente mostró el crecimiento real de la inmigración reciente. Ya en el título, Martínez Pizarro nos hace una advertencia: los nuevos flujos migratorios han generado inquietudes y debates importantes, pero los datos deben analizarse en el contexto de la movilidad internacional y no se debe exagerar “el carácter novedoso de la inmigración” (p.10), ya que esto da lugar a estereotipos y percepciones negativas de la inmigración que no se han contrastado y que han llevado a otros Gobiernos a argumentar sobre la necesidad de establecer políticas migratorias restrictivas. En otras palabras, para no dejarse llevar por “el encanto de los datos”, es imprescindible que se examinen con cuidado la magnitud y la composición migratoria. Así podremos observar que lo novedoso de este fenómeno no es la migración actual en sí misma, sino la oportunidad que la movilidad internacional contemporánea abre para países como Chile (p. 9).

⁷ Martínez Pizarro, J. (2003a). *El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002*. Serie Población y Desarrollo (49) (LC/L.2046-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

⁸ Doctor en Sociología e Historia, Profesor y Director de la Oficina de Estudios Latinos y Latinoamericanos de la Universidad de Nebraska (Estados Unidos).

El encanto de los datos se divide en cinco secciones, además de una introducción y una conclusión, que reflejan esa preocupación del autor por mostrar los beneficios y limitaciones de los datos censales. En la primera sección se hace una descripción de las ventajas y desventajas del uso de los datos censales en los estudios migratorios. En la segunda, se hace referencia a la “realidad” migratoria que estos datos nos presentan en el contexto de las dinámicas inmigratorias y emigratorias de Chile. En la tercera, se analiza el impacto demográfico de la nueva inmigración. En la cuarta, se ofrece una descripción sociodemográfica de la misma. Por último, en la quinta sección, se mencionan los efectos de esta en el mercado laboral, en particular en el servicio doméstico.

Ya desde la introducción, Martínez Pizarro, expone claramente la preocupación por el surgimiento de actitudes y percepciones negativas en relación con la “nueva inmigración”, tanto al exagerar las llegadas —que la prensa chilena llama oleadas migratorias— y las razones de la inmigración —el mito del país desarrollado en una región de países menos desarrollados— como en “las representaciones culturales inferiorizadoras” (p. 10) de la inmigración.

Para responder a estas actitudes y percepciones, Martínez Pizarro proponía en la primera sección titulada “Los datos censales sobre la inmigración,” que la información censal era fundamental por su cobertura universal y simultánea, aunque limitada, que permite medir *stocks* y no flujos migratorios. Advertía, sin embargo, que esta información era insuficiente para diseñar políticas orientadas a aprovechar la migración como recurso para el desarrollo y anticipar problemas futuros. Asimismo, planteaba la necesidad de fuentes de información adicionales que no se redujeran a registros administrativos, como los visados. Aunque hoy las estimaciones de personas extranjeras que publica el Servicio Nacional de Migraciones⁹ representa un avance, ofrece solo estimaciones de inmigración y omite completamente a los emigrados chilenos, un tema que constituye una preocupación constante en las investigaciones del autor.

La segunda sección del análisis, titulada “Magnitud y dinámica: la cifra más alta de inmigrantes en la historia (pero menor a la de la emigración) y un vigoroso crecimiento”, el autor compara los *stocks* migratorios de ese año con los de otros momentos históricos, lo que le sirve de contexto para tratar un tema abordado ya en otros de sus trabajos: la relevancia de la emigración chilena (Cano Christiny, Contrucci y Martínez Pizarro, 2009; Martínez Pizarro, 1997). Por ejemplo, si bien al principio de esta sección afirma que la magnitud de la nueva inmigración es algo nuevo para el país, esta es como máximo un tercio de la estimación de chilenos en el exterior (pp. 15-16). En esta sección, se destaca el cuidado con el que el autor escribe sobre las magnitudes de la inmigración, y argumenta que los cambios en los *stocks* migratorios son algo común en la historia migratoria de Chile y que la información disponible hasta ese momento no permite asegurar que la inmigración vaya a seguir aumentando:

La inquietud que muchos sectores quisieran seguramente conocer es si efectivamente Chile se está convirtiendo en un país de atracción migratoria para los países vecinos y nosotros contestamos: por excepcional que sea su comportamiento migratorio en la región, es temprano para afirmarlo, aunque es tiempo de preocuparse de las representaciones y temores ante la llegada y presencia de extranjeros (pp. 18-19).

⁹ Disponible en <https://serviciomigraciones.cl/estudios-migratorios/estimaciones-de-extranjeros/>.

Martínez Pizarro, si bien no negaba el posible aumento migratorio, creía que no debíamos dejarnos llevar por el “encanto de los datos” y estaba en contra de proyectar tendencias sin bases demográficas sólidas. Aunque los datos de 2002 mostraban un impacto demográfico reducido y sin efectos significativos en el empleo o los servicios sociales, Martínez Pizarro advertía que era urgente atender las percepciones negativas ya existentes en los medios y en la opinión pública, pues estas podían tener consecuencias sociales y políticas desproporcionadas respecto de la magnitud real de la inmigración. Por ejemplo, en la conclusión de la tercera sección titulada “Los modestos impactos demográficos”, indica que:

Resulta imperativo difundir estos antecedentes debidamente examinados, lo que ayuda, muy probablemente, a poner en su justo lugar la presencia de los inmigrantes en Chile, despojándola de visiones sensacionalistas, prejuicios y temores, contribuyendo concomitantemente a realzar su aceptación y con ello a favorecer su verdadera integración (p. 23).

En la cuarta sección de *El encanto de los datos*, titulada “Principales características de los inmigrantes” el autor describe las características demográficas de la nueva inmigración. En este sentido, señala dos temas clave: por una parte, la feminización de la inmigración, y, por otra, la presencia de hijos de chilenos nacidos en el exterior como parte del retorno de emigrados chilenos.

Sobre el primer tema, la feminización de la inmigración se manifestaba en la llegada de mujeres —en especial peruanas— que migraban solas y trabajaban en el servicio doméstico, un sector poco regulado¹⁰. Martínez Pizarro advirtió sobre su vulnerabilidad y la intolerancia social que enfrentaban. Asimismo, propuso desarrollar un enfoque de género para estudiar la migración, un llamado entonces incipiente en América Latina, pero que tenía carácter urgente en el contexto de Chile (véase también Martínez, 2003b, publicado poco antes). El caso de las mujeres que trabajan en el servicio doméstico se analiza en detalle en la quinta sección titulada “La inserción en la actividad económica: un cuadro variopinto”.

Respecto del segundo tema, Martínez Pizarro argumenta la necesidad de comprender la estructura etaria de las migraciones actuales con el objetivo de “discutir sobre las verdaderas demandas de servicios de educación y la contribución productiva de los inmigrantes” (p. 30). Así, insiste en la importancia del retorno de emigrados chilenos, y destaca que la inserción en la sociedad chilena no debe incluir solo a los inmigrantes, sino también a los retornados.

El análisis sociodemográfico que se presenta en la cuarta sección concluye con dos notas importantes. En primer lugar, se discuten nuevamente las percepciones de la migración, sobre todo las difundidas por los medios de comunicación. En este sentido, muestra que tienen como propósito crear la idea de la inmigración como una amenaza y se

¹⁰ Las características demográficas de esta migración y sus impactos se desarrollan con más detalle en la quinta sección, donde desarrolla la inserción de los migrantes en el mercado laboral, de la publicación reseñada.

centran en la nueva migración peruana y ecuatoriana, es decir, los recién llegados¹¹. El autor comenta estas percepciones y destaca la selectividad de la emigración sudamericana y las características de los inmigrantes, en particular, sus niveles de educación.

Por otra parte, subraya la necesidad de elaborar una nueva política migratoria¹² “fundada en el respeto a los derechos humanos y en una visión de apertura relativa a la inmigración sin discriminación que también propone enmiendas legislativas fundamentales y la erradicación del espíritu represivo de otras épocas” (p. 35). Esta política debe centrarse en la integración de los inmigrantes y debe garantizar los derechos laborales y de acceso a la salud, que deben otorgarse en igualdad de condiciones que a los chilenos.

Esta nueva política migratoria debe tener “una visión con capacidad anticipatoria, mirando al siglo XXI, que incluirá la preocupación por la emigración de chilenos” (p. 35). Lo que se refuerza en la quinta sección “La inserción en la actividad económica: un cuadro variopinto” para el caso de las “nanas” peruanas donde propone que esta nueva política migratoria debe “avanzar en la integración de estas inmigrantes ... [lo que implica] garantizar el goce de la totalidad de derechos laborales existentes y el acceso a la salud en condiciones de igualdad con la población chilena” (p. 48). Lamentablemente, la nueva ley migratoria chilena (Ley 21325 de 2021) no recoge su mensaje en relación con el acceso a los derechos en condiciones de igualdad, ni la preocupación por los chilenos en el exterior (Doña Reveco y Finn, 2022, Niedzwiecki, 2025).

En las conclusiones de su documento, Martínez Pizarro utiliza la idea del Teorema de Thomas¹³ para recalcar la importancia de analizar los datos del censo de 2002 en el contexto regional e histórico de la migración internacional en Chile con el fin de “ordenar las percepciones” (p. 53), ya que los datos no sugieren las “oleadas” migratorias y los impactos negativos destacados en la prensa. Por otra parte, aunque los datos del censo de 2002 no permitían proyectar ni hipotetizar el crecimiento sostenido de los *stocks* migratorios que se alcanzó en el censo de 2024 (alrededor del 10% del total de la población del país), el autor hacía un llamado a no ignorar “la necesidad de atender la importancia social, económica, cultural y política de la inmigración para las sociedades involucradas y, en especial, para las y los migrantes” (p. 54), lo que sigue siendo una tarea pendiente, invisibilizada por la irreflexiva y errónea asociación con los temas de inseguridad en el país.

Puede verse que, para el autor, hacer investigación sobre migración era más que simplemente escribir un informe o un artículo: era la expresión de una honda preocupación por los derechos humanos de todas las personas migrantes.

¹¹ Cabe señalar que, en las regiones del extremo norte del país (Arica y Parinacota, Tarapacá y Antofagasta), la presencia de personas provenientes del Perú y el Estado Plurinacional de Bolivia es de larga data, por lo que la nueva inmigración de la que habla el autor se refiere a la que tiene como principal destino la Región Metropolitana desde inicios de los años noventa.

¹² En 2002, todavía estaba vigente el Decreto Ley núm. 1094 de 1975, elaborado durante la dictadura de Pinochet, con un enfoque de seguridad nacional, que concebía al extranjero como una amenaza, de ahí que solo regulara la entrada y salida de extranjeros, sin llegar a ser una política migratoria integral.

¹³ Este planteamiento señala que “si las personas definen las situaciones como reales, estas son reales en sus consecuencias” (Merton, 1995). En el caso que nos ocupa, las percepciones sobre la inmigración, construidas subjetivamente, sin datos, terminan influyendo en sus decisiones y en sus opiniones al respecto.

Su profundo interés, además, por participar en actividades en las que se discutieran temas migratorios queda de manifiesto en un correo electrónico que recibí de él hace diez años:

De otro lado, me invitaron a la conferencia inaugural [del Segundo Seminario sobre Migraciones Internacionales realizado en Santiago en noviembre de 2015], junto a [Eduardo] Cavieres. Un lujo estar allí. Después salgo a Baires a otra conferencia, esta vez, para los 30 años del [Centro de Estudios Migratorios Latinoamericanos] CEMLA. Otro lujo. Hay que aprovechar los instantes que nos da la vida.

Bibliografía

- Cano Christiny, M. V., Contrucci, M. S. y Martínez Pizarro, J. (Eds.) (2009). Conocer para legislar y hacer política: los desafíos de Chile ante un nuevo escenario migratorio. *Serie Población y Desarrollo* (88) (LC/L.3086-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Domenach, H. (1998). Sobre la “migratología”. *Notas de Población* (67-68) (LC/G.2048 LC/DEM/G.186), 101-118. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Doña Reveco, C. y V. Finn. (2022). Conflicting Priorities in South American Migration Governance. *Bulletin of Latin American Research*, 41 (5), 802–17. <https://doi.org/10.1111/blar.13333>
- Martínez Pizarro, J. (1997). *Situación y tendencias de la migración internacional en Chile*. (120). Serie B. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Martínez Pizarro, J. (2003a). El encanto de los datos: sociodemografía de la inmigración en Chile según el censo de 2002. *Serie Población y Desarrollo* (49) (LC/L.2046-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Martínez Pizarro, J. (2003b). El mapa migratorio de América Latina y el Caribe, las mujeres y el género. *Serie Población y Desarrollo* (44) (LC/L.1974-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Massey, D. S. (1999). International Migration at the Dawn of the Twenty First Century: The Role of the State. *Population and Development Review*, 25 (2), 303–322. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.1999.00303.x>
- Merton, R. K. (1995). The Thomas Theorem and the Matthew Effect. *Social Forces*, 74 (2), 379. <https://doi.org/10.2307/2580486>
- Niedzwiecki, S. (2025). Immigrants' Barriers to Accessing Social Policy in Argentina and Chile. *International Migration Review*, 0 (0). <https://doi.org/10.1177/01979183251314846>

Orientaciones para los autores de la revista *Notas de Población*

La revista *Notas de Población* es coordinada por su Comité Editorial, al que corresponde la responsabilidad de elaborar cada número en todas sus etapas, consignando todas las decisiones que permitan presentar contribuciones de calidad científica. Dicho Comité está conformado principalmente por profesionales del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL y cuenta con el apoyo del Consejo Editorial de la revista en los procesos de evaluación de artículos.

Consideraciones generales

En *Notas de Población* se publican artículos originales e inéditos sobre estudios de población, con un enfoque multidisciplinario que abarca, además del ámbito específico de la demografía, las relaciones entre la dinámica demográfica, los fenómenos económicos y sociales, el desarrollo, los derechos humanos y la sostenibilidad ambiental. Los artículos se deberán orientar de preferencia a países de América Latina y el Caribe, si bien en ocasiones podrán incluirse contribuciones relativas a otras regiones del mundo. La revista se publica tanto en versión impresa como en formato electrónico en el portal de la CEPAL.

Los manuscritos deben estar escritos en español, aunque también podrán admitirse materiales en otros idiomas, que, de ser aceptados, serán traducidos al español por la CEPAL para su publicación. Excepcionalmente, según el interés de la revista y previo consentimiento del autor, se publicarán traducciones de artículos ya publicados en otras lenguas. La revista sigue un estilo libre y abierto; sin embargo, se podrán preparar números especiales a juicio del Comité Editorial.

Los autores de los trabajos pueden ser individuales o colectivos y son los responsables de su obra. Los derechos de autor de los artículos publicados por la revista pertenecen a las Naciones Unidas.

Los artículos deberán enviarse por correo electrónico a: celade-notasdepoblacion@cepal.org. Junto con el texto original, cada artículo debe incluir lo siguiente:

- Título.
- Datos del autor o los autores: deben figurar el nombre completo, títulos académicos, afiliación institucional, dirección electrónica y algún dato relevante del texto, como por ejemplo, el nombre del proyecto de investigación del que se deriva el artículo, si procede.
- Un mínimo de cinco palabras clave y un máximo de ocho.
- Un resumen de 160 palabras, como máximo, en el que se sinteticen sus propósitos y conclusiones principales.
- Bibliografía, de acuerdo con las normas editoriales de la revista.
- Un archivo de Excel que contenga todos los gráficos editables en el orden en que aparecen en el texto.
- Una declaración concisa y clara de que el artículo es original, no ha sido publicado anteriormente y no se encuentra en proceso de revisión en ninguna otra publicación, sea en formato impreso o electrónico.

Procedimiento de selección

Todos los artículos recibidos serán sometidos a una revisión inicial por parte del Comité Editorial, que verificará el cumplimiento de las normas editoriales básicas de la revista, la pertinencia temática y la adecuada estructuración del trabajo como artículo científico.

Los artículos que superen esta primera etapa serán sometidos al arbitraje de dos evaluadores externos mediante el sistema de doble ciego, que conserva el anonimato tanto de los autores como de los árbitros o dictaminadores. Los evaluadores que participan en el proceso de arbitraje de los artículos provienen en su mayoría del Consejo Editorial. En caso necesario, es posible que se invite a especialistas que no forman parte de este.

Los árbitros evaluarán la pertinencia, relevancia y novedad del tema de acuerdo con la orientación de la revista, junto con la originalidad y el aporte conceptual o metodológico del artículo con respecto a los estudios de población. Asimismo, analizarán si el trabajo se ha estructurado y ordenado adecuadamente, es decir, si se presentan con claridad los datos, la metodología, los objetivos y las hipótesis; si los cuadros, recuadros, gráficos, mapas y diagramas son ilustrativos y claros; si las referencias se encuentran actualizadas y correctamente citadas, y si existe coherencia entre los objetivos y los resultados del estudio.

Los evaluadores emitirán un dictamen que se concretará en una de las tres opciones siguientes: publicación con cambios menores, publicación con cambios mayores o rechazo del artículo. En caso de que el dictamen sea de publicación con cambios, los árbitros detallarán las modificaciones que consideren pertinentes para mejorar el artículo y estas serán comunicadas al autor, quien, previa aceptación, deberá enviar la versión definitiva dentro del plazo que el Comité Editorial establezca.

Si se produjeran divergencias en los dictámenes de los árbitros, el Comité Editorial de la revista procederá a una revisión adicional. Las decisiones sobre los artículos rechazados por los dictaminadores son inapelables y solo se comunicarán de manera general a los autores. No obstante, en caso de requerirse, se enviarán los comentarios a los autores.

De acuerdo con el procedimiento editorial establecido en la CEPAL, los artículos se someterán a evaluación a medida que se vayan recibiendo. Los trabajos entregados una vez finalizado el período de recepción de artículos pueden no ser incluidos en el número de la revista en curso. Podrán postularse nuevamente al número siguiente, siempre y cuando hayan sido aceptados por los dictaminadores. En este caso, los autores deberán seguir las instrucciones que les indique el Comité Editorial.

El Comité Editorial se reserva el derecho de efectuar modificaciones de estilo y forma al contenido del texto, al título, a los cuadros y recuadros y a los elementos gráficos, con el fin de satisfacer las exigencias editoriales de la revista.

Política editorial

Los autores se comprometerán a no presentar el material a ninguna otra revista durante los tres meses transcurridos desde la recepción del artículo, plazo dentro del cual recibirán respuesta confirmando o no la publicación del artículo.

En caso de aceptación con cambios del artículo, los autores se comprometen a cumplir los plazos de revisión e introducción de las modificaciones sugeridas a fin de no retrasar el calendario de edición y publicación de la revista.

Normas editoriales

Extensión: el texto de los artículos no debe exceder las 10.000 palabras (incluidos cuadros, recuadros, gráficos, mapas, diagramas, notas y bibliografía).

Formato: el texto debe enviarse en un archivo electrónico de Word. Dado que la impresión del documento se realiza en blanco y negro, debe evitarse toda mención a los colores empleados en cuadros, gráficos, mapas y diagramas, sin perjuicio de que en el formato dispuesto en la página web el archivo pueda contener dichos colores.

Cuadros: deben insertarse en el archivo Word, como contenido editable, en el lugar que corresponda dentro del texto.

Gráficos: deben insertarse en el archivo de Word, en forma de imagen, en el lugar que corresponda dentro del texto. Es indispensable adjuntar además un archivo de Excel que contenga todos los gráficos editables en el orden en que aparecen en el texto. En el archivo de Excel cada gráfico debe ocupar una hoja, en cuya pestaña se debe indicar el número del gráfico.

Diagramas: deben insertarse en el archivo de Word, como contenido editable, en el lugar que corresponda dentro del texto.

Mapas: deben insertarse en el archivo de Word, en forma de imagen, en el lugar que corresponda dentro del texto y, además, adjuntarse en un archivo editable con las extensiones eps, pdf o ai (Illustrator).

Referencias a cuadros, recuadros y elementos gráficos: en el texto debe haber al menos una referencia a cada cuadro, recuadro, gráfico, mapa o diagrama. Asimismo, todos estos elementos deben incluir el título, la fuente y la unidad de medida de los datos presentados, si procede.

Fórmulas matemáticas: se sugiere numerar las fórmulas matemáticas con cifras arábigas entre paréntesis y alineadas a la derecha.

Notas explicativas: todas las notas deben insertarse a pie de página y estar numeradas correlativamente.

Referencias bibliográficas: cada referencia bibliográfica mencionada en el texto debe incluir, entre paréntesis, el apellido del autor y el año de publicación.

Bibliografía: debe figurar al final del texto. Los registros bibliográficos se presentarán en orden alfabético por el apellido del autor, seguido de la inicial del nombre de pila, el año de publicación entre paréntesis, el título completo y la editorial.

Ejemplos:

Libro:

Auerbach, A. y Kotlikoff, L. (1987). *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge University Press.

Artículo:

Auerbach, A., Gokhale, J. y Kotlikoff, L. (1994). Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, 8(1). 73–94.

Publicación electrónica:

Whiting, R. (2024, 24 de diciembre). *The 24 Biggest Tech M&A Deals of 2024*. CRN. <https://www.crn.com/news/software/2024/the-24-biggest-tech-m-a-deals-of-2024?page=1>

Autor institucional:

Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2024a). *Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2024* (LC/PUB.2024/21-P/Rev.1).

Mismo autor, mismo año:

Rodrik, D. (2013a). The past, present, and future of economic growth. *Working Paper* (1). Global Citizen Foundation.

Rodrik, D. (2013b). Unconditional convergence in manufacturing. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 165–204.

Guidelines for authors of *Notas de Población*

The journal *Notas de Población* is coordinated by its Editorial Committee, which is responsible for preparing each issue from start to finish, and ensuring that all contributions are up to scientific standard. This Committee comprises professionals from the Latin American and Caribbean Demographic Centre (CELADE)-Population Division of ECLAC and receives support from the journal's Editorial Board in reviewing articles.

Overview

The journal *Notas de Población* publishes original, unpublished articles on population studies, and has a multidisciplinary approach that covers not only the field of demography but also the links between demographic trends, economic and social phenomena, development, human rights and environmental sustainability. Articles should relate preferably to Latin America and the Caribbean, although contributions relating to other regions may on occasion be included. The journal is available in both print format and on the ECLAC website.

Manuscripts must be drafted in Spanish, although in certain cases material may be submitted in other languages. Articles accepted in other languages for publication are translated into Spanish by ECLAC. Exceptionally, translations into other languages of existing articles may be published with the author's permission. The style of the journal is free and open, but special editions may be published subject to the Editorial Committee's approval.

Authors may be individuals or groups and are responsible for their work. The copyright of the articles published in the journal is held by the United Nations.

Articles must be sent via e-mail to: celade-notasdepoblacion@cepal.org. Along with the original text, articles must contain the following:

- Title.
- Details of the author(s), including full name, academic qualifications, institutional affiliation, e-mail address and any relevant information about the text, such as the name of the research project with which the article is associated, if applicable.
- Between five and eight key words.
- An abstract of up to 160 words summarizing the main aims and conclusions.
- A bibliography, prepared in accordance with the editorial rules applicable to the journal.
- An Excel file containing editable versions of all the figures in the order in which they appear in the text.
- A concise and clear declaration stating that the article is original, has not been published before and is not currently being reviewed by any other print or electronic publication.

Selection process

All articles received are reviewed initially by the Editorial Committee, which looks at whether they comply with the journal's basic editorial rules, the relevance of the subject matter, and whether the structure of the text is appropriate for a scientific article.

Articles that pass this initial stage are then reviewed by two external referees using a double-blind review system, in which both the author and the referees or reviewers remain anonymous. The referees are mainly members of the Editorial Board. If necessary, outside specialists may be invited to review articles.

The referees will first of all consider the pertinence, relevance and novelty of the subject matter, with reference to the journal's editorial stance, as well as the article's potential contribution to population studies in terms of its originality, concept and methodology. They will then assess whether the work has been properly structured and organized, that is, whether the data, methodology, objectives and hypotheses have been clearly set out; whether the tables, boxes, figures, maps and diagrams are illustrative and clear; whether the references are up to date and correctly cited; and whether the objectives are consistent with the results of the study.

The referees will make one of the following recommendations: publication with minor changes; publication with major changes; or rejection of the article. In the event that the referees decide the article should be published with changes, they will list the alterations they deem necessary to improve the article and notify the author accordingly. Should the author accept, the final version must be submitted by the deadline stipulated by the Editorial Committee.

If there are differences of opinion among the referees, the Editorial Committee will conduct a second review. Decisions on rejected articles are final and authors will be notified. Comments will not be sent to authors unless requested.

In line with the editorial procedure established by ECLAC, articles will be subject to review as and when they are received. Articles submitted after the deadline may not be included in the current issue. Authors may submit another application for their articles to be included in the following issue, provided that it is accepted by assessors. In this case, authors should follow the Editorial Committee's instructions.

The Editorial Committee reserves the right to make non-substantive changes to the text, title, tables, boxes and figures in order to satisfy the journal's editorial requirements.

Editorial policy

Authors must undertake not to submit their material to any other publication for a period of three months, during which time they will be notified of the outcome of the review process.

If an article is accepted with changes, authors must meet the revision deadlines stipulated in order to avoid delaying the editing and publication of the journal.

Editorial rules

Length: Articles must be no longer than 10,000 words (including tables, boxes, figures, maps, diagrams, notes and the bibliography).

Format: The text must be submitted in an electronic Word file. Given that the journal is printed in black and white, any mention of the colours used in tables, figures, maps and diagrams must be avoided; however, colours will be visible in the online version of the journal.

Tables: These must be in an editable format and inserted in the Word file in the appropriate place.

Figures: These must be in an image format and inserted in the Word file in the appropriate place. An Excel file must also be submitted containing editable versions of all the figures in the order in which they appear in the text. Each figure must appear on a separate sheet of the Excel file, and the number of the figure should be indicated on the tab.

Diagrams: These must be in an editable format and inserted in the Word file in the appropriate place.

Maps: These must be in an image format and inserted in the Word file in the appropriate place. An editable file must also be submitted containing the maps in .eps, .pdf or .ai (Illustrator) format.

References to tables, boxes and figures: There must be at least one reference to each table, box, figure, map and diagram within the body of the text. Each one must also have a title, source and unit of measurement, where appropriate.

Mathematical formulae: Mathematical formulae should be numbered using Arabic numerals in brackets and right aligned.

Explanatory notes: All notes must be inserted as footnotes and numbered sequentially.

Bibliographical references: Bibliographical references in the body of the text must contain the last name of the author and the year of publication in brackets.

Bibliography: This should appear at the end of the article. Bibliographical entries must be presented in alphabetical order by the author's last name, followed by their first initial, year of publication in brackets, full title and the publisher's name.

Examples:

A book:

Auerbach, A. and Kotlikoff, L. (1987). *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge University Press.

An article:

Auerbach, A., Gokhale, J. and Kotlikoff, L. (1994). Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, 8(1). 73–94.

An e-publication:

Whiting, R. (2024, 24 December). *The 24 Biggest Tech M&A Deals of 2024*. CRN. <https://www.crn.com/news/software/2024/the-24-biggest-tech-m-a-deals-of-2024?page=1>

An institutional author:

Economic Commission for Latin America and the Caribbean. (2024). *Social Panorama of Latin America and the Caribbean, 2024* (LC/PUB.2024/21-P/Rev.1).

Same author, same year:

Rodrik, D. (2013a). The past, present, and future of economic growth. *Working Paper (1)*. Global Citizen Foundation.

Rodrik, D. (2013b). Unconditional convergence in manufacturing. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 165–204.

Publicaciones recientes de la CEPAL

ECLAC recent publications

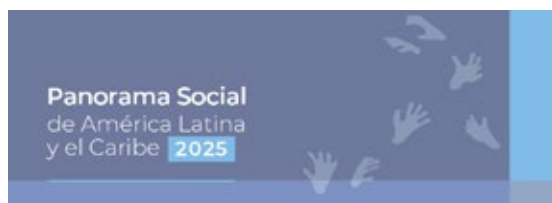
www.cepal.org/publicaciones

Informes Anuales/*Annual Reports*

También disponibles para años anteriores/*Issues for previous years also available.*



Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe, 2025
Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean, 2025



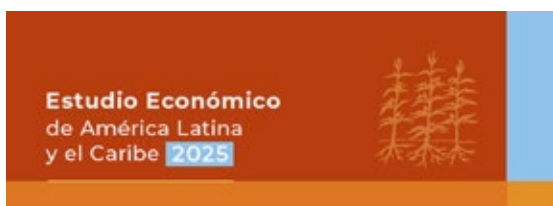
Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2025
Social Panorama of Latin America and the Caribbean, 2025



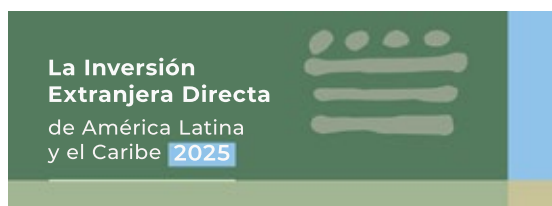
Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe, 2025
International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean, 2025



Panorama de las Políticas de Desarrollo Productivo en América Latina y el Caribe, 2025
Panorama of Productive Development Policies in Latin America and the Caribbean, 2025



Estudio Económico de América Latina y el Caribe, 2025
Economic Survey of Latin America and the Caribbean, 2025



La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe, 2025
Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean, 2025



Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 2024
Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean, 2024

El Pensamiento de la CEPAL/ECLAC Thinking

Repensar el desarrollo en América Latina y el Caribe: contribuciones de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) en su 75° aniversario

América Latina y el Caribe ante las trampas del desarrollo: transformaciones indispensables y cómo gestionaras
Development Traps in Latin America and the Caribbean: Vital Transformations and How to Manage Them

Cooperar o perecer: el dilema de la comunidad mundial. Tomo I: Los años de creación (1941-1960)



Libros y Documentos Institucionales *Institutional Books and Documents*

Capacidades institucionales técnicas, operativas, políticas y prospectivas (TOPP) para la gestión de las transformaciones: fundamentos para un nuevo paradigma
Technical, operational, political and prospective (TOPP) institutional capabilities for managing transformations: underpinnings of a new paradigm

América Latina y el Caribe a 30 años de la Cumbre Mundial sobre Desarrollo Social: hacia un pacto mundial por el desarrollo social inclusivo
Latin America and the Caribbean 30 Years on from the World Summit for Social Development: Towards a Global Pact for Inclusive Social Development

Panorama Fiscal de América Latina y el Caribe, 2025: impulsar la inversión para el crecimiento y el desarrollo sostenible
Fiscal Panorama of Latin America and the Caribbean, 2025: boosting investment for growth and sustainable development



Libros de la CEPAL/ECLAC Books

Endeudarse para cuidar: género y desigualdad en la Argentina

Sistemas de pensiones no contributivos en América Latina y el Caribe: avanzar en solidaridad con sostenibilidad
Non-contributory pension systems in Latin America and the Caribbean: towards solidarity with sustainability

Estado abierto y gestión pública: el papel del sector académico



Versiones accesibles/Accessible versions

Las personas con discapacidad: de la visibilidad estadística al ejercicio de derechos.
Versión accesible
Persons with Disabilities: From Statistical Visibility to the Exercise of Rights. Accessible version

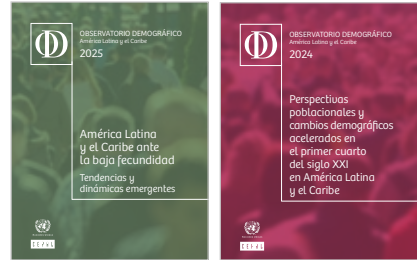
Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe, 2024. Resumen ejecutivo. Versión accesible
International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean, 2024. Executive summary. Accessible version



Metodologías de la CEPAL ECLAC Methodologies



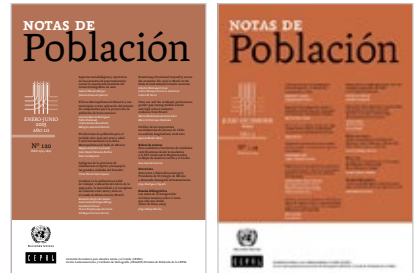
Observatorio Demográfico Demographic Observatory



Revista CEPAL/CEPAL Review



Notas de Población



Series de la CEPAL ECLAC Series



Documentos de Proyectos Project Documents



Coediciones/Co-editions



Catálogo de Publicaciones 2024-2025



**Suscríbese y reciba información oportuna
sobre las publicaciones de la CEPAL**

***Subscribe to receive up-to-the-minute
information on ECLAC publications***



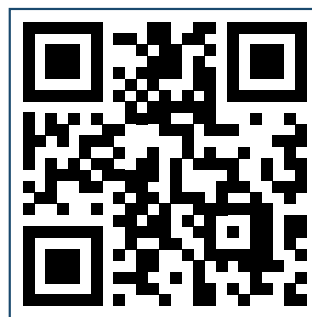
**NACIONES UNIDAS
UNITED NATIONS**



<https://mailchi.mp/cepal/suscripciones-cepal>



<https://bit.ly/m/CEPAL>

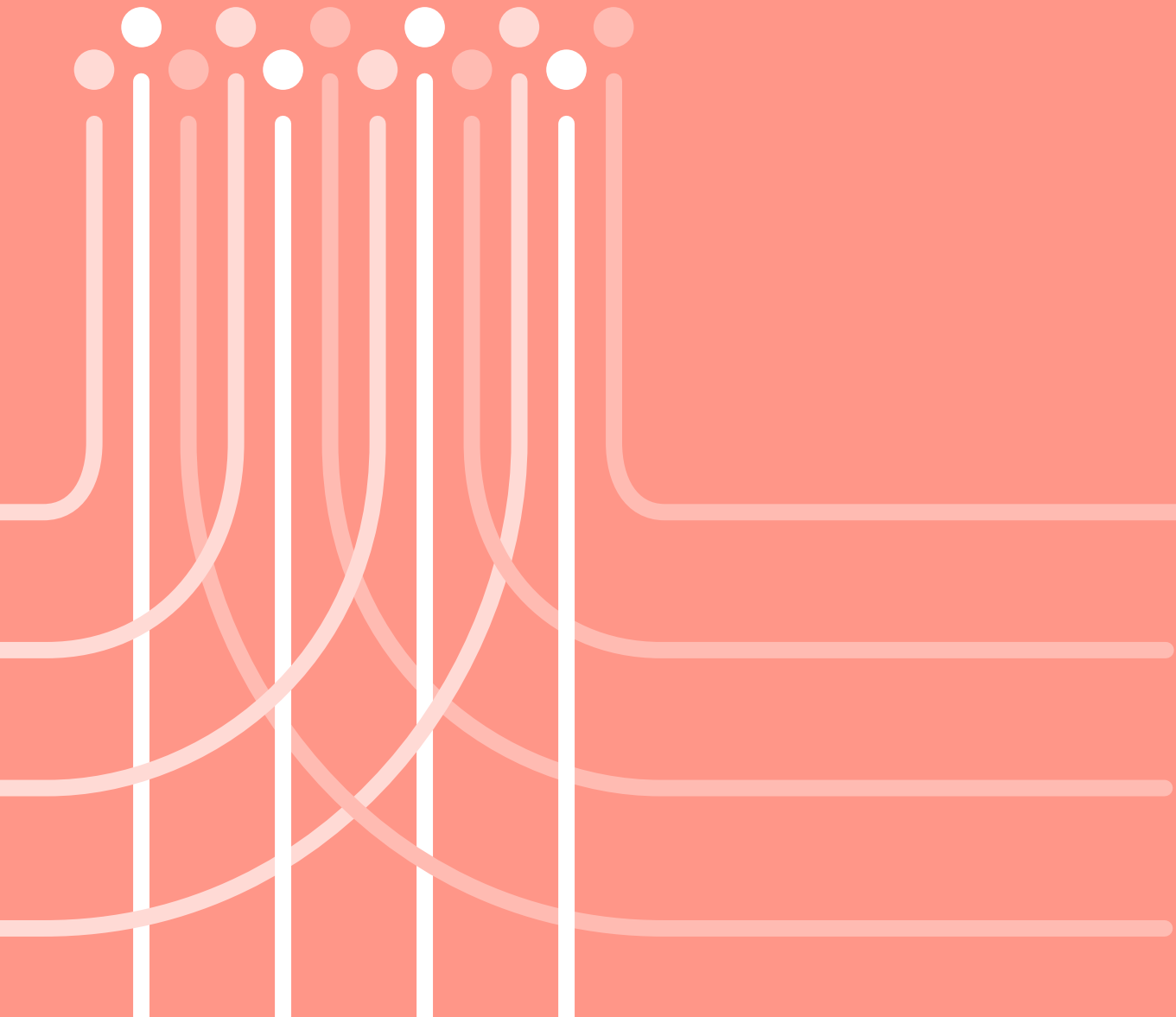


Las publicaciones de la CEPAL también se pueden adquirir a través de:
ECLAC publications also available at:

shop.un.org

United Nations Publications
PO Box 960
Herndon, VA 20172
USA

Tel. (1-888)254-4286
Fax (1-800)338-4550
Contacto/*Contact:* publications@un.org
Pedidos/*Orders:* order@un.org



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)
www.cepal.org

Acceso a la versión digital



https://bit.ly/notasde poblacion_121



LCPUB.2025.15-P