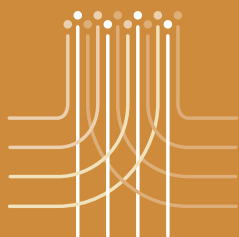


# NOTAS DE Población



ENERO-JUNIO  
2024  
AÑO LI

Nº 118  
ISSN 0303-1829

Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil

*Helena Cruz Castanheira*

La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento

*Mathías Nathan*

¿“Ni muy muy ni tan tan”? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19

*Bruno Ribotta*

*Enrique Peláez*

*Laura Acosta*

*Lucía Andreozzi*

*Leandro González*

*Lucas Vanoli Faustinelli*

*Malena Piancatelli*

Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)

*Daniel Lozano Keymolen*

*Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares*

Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil

*Gilvan Guedes*

*Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha*

*Lara de Melo Barbosa Andrade*

*Daniele Tôrres Rodrigues*

*Albert Smith Feitosa Suassuna Martins*

Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo

*Justo Rojas López*

El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador

*Adriana Robles*

Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada por los hijos en México

*Carlos Fernández Moreno*



NACIONES UNIDAS

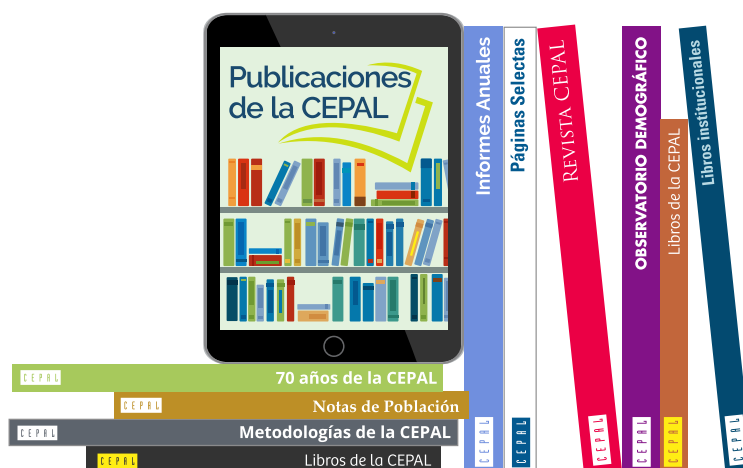
CEPAL



Trabajando por  
un futuro productivo,  
inclusivo y sostenible

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



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**



NACIONES UNIDAS



[www.cep.al.org/es/publications](http://www.cep.al.org/es/publications)



[www.instagram.com/publicacionesdelacepal](http://www.instagram.com/publicacionesdelacepal)



[www.facebook.com/publicacionesdelacepal](http://www.facebook.com/publicacionesdelacepal)



[www.issuu.com/publicacionescep.al/stacks](http://www.issuu.com/publicacionescep.al/stacks)



[www.cep.al.org/es/publicaciones/apps](http://www.cep.al.org/es/publicaciones/apps)

# NOTAS DE Población

Nº 118

Santiago, enero-junio de 2024

Año LI



NACIONES UNIDAS

CEPAL



Trabajando por  
un futuro productivo,  
inclusivo y sostenible

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 Interino

**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

Editores: Jorge Martínez Pizarro y Jorge Rodríguez Vignoli  
(CELADE-División de Población de la CEPAL)

#### **Comité Editorial**

Miembros: Jorge Dehays Rocha (Universidad de Chile), Enrique Peláez (Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)-Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba, Argentina), Fabiana del Popolo (CELADE-División de Población de la CEPAL), Leandro Reboiras Finardi (CELADE-División de Población de la CEPAL), Zulma Sosa (CELADE-División de Población de la CEPAL)

Secretaría: María Ester Novoa (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 dos veces al año, 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. Se da prioridad a artículos con análisis empíricos, pero también se aceptan artículos teóricos, metodológicos y de estudio de políticas. Las opiniones expresadas en los artículos de esta revista son responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL.

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) y en el Hispanic American Periodicals Index (HAPI).

# Consejo Editorial

<b>Nombre</b>	<b>Afiliación institucional</b>	<b>País/organización</b>
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
Guiomar Bay	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
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
Helena Cruz Castanheira	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
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
Daniela González	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
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
Verónica Montes de Oca	Universidad Nacional Autónoma de México	México
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
Magda Ruiz	Consultora independiente	Colombia
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 Alberto Hurtado	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  
Número de venta: S.24.II.G.15  
LC/PUB.2024/12-P  
ISSN: 0303-1829 (versión impresa)  
Distribución: G  
Copyright © Naciones Unidas, 2024  
Todos los derechos reservados  
Impreso en Naciones Unidas, Santiago  
S.2400578[S]

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.

Esta publicación debe citarse como: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Notas de Población*, N° 118 (LC/PUB.2024/12-P), Santiago, 2024.

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

<b>Presentación</b> .....	7
<b>Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil</b> .....	13
<i>Helena Cruz Castanheira</i>	
<b>La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento</b> .....	41
<i>Mathías Nathan</i>	
<b>¿“Ni muy muy ni tan tan”? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19</b> .....	73
<i>Bruno Ribotta, Enrique Peláez, Laura Acosta, Lucía Andreozzi, Leandro González, Lucas Vanoli Faustinelli, Malena Piancatelli</i>	
<b>Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)</b> .....	91
<i>Daniel Lozano Keymolen, Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares</i>	
<b>Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil</b> .....	111
<i>Gilvan Guedes, Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha, Lara de Melo Barbosa Andrade, Daniele Tôrres Rodrigues, Albert Smith Feitosa Suassuna Martins</i>	
<b>Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo</b> .....	149
<i>Justo Rojas López</i>	
<b>El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador</b> .....	173
<i>Adriana Robles</i>	
<b>Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada por los hijos en México</b> .....	193
<i>Carlos Fernández Moreno</i>	



# Presentación

Este primer número de *Notas de Población* de 2024 reúne ocho artículos que abordan una variedad de temas, todos ellos relevantes y de gran interés para la comprensión de la población y sus conductas y de las tendencias demográficas, así como para el diseño de las políticas públicas relacionadas con ellas. Se incluyen tres artículos que abordan directa o indirectamente comportamientos y tendencias reproductivas: el primero se refiere a la participación de las mujeres en el mercado laboral y la disponibilidad de guarderías públicas para sus hijos; el segundo, a la edad en que se tiene el primer hijo y el papel en ese sentido del nivel educativo, y el tercero, al impacto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) en la natalidad. Otros tres artículos, los tres finales, se enfocan en la nupcialidad y la familia, en particular en lo referente a su duración y a las variables asociadas a ella, como la educación, las desigualdades de género y entre cohortes. Los dos artículos restantes se refieren uno a población y ambiente, y el otro a la seguridad alimentaria y la informalidad laboral en el contexto de la pandemia de COVID-19.

Más allá de las temáticas, varios artículos se enmarcan en discusiones teóricas que tienen plena vigencia, y sus resultados aportan a debates conceptuales totalmente actuales. En varios artículos se emplean fuentes, datos, indicadores, enfoques metodológicos y procedimientos estándares de la demografía y los estudios de población, mientras que en otros se hace uso principalmente de metodologías originadas en otras disciplinas. También hay al menos un estudio que presenta una metodología novedosa que genera indicadores originales y que, desde luego, se presta para una discusión sustantiva y seguramente para un mayor desarrollo futuro. De una u otra forma, en todos los artículos se plantean reflexiones sobre las implicaciones de política pública de los resultados, en algunos casos de manera muy directa y en otros de forma más general, dependiendo de los temas e hipótesis de los artículos y de sus hallazgos.

Esperamos que estos artículos proporcionen contenidos, hallazgos y conclusiones útiles y sugerentes para las reflexiones y el quehacer del público lector de *Notas de Población* y que los motiven a profundizar en los temas tratados, así como, en general, en las relaciones existentes entre, por una parte, la dinámica de la población y, por otra parte, el curso de vida y el bienestar de las personas, los pilares social, ambiental y económico del desarrollo, y las desigualdades sociales y de género.

El número comienza con el artículo de Helena Cruz Castanheira titulado “Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil”. La autora utiliza métodos estadísticos de uso frecuente en econometría y los datos recogidos por la principal encuesta de hogares del Brasil (la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD)) para estimar empíricamente el efecto que tuvo una reforma federal al sistema de cuidado infantil implementada en 2006 y 2007 que aumentó la disponibilidad de guarderías públicas en el país. En su análisis halló que la expansión de las guarderías contribuyó a elevar la participación laboral de las mujeres, aunque de forma diferenciada, en mayor medida en el caso de las madres casadas cuya educación no superaba el nivel secundario. Además de respaldar políticas públicas que benefician a las mujeres y sus hijos, así como a los hogares donde viven, debido a la relación entre trabajo femenino y mayor presupuesto familiar, y del valor que supone identificar distinciones sociales en el impacto de esas políticas, los hallazgos del estudio de Helena Cruz Castanheira también son relevantes para la discusión en curso sobre la conciliación entre trabajo remunerado y trabajo reproductivo como estrategia clave para enfrentar la caída de la fecundidad a largo plazo con un enfoque de derechos y de empoderamiento de las mujeres.

En segundo lugar, se presenta el artículo de Mathías Nathan “La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento”. Este aborda el efecto de la educación en la postergación de la maternidad, teniendo presente que hasta comienzos de la década de 2010 en América Latina no se observaba tal postergación, pese al considerable y sostenido descenso de la fecundidad. Para evaluar el efecto de la expansión educativa en la edad a la que se tiene el primer hijo, el análisis se focaliza en los tres países del Cono Sur de la región. Se usan datos de encuestas y censos de principios de la década de 2010 para estimar las probabilidades de nuliparidad por edad y descomponer los efectos de composición y tasa que subyacen a los cambios en esta probabilidad entre cohortes. Se ratifica la relación positiva entre nivel educativo y postergación de la maternidad, pero se encuentra que esta relación tiende a ser más fuerte si se alcanza el nivel educativo terciario y que los umbrales de escolaridad que se asocian a la postergación de la maternidad varían entre los países, siendo el umbral más bajo el del Uruguay. Esto confirma que sigue siendo clave entender las decisiones de postergación de la maternidad dentro de los grupos con un mismo nivel educativo y contar con una teoría que no dé por sentada la convergencia de la edad a la que se tiene el primer hijo entre los diferentes grupos socioeconómicos.

A continuación, Bruno Ribotta, Enrique Peláez, Laura Acosta, Lucía Andreozzi, Leandro González, Lucas Vanoli Faustini y Malena Piancatelli son los autores del trabajo “¿Ni muy muy ni tan tan? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19”. Teniendo presentes las diferentes hipótesis y los debates que han tenido lugar con relación al efecto de la pandemia de COVID-19 en la fecundidad, en particular en el sentido de si la elevó o más bien la redujo, y la escasez de información sólida al respecto en los países de la región, el estudio se centra en la evaluación empírica del impacto de la pandemia en la natalidad en un caso subnacional específico, a saber, la provincia de Córdoba, en la Argentina. Usando datos de

nacimientos mensuales entre noviembre de 2020 y octubre de 2022 y aplicando estrategias de comparación intertemporal que permiten controlar problemas metodológicos bien documentados —como la estacionalidad, los cambios de la composición de la población y la tendencia previa de la serie—, incluida entre esas estrategias la comparación con los nacimientos previstos según las condiciones prepandémicas, se concluye que la pandemia de COVID-19 efectivamente se asoció con una caída de la natalidad, aunque esta no fue tan pronunciada ni tan persistente como podría haberse previsto a causa de la incertidumbre causada por la pandemia, lo que resulta concordante con conclusiones de estudios similares realizados en otras regiones del mundo.

“Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)” es el título del cuarto artículo de este número, cuyos autores son Daniel Lozano Keymolen y Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares. El estudio también se refiere a la pandemia de COVID-19 y sus impactos, aunque en este caso se concentra en la seguridad alimentaria de los hogares y la formalidad del empleo. Usando datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), representativos a escala de entidades federativas, los autores encontraron que la pandemia redujo la seguridad alimentaria y elevó la informalidad, aunque ya en 2022 se logró una recuperación de los niveles de seguridad alimentaria, si bien todavía no se conseguía revertir el aumento de la informalidad. El impacto simultáneo de la pandemia en la seguridad alimentaria y la informalidad acentuó y generalizó transitoriamente la asociación entre ambos factores, ya que en 2018 y 2022 en menos de la mitad de los estados del país la informalidad implicaba, con significación estadística, un mayor riesgo de inseguridad alimentaria, mientras que en 2020 en casi la totalidad de los estados se verificó esta asociación estadísticamente significativa. En consecuencia, la formalidad efectivamente protege contra la inseguridad alimentaria, pero esta protección varía dependiendo del territorio y de las condiciones macrosociales, económicas y sanitarias imperantes en el país.

Por su parte, Gilvan Guedes, Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha, Lara de Melo Barbosa Andrade, Daniele Tôrres Rodrigues y Albert Smith Feitosa Suassuna Martins presentan su estudio titulado “Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil”, claramente anclado en el tema de la población y el ambiente. Su análisis se centra en la región semiárida del Brasil, que se caracteriza por una pobreza extendida y un déficit pluviométrico crónico, junto con una distribución de eventos climáticos extremos más heterogénea. Usando el modelo estadístico multinomial de máxima probabilidad denominado grado de membresía, los autores distinguen cuatro zonas: 1) zonas empobrecidas altas propensas a las sequías y a las inundaciones repentinas, 2) zonas empobrecidas propensas a las sequías, 3) zonas empobrecidas bajas propensas a las inundaciones y 4) zonas altas propensas a los desastres. Todas las zonas son altamente vulnerables a las sequías, pero algunas de ellas también lo son a las inundaciones, como las del grupo 4. Sin embargo, dentro de este grupo hay subzonas con mejores condiciones socioeconómicas y de infraestructura para soportar estos eventos, lo que sugiere

posibilidades de resiliencia asociadas a características socioeconómicas de la población y al equipamiento de los territorios. De cualquier manera, los resultados del estudio cobran especial relevancia tras las catastróficas y mortales inundaciones que tuvieron lugar en otra región del Brasil, Rio Grande do Sul, en mayo de 2024.

Justo Rojas López es el autor del trabajo “Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo”, uno de los tres del presente número de *Notas de Población* dedicados al tema de la unión y la familia. El autor se centra en las uniones consensuales y en algunos de sus rasgos fundamentales —en particular su duración, su transición hacia la disolución o hacia el matrimonio y su probabilidad de ser espacio de crianza— tanto para conocer mejor estas uniones como para aportar información empírica al debate teórico sobre ellas, que enfrenta a la teoría de la segunda transición demográfica, que otorga una condición estratégica a estas uniones como alternativa reflexiva al matrimonio, y la teoría de la incertidumbre, que les da un estatus más bien reactivo y pasajero frente a adversidades e incertidumbres que inhiben transitoriamente el matrimonio. Según la historia de eventos a tiempo discreto para las cohortes de mujeres nacidas entre 1969 y 1989, recolectada en la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017 de México, la permanencia de las cohabitaciones está aumentando y su salida por matrimonio se está reduciendo, pero su salida por separación se está elevando, lo que es compatible con la teoría de la segunda transición demográfica. Sin embargo, su estabilidad está asociada principalmente con el bajo nivel educativo, la falta de recursos económicos y la desigualdad, situación que se acerca más a lo planteado por la teoría de la incertidumbre.

El penúltimo artículo “El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador” pertenece a Adriana Robles. La autora se concentra en el diferencial asociado al nivel educativo del riesgo de disolución conyugal de la primera unión. Nuevamente la discusión conceptual tiene como protagonista a la teoría de la segunda transición demográfica —por su planteamiento de que la mayor incidencia de la disolución conyugal forma parte del modelo familiar emergente, que se verifica primero entre las más educadas y luego se difunde al resto de las mujeres—, que se confronta en este caso con la teoría de la revolución de género, que sugiere la posibilidad de un gradiente inverso, porque las mujeres más educadas y por ello más autovalentes están en mejores condiciones para negociar con sus parejas y lograr relaciones más estables. Los datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018, analizados mediante historia de eventos, muestran que las mujeres con educación media y superior presentan un mayor riesgo de disolución conyugal que las mujeres que cuentan con educación básica, lo que es claramente compatible con la teoría de la segunda transición demográfica; sin embargo, los mismos datos revelan que, cuando se controla por la actividad económica y el área de residencia, el efecto del nivel educativo medio se reduce y el del nivel educativo superior deja de ser significativo, lo que es concordante con los planteamientos de la teoría de la revolución de género.

Este número 118 termina con el tercero de los artículos relativos al tema de la unión y la familia, del autor Carlos Fernández Moreno, titulado “Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada

---

por los hijos en México». Fernández afirma en un comienzo que las estructuras familiares enfrentan profundas modificaciones después de una separación de pareja con hijos, puesto que se establecen nuevas relaciones, algunas con descendencia, lo que crea nuevos núcleos familiares. Conforme los hijos se integran a dos o más núcleos familiares, dan lugar a familias multinucleares, un tipo de modalidad familiar escasamente estudiada y por lo general no cuantificada por las estadísticas oficiales. Debido a lo anterior, el autor estima de manera exploratoria y con base en una metodología original el número de núcleos familiares a los que pertenece un individuo. Sus resultados son novedosos y por ello no tienen puntos de comparación previos. Entre ellos destaca que la mayoría de las personas de la muestra usada, 700 casos de personas de entre 15 y 80 años de Ciudad de México, pertenecen a núcleos familiares con al menos una recomposición, que un 40% de ellas pertenecen a una familia con dos núcleos, que existe una alta frecuencia de medios hermanos y que la generación de núcleos adicionales con alguna frecuencia no es secuencial en el tiempo.

Comité Editorial



# Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil

Helena Cruz Castanheira<sup>1</sup>

Recibido: 22/03/2024

Aceptado: 16/05/2024

## Resumen

El empleo femenino desempeña un papel fundamental ya que contribuye a los ingresos familiares y a mitigar la pobreza en los países de América Latina y el Caribe. A pesar del aumento de la participación laboral femenina a lo largo de la última década, las mujeres siguen enfrentando importantes restricciones para trabajar. El presente estudio analiza si la disponibilidad de guarderías constituye una de estas restricciones. Una reforma llevada a cabo en el Brasil a nivel federal en 2006 y 2007 promovió el aumento de las plazas disponibles en guarderías públicas. Se emplea un diseño cuasiexperimental de diferencias en diferencias para valorar si este incremento afecta al empleo de madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. Los resultados muestran que la reforma tuvo una asociación positiva con la participación laboral femenina, superior en madres casadas que no obtuvieron el título de educación secundaria.

**Palabras clave:** mujeres, empleo de la mujer, niños, atención a la infancia, servicios de guardería, reforma administrativa, adelanto de la mujer, Brasil.

<sup>1</sup> Helena Cruz Castanheira es Economista, y Máster y Doctora en Demografía. Oficial de Asuntos de Población del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe de las Naciones Unidas (CEPAL). Correo electrónico: [helena.cruz@cepal.org](mailto:helena.cruz@cepal.org).

## Abstract

Women's employment plays a key role in contributing to family income and alleviating poverty in Latin American and Caribbean countries. Despite the increase in female labour force participation over the past decade, women continue to face significant barriers to work. This study analyses whether the availability of day-care centres constitutes one of these barriers. A federal-level reform carried out in Brazil from 2006 to 2007 led to a rise in the number of available places in public day-care centres. A quasi-experimental difference-in-differences design is used to assess whether this increase affects the employment of mothers whose youngest child is 4 years of age or younger. The results show a positive association between the reform and female labour force participation, which is higher among married mothers without a high school diploma.

**Keywords:** women, women's employment, children, child care, day care services, administrative reform, women's advancement, Brazil.

## Résumé

Dans les pays d'Amérique latine et des Caraïbes, l'emploi des femmes joue un rôle essentiel, contribuant au revenu des ménages et à la réduction de la pauvreté. Malgré la progression de la participation des femmes au marché du travail au cours de la dernière décennie, celles-ci continuent d'être confrontées à des contraintes importantes en matière d'emploi. Cette étude examine si le manque de structures d'accueil pour les enfants constitue l'une de ces contraintes. Une réforme conduite au Brésil à l'échelon fédéral en 2006 et 2007 a augmenté la capacité d'accueil dans les jardins d'enfants publics. Une méthodologie quasi-expérimentale des doubles différences est utilisée pour évaluer si cette augmentation a une incidence sur l'emploi des mères dont l'enfant cadet est âgé de 4 ans ou moins. Les résultats indiquent une incidence positive sur la participation des femmes au marché du travail, plus élevée chez les mères mariées ne possédant pas de diplôme d'études secondaires.

**Mots clés :** femmes, emploi féminin, enfants, soins aux enfants, services de garderie, réforme administrative, promotion de la femme, Brésil.

## Introducción

La participación laboral femenina ha crecido de manera significativa en los últimos 50 años. Los incrementos en las tasas de participación laboral femenina a menudo están relacionados con un mayor empoderamiento de la mujer y una mayor igualdad de género. En países en desarrollo el empleo de la mujer es fundamental para incrementar los ingresos familiares y mitigar la pobreza. Por ejemplo, un estudio de países latinoamericanos mostró que un 30% del descenso de la pobreza extrema en la región en la década de 2000 se atribuye a crecimientos en la participación laboral femenina (Banco Mundial, 2012). Pese a los incrementos en la participación laboral femenina durante las últimas décadas, las mujeres en los países en desarrollo siguen enfrentando tasas de participación inferiores a las de los hombres, en especial en el caso de las mujeres casadas, y existe una demanda continua de políticas diseñadas para incrementar su actividad económica.

A menudo se considera que una mayor disponibilidad de guarderías representa una alternativa política para incrementar las tasas de participación de las madres. Sin embargo, estimar sus efectos plantea un desafío ya que la disponibilidad de guarderías en una región suele responder a la demanda de las mismas, de modo que la asociación entre la disponibilidad de plazas y el empleo de las madres deviene endógena. De este modo, al analizar si un incremento en la disponibilidad de plazas de guardería afecta a la oferta de trabajo de las madres, resulta necesario controlar la relación endógena entre las dos variables para asegurar que la disponibilidad escolar no sea resultado directo de la demanda de las madres. Pocos estudios han tenido en cuenta esta endogeneidad y los investigadores coinciden en la necesidad de más datos para aumentar los conocimientos sobre la magnitud del efecto de una intervención de este tipo (Han y Waldfogel, 2001; Blau y Currie, 2006). En el caso de los países en desarrollo los datos son más escasos todavía, como indica Todd (2013) en una reciente valoración: tan solo un puñado de estudios han analizado el efecto de una intervención de este tipo sobre el empleo femenino.

En el presente documento se controla la relación endógena entre la disponibilidad de plazas y la demanda de las madres mediante el análisis de una intervención que tuvo lugar en el Brasil a nivel federal en 2006 y 2007. Una serie de cambios legislativos adoptados en este período incrementó de manera significativa la disponibilidad de plazas en guarderías públicas. En 2009 el Brasil registró un 37% más de niños y niñas matriculados en guarderías públicas que en 2006, lo cual representa un incremento del 5% en la asistencia total a guarderías públicas, y en 2013 fue un 89% mayor: de un total de 917.460 en 2006 a 1.730.877 en 2013 (INEP, 2020). Este incremento se produjo en todas las regiones y todos los estados, siendo mayor en la región sudeste, que ha duplicado con creces su capacidad en el plazo de 7 años.

El extraordinario aumento de la matrícula se atribuye a los esfuerzos a nivel federal por ampliar la oferta educativa a niños y niñas de corta edad. En primer lugar, la Ley núm. 11274 de febrero de 2006 redujo la edad mínima de ingreso en la escuela elemental de 7 a 6 años y, en diciembre de 2006, la Enmienda Constitucional núm. 53 limitó el acceso a centros preescolares a un máximo de 5 años de edad. Estos dos cambios generaron una mayor

disponibilidad de plazas en centros preescolares para niños y niñas de 5 años o menos. Otra ley adoptada en 2007 (Ley núm. 11494) amplió las transferencias públicas del Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación a guarderías públicas y sin ánimo de lucro, y el programa Proinfância (Resolución núm. 6 de 2007) aportó recursos federales a los municipios para financiar la reforma y construcción de guarderías y centros preescolares. Entre 2007 y 2009 el programa financió 1.721 nuevas guarderías y centros preescolares.

Este aumento extraordinario en la disponibilidad de plazas de guardería en el Brasil puede considerarse en gran medida exógeno a la demanda de plazas de guardería por parte de las madres a nivel local, puesto que las leyes fueron adoptadas a nivel federal. Así pues, esta profunda reforma orientada a niños y niñas de corta edad supone una oportunidad única para analizar el efecto de un aumento en la disponibilidad de plazas en guarderías públicas en la participación laboral de las madres. Dado que se trata de una intervención mediante una política universal, se estiman las diferencias en diferencias para comparar la variación en la oferta de empleo y las horas trabajadas por parte de madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (grupo de tratamiento) con la variación en la oferta de empleo y las horas trabajadas por parte de mujeres sin hijos (grupo de control) antes (2004-2006) y después (2007-2009) de la reforma. De este modo, el cambio gradual en las situaciones laborales de un grupo se miden en comparación con el otro grupo. El grupo de control se emplea para aislar el efecto de la reforma en las madres de factores del mercado laboral que afectan al conjunto de la población.

El presente estudio concluye que un incremento de la asistencia a guarderías públicas de aproximadamente un 5% en 2007-2009 se tradujo en un incremento de la participación laboral de madres cuyo hijo o hija menor tiene edad de asistir a la guardería, de un 2,16% en el caso de mujeres casadas o que viven en pareja y de un 1,2% en el caso de mujeres solteras o que no viven en pareja. También se produjo un incremento de 1,78 horas trabajadas a la semana en el caso de las mujeres casadas o que viven en pareja. Tal y como se esperaba, los mayores efectos se dieron en el caso de madres con un nivel educativo menor ya que son más propensas a recurrir a guarderías públicas. Las estimaciones placebo confirman que estos resultados no están causados por tendencias temporales en la participación laboral en los grupos de tratamiento y control.

## A. Análisis de la literatura

### 1. Marco teórico

Con objeto de formular hipótesis teóricas sobre el efecto del incremento en la disponibilidad de guarderías gratuitas en la participación laboral de las madres, conviene diferenciar las expectativas sobre la oferta de empleo en el margen extensivo (participación) y en el margen intensivo (horas trabajadas). Un modelo económico estático simple de oferta de empleo de una persona resulta útil para efectuar predicciones teóricas en ambos márgenes; para una

discusión teórica más amplia sobre el efecto de programas de guardería en la participación laboral femenina, véase Heckman (1974). Partiendo de Blau (2003), se asume que la madre es la única persona al cuidado del niño o niña y que, por cada hora de trabajo, es necesaria una hora de cuidado infantil. La restricción presupuestaria es  $c = I - y + (w - p)h$ , donde  $c$  es el consumo distinto de guardería,  $I$  es el ingreso neto deducido el gasto en guardería,  $w$  es el salario por hora,  $p$  es el costo por hora de la guardería,  $h$  son las horas trabajadas, e  $y$  los ingresos no salariales. En el margen extensivo, las madres trabajarían cuando el salario de mercado neto por hora ( $w - p$ ) es superior al salario de reserva (el salario más bajo por el cual está dispuesta a aceptar una oferta de empleo). Cuando se recurre a una plaza gratuita de guardería,  $p$  es igual a cero y se produce un incremento del salario de mercado neto. Así pues, con guarderías gratuitas, es más probable que las madres alcancen su salario de reserva al mismo salario de mercado  $w$  y, en consecuencia, es más probable que trabajen.

En el margen intensivo, las predicciones son ambiguas en función de la situación laboral de la madre antes y después de la reforma. En el caso de madres que no trabajaban antes de la reforma se espera un aumento de las horas trabajadas, mientras que en el caso de madres que trabajaban antes de la reforma el efecto de un aumento en la disponibilidad de plazas públicas de guardería dependerá de la solución previa de cuidado infantil. No se esperan efectos si no pagaban por el cuidado infantil antes de la reforma, y el efecto puede ser positivo, negativo o neutro en caso de que estuvieran pagando por él. Se observa un efecto negativo si optan por mantener sus niveles de ingresos  $I$  e incrementan las horas de ocio, lo cual provoca un efecto de sustitución. Se espera un efecto positivo si las madres trabajadoras que pagaban por el cuidado del niño o niña antes de la reforma están dispuestas a trabajar más horas como consecuencia del incremento en el salario neto: un efecto de ingreso. Por último, no se esperan cambios si las madres prefieren mantener el mismo número de horas y no presentan respuesta a los cambios en su ingreso neto.

En resumen, es probable que la disponibilidad de plazas gratuitas de guardería aumente la participación laboral femenina en el margen extensivo. En el margen intensivo, se puede esperar un aumento, un descenso o ningún efecto en las horas trabajadas, dependiendo de las preferencias de ocio y de las soluciones de cuidado infantil previas a la reforma.

## 2. Participación laboral femenina y cuidado infantil

La literatura reconoce desde hace mucho tiempo la asociación entre maternidad y participación laboral (Stycos y Weller, 1967). La maternidad requiere una pausa en el trabajo que puede ser de semanas, meses o años. Por lo general, cuanto más larga sea la pausa, mayor será la pérdida de destrezas y conexiones profesionales. La dificultad de conciliar trabajo y familia suele ser más acentuada en los primeros años de vida de los hijos e hijas, ya que cuando son de corta edad requieren supervisión constante y las guarderías precisan una mayor proporción de trabajadores por niño, por lo que son más costosas y más escasas que los centros preescolares o las escuelas ordinarias. La dificultad que supone conciliar trabajo y familia suele ser mayor en el caso de madres con niveles

educativos más bajos, ya que sus empleos suelen exigir largas jornadas (por ejemplo en fábricas, comercios y restaurantes), ofrecen menos flexibilidad en las horas trabajadas (Swanberg, Pitt-Catsoupes y Drescher-Burke, 2005) y requieren supervisión constante. El trabajo informal implica una mayor flexibilidad en las horas trabajadas, pero a menudo está peor pagado y no incluye beneficios complementarios.

En las últimas décadas un gran número de investigaciones ha analizado las asociaciones entre la participación laboral femenina y la disponibilidad de guarderías. Sin embargo, pocos estudios han tenido en cuenta la endogeneidad de esta asociación y prestado especial atención al hecho de que una mayor demanda de guarderías puede generar su oferta. En el presente estudio se explora en primer lugar la evidencia investigativa que considera esta causalidad inversa en los países desarrollados, para después pasar a la literatura sobre los países en desarrollo. El principal objetivo es analizar los tipos de programas, métodos de análisis y los efectos sobre los distintos grupos de población.

En los Estados Unidos, tres autores han evaluado el efecto de las guarderías públicas en la participación laboral femenina y han llegado a resultados mixtos. Gelbach (2002) se basa en el Censo de los Estados Unidos de 1980 y el trimestre de nacimiento como variable instrumental, y concluye que hay un incremento del 10% en el empleo y horas trabajadas de referencia para madres solteras cuyo hijo o hija menor tiene 5 años. El resultado es similar en el caso de madres casadas. Cascio (2009) utiliza los Censos de los Estados Unidos de 1950-90 pero, en lugar de recurrir al trimestre de nacimiento, explora la variación en la introducción de financiamiento a jardines de infancia en los distintos estados. La autora concluye que las madres solteras cuyo hijo o hija menor tiene 5 años presentan una probabilidad un 7,5% mayor de trabajar y de hacerlo 2,78 horas semanales más en comparación con los estados en los que esta política no estaba disponible. No obstante, a diferencia de Gelbach (2002), no encuentra ningún efecto en las situaciones laborales de las madres casadas. Por su parte, Fitzpatrick (2012) utiliza el Censo de 2000 con una regresión en la discontinuidad basada en la edad del hijo o hija en relación con la fecha límite de admisibilidad en el jardín de infancia. La autora concluye que los jardines de infancia públicos aumentan el empleo de las madres solteras cuyo hijo o hija menor tiene 5 años en un 12,2%, pero no encontró ningún efecto en madres casadas ni en horas trabajadas. Si bien los resultados son coherentes para madres solteras, son dispares en el caso de madres casadas. Las diferentes conclusiones de los distintos estudios se explican por el período analizado y los correspondientes cambios en la elasticidad del empleo femenino.

En los Estados Unidos los autores han analizado también el efecto de los subsidios para el cuidado infantil. A partir de 1996 y como parte de la reforma del bienestar, las madres con bajos ingresos pueden recibir subsidios para el cuidado infantil si están empleadas o estudiando y capacitándose. Bainbridge, Meyers y Waldfogel (2003) utilizan los datos de la Encuesta Continua de Población de 1992-1997 para todas las mujeres no casadas de entre 16 y 44 años que no asistían a la escuela en el momento de la encuesta. Los autores concluyen que un incremento de 1.000 dólares en el subsidio anual para el cuidado infantil por cada madre con un hijo o hija menor de 13 años incrementa la probabilidad de empleo en un 11%.

Cuando se compara con el beneficio del crédito tributario por ingresos del trabajo (Earned Income Tax Credit (EITC)), un dólar invertido en subsidios para el cuidado infantil generó mayores incrementos en el empleo que un dólar invertido en beneficios fiscales. Del mismo modo, Han y otros (2009) estiman las diferencias en diferencias mediante la comparación del modo en que familias en las que los padres carecen del título de educación secundaria (grupo tratado) y familias con un mayor nivel educativo (control) interactúan con los gastos del Fondo para el Cuidado y Desarrollo del Niño por hijos e hijas menores de 6 años en 2000. Concluyen que un gasto adicional de 1.000 dólares del Fondo para el Cuidado y Desarrollo del Niño está asociado a un incremento en el empleo del 4%.

Blau y Tekin (2007) utilizan una muestra de madres solteras en la Encuesta Nacional de Familias de Estados Unidos de 1999 y mínimos cuadrados en dos etapas y estiman que las madres que reciben subsidios para el cuidado infantil presentan una probabilidad un 5% mayor de trabajar que las madres solteras que no reciben subsidios, teniendo en cuenta las características de la familia. Por último, Meyers, Heintze y Wolf (2002) se centran también en los subsidios para el cuidado infantil pero en el estado de California en 1995 para estimar la probabilidad de que una mujer reciba un subsidio y miden su efecto en el empleo. Concluyen que si un 10% de las madres recibieran subsidios observaríamos un incremento de su empleo del 30%, y si el 50% recibieran subsidios el incremento sería de aproximadamente el 75%, llamando así la atención sobre el carácter no lineal de esta relación. Los estudios llevados a cabo en los Estados Unidos han analizado también la elasticidad de la participación en el empleo en relación con los precios de las guarderías, con elasticidades de entre -0,3 y -0,4 en el caso de mujeres casadas, y de entre -0,5 y -0,73 en el caso de mujeres no casadas (Han y Waldfogel, 2001).

En Canadá, un subsidio para el cuidado infantil puesto en marcha en 1997 redujo los costos de las guarderías a 5,00 dólares canadienses por niño y por día en la provincia de Quebec. Esta política supuso una gran oportunidad para medir con un diseño cuasiexperimental el efecto de los subsidios para el cuidado infantil en la participación laboral. Lefebvre y Merrigan (2008) utilizaron los datos de la Encuesta sobre la Dinámica de Trabajo e Ingresos de 1993-2002 y estimaciones de diferencias en diferencias para comparar madres con al menos un hijo o hija de entre 1 y 5 años en Quebec y en el resto del Canadá. Los autores concluyeron que se había producido un incremento del 13% en la participación y del 22% en las horas trabajadas en 1999-2002 como resultado de la aplicación de esta política. Partiendo de otra base de datos, la Encuesta Nacional Longitudinal sobre Infancia y Juventud de Canadá, Baker, Gruber y Milligan (2008) encontraron un efecto similar: los subsidios incrementaron un 14,5% la participación de las mujeres en familias biparentales con respecto a la participación de referencia.

Alemania experimentó también un importante crecimiento de las guarderías públicas en la década de 1990, cuando niños y niñas mayores de 3 años tuvieron derecho a asistir a guarderías de media jornada. Bauernschuster y Schlotter (2015) analizan la implementación de esta política con variables instrumentales de fecha de nacimiento y con el método de las diferencias en diferencias. Ambas estimaciones arrojan resultados coherentes en la

comparación de años previos (1996) y posteriores (2001) al cambio. Al utilizar variables instrumentales, los autores concluyen que los subsidios para el cuidado infantil fueron responsables de un incremento del 6,5% de la participación y de 2,5 horas trabajadas por semana. En las estimaciones mediante diferencias en diferencias se produjo un incremento del 7% en el empleo al comparar a las madres tratadas antes y después de la implementación de la política con mujeres sin hijos de entre 18 y 60 años.

También en España se produjo en 1991 una importante ampliación de las plazas de guardería para niños y niñas de 3 años, con un aumento de la matrícula en plazas públicas del 8% en 1990 al 47% siete años más tarde. Nollenberger y Rodríguez-Planas (2011) analizan esta expansión mediante la comparación de madres cuyo hijo o hija menor tiene 3 años (grupo de tratamiento) con madres cuyo hijo o hija menor tiene 2 años (grupo de control). Una variable dicotómica que indica el grupo de tratamiento y de control interactúa con una variable del período posterior al cambio y proporciona una estimación de diferencias en diferencias. Los autores constataron un crecimiento del 8% en el empleo y del 9% en las horas trabajadas, con un mayor efecto en el caso de las madres con menor nivel educativo. La reforma de las guarderías en España no tuvo efecto en las madres con educación universitaria debido a sus mayores posibilidades para pagar una guardería privada y, en consecuencia, a sus menores necesidades insatisfechas de cuidado subsidiado.

Havnes y Mogstad (2011) analizan la implementación de guarderías públicas en Noruega tras la aprobación de la Ley de Jardines de Infancia en 1975. Mediante un enfoque de diferencias en diferencias en el período que va de 1976 a 1979, compararon madres casadas cuyos hijos o hijas menores tenían entre 3 y 6 años con madres casadas cuyos hijos o hijas menores tenían entre 7 y 10 años, en municipios con una expansión significativa de guarderías frente a municipios sin expansión. Los autores constataron que el incremento del 17,85% en la cobertura de atención infantil en el área tratada se tradujo en un incremento del 1,1% en las tasas de empleo, siendo las madres con mayor nivel educativo las más beneficiadas con esta política. Los autores concluyeron que este efecto era despreciable dada la magnitud de la expansión. Schlosser (2011) analiza la introducción en Israel de centros preescolares públicos gratuitos para niños y niñas de 3 a 4 años. La autora compara madres de niños de entre 2 y 4 años en ciudades con expansión de guarderías con ciudades donde no se ha producido la expansión, para así estimar diferencias en diferencias. Las madres en ciudades “tratadas” experimentaron un crecimiento del 8,1% en empleo y de 2,83 horas trabajadas por semana. Del mismo modo, el efecto fue superior en madres con mayor nivel educativo.

La mayoría de los estudios sobre el efecto de la prestación de cuidado infantil en la participación laboral proceden de países desarrollados o de intervenciones políticas a pequeña escala en países en desarrollo. El único estudio de un país en desarrollo con una intervención política preescolar a nivel nacional es el de Berlinski y Galiani (2007), que analiza el efecto de la construcción a gran escala de centros preescolares en la Argentina entre 1994 y 2000. La política aumentó la matrícula en centros de preescolar en un 18%, los niveles de empleo entre un 7% y un 14% y las horas trabajadas entre 2,24 y 4,5 horas por

semana. Los efectos en el empleo de las madres fueron mayores en el caso de madres cuyo cónyuge estaba presente en el hogar. Estos resultados pueden ilustrar el caso del Brasil, si bien los niveles de participación laboral femenina en la Argentina son muy diferentes a los del Brasil: a modo de ejemplo, en el período 2010-2014 el 48% de la población femenina en la Argentina estaba empleado, frente a un 59% en el Brasil en el mismo período (Banco Mundial, 2015). De este modo, la cuestión de si una reforma del cuidado infantil en el Brasil tiene efectos similares a los de la reforma en la Argentina permanece abierta, así como cuáles son los subgrupos de educación que se verán más afectados por el cambio de política.

En el Brasil existen datos de un experimento con sorteo aleatorio entre madres con bajos ingresos en la ciudad de Río de Janeiro en 2008. Un total de 24.000 madres se inscribieron para optar a una plaza pública de guardería, de las cuales se seleccionó de manera aleatoria a 2.174 para acceder al programa. Barros y otros (2013) compararon los grupos tratado y de control y constataron un incremento del 28% en el empleo de las madres en el grupo que pudo registrar a sus hijos e hijas en guarderías públicas de Río de Janeiro. Se trata de un resultado importante dado el papel de los ingresos de las madres para mejorar de las condiciones de vida de las familias y hacer frente a la pobreza y la miseria (Banco Mundial, 2012). El elevado porcentaje de madres que no fueron elegidas (en torno al 91% del total de madres inscritas) sugiere que existe una gran demanda insatisfecha de plazas de guardería entre las madres con bajos ingresos en la ciudad de Río de Janeiro. Este experimento con sorteo se centró en las madres con bajos ingresos en la ciudad de Río de Janeiro. El presente estudio contribuye a la literatura al partir de un conjunto de datos nacionales representativo del Brasil y medir los resultados de la reforma del cuidado infantil a nivel nacional.

Por lo general, podemos observar que las políticas orientadas a aumentar la disponibilidad de guarderías y jardines de infancia públicos tienen efectos positivos considerables sobre la participación laboral de las madres y las horas trabajadas. Las características de la población más afectada por estos cambios varían considerablemente de unos estudios a otros: algunos autores constatan un mayor efecto en madres solteras con menor nivel educativo, mientras que otros encuentran un efecto mayor en madres casadas con niveles de educación superiores. Las subpoblaciones afectadas en este tipo de políticas dependen en gran medida de las condiciones del mercado laboral de la población analizada, la disponibilidad de cuidados infantiles informales o privados, los niveles iniciales de empleo en los distintos grupos, y la calidad y ubicación de las nuevas plazas de guardería.

El presente estudio se centra en madres de niños y niñas en edad preescolar en el contexto de un país en desarrollo. El Brasil constituye un buen caso de estudio no solo por el cambio legislativo que brinda la oportunidad de llevar a cabo un análisis cuasiexperimental, sino también por su elevada demanda insatisfecha de plazas de guardería. En el presente estudio se formula la hipótesis de que el aumento de la disponibilidad de plazas de guardería provocado por un cambio legislativo incrementó el empleo de las madres y su promedio de horas semanales trabajadas. En la siguiente sección se proporcionan más detalles sobre el cambio legislativo federal y se analiza su efecto en las matrículas en guarderías públicas.

### 3. La reforma del cuidado infantil en el Brasil

En 2006 y 2007 el Gobierno del Brasil adoptó una serie de medidas sin precedentes para ampliar la disponibilidad de plazas públicas de guardería para niños y niñas en edad preescolar. La oferta de guarderías públicas es una competencia municipal en el Brasil, si bien en este caso el gobierno federal influyó y promovió su ampliación a través de tres acciones principales. En primer lugar, la Ley núm. 11274, de febrero de 2006, que cambió la edad mínima de ingreso a la escuela elemental de 7 a 6 años. Después, la Enmienda Constitucional núm. 53 de diciembre de 2006 limitó la edad de ingreso en centros preescolares a 5 años como máximo. Estos dos cambios provocaron una mayor disponibilidad de plazas de guardería para niños y niñas de hasta 5 años de edad.

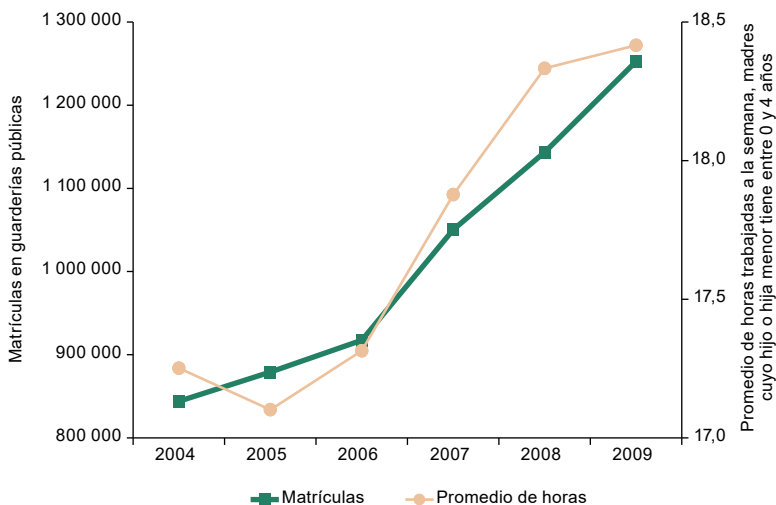
En 2007 se implementó otra medida federal con una ley que amplió las transferencias del Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación a guarderías públicas y sin ánimo de lucro (Ley núm. 11494). Hasta 2006, el Fondo transfería recursos a escuelas con base en las matrículas en educación elemental, pero con la nueva ley de 2007 se empezaron a transferir fondos a guarderías y centros preescolares públicos. La última medida federal que cabe destacar es la implementación del programa Proinfância en 2007 (Resolución núm. 6 de 2007). Este programa proporciona recursos para financiar la renovación y construcción de guarderías y centros preescolares públicos. También ofrece recursos para la adquisición de mobiliario y equipamiento, como mesas, cunas y aparatos de cocina. Entre 2007 y 2009 Proinfância financió 1.721 nuevas guarderías y centros preescolares públicos en el Brasil. Estos cambios políticos en 2006 y 2007 a nivel federal se denominarán en lo sucesivo “reforma del cuidado infantil”.

El gráfico 1 muestra las matrículas en guarderías públicas en el Brasil entre 2004 y 2009. En 2007 se puede observar un acusado incremento como consecuencia de la reforma del cuidado infantil. Las matrículas en guarderías públicas aumentaron un 37%, pasando de un total de 917.460 en 2006 a 1.252.765 en 2009. No obstante, este valor sigue siendo muy inferior al número total de niños y niñas en edad de asistir a la guardería. La matrícula total en guarderías públicas de niños y niñas con 4 años cumplidos<sup>2</sup> o menos durante el curso escolar en relación con el número total de niños y niñas en esta franja de edad aumentó del 10,6% en 2006 al 14,9% en 2009, lo que supuso un incremento total del 4,3%. Las políticas implementadas con la reforma del cuidado infantil en 2007 promovieron una expansión continuada de las matrículas en guarderías públicas en el Brasil y en 2013 había un total de 1.730.877 niños y niñas matriculados en el sistema. El presente análisis se limita al primer período de la implementación de la reforma (de 2007 a 2009), ya que presenta el mayor crecimiento en matrículas.

<sup>2</sup> El análisis se limita a niños y niñas de 4 años o menos, en lugar de 5 años o menos, porque el cambio de la edad de ingreso en la escuela elemental afectó de manera indirecta a niños y niñas de 5 años dependiendo de su fecha de nacimiento. Este cambio implicó que algunos niños y niñas de 5 años dejaran la guardería o centro de preescolar en 2007 e ingresaran antes en la escuela elemental. Así pues, el análisis se limita al efecto de la reforma sobre las madres de niños y niñas de 4 años o menos.

Gráfico 1

**Matrícula total en guarderías públicas en el Brasil y promedio de horas semanales trabajadas por madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene entre 0 y 4 años, de 2004 a 2009**



**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009, y Censo Escolar, 2004 a 2009.

#### 4. La importancia de mejores entornos de apoyo al empleo y la crianza para mujeres

La mayor disponibilidad de plazas públicas de guardería en el Brasil forma parte de una importante literatura demográfica que analiza la maternidad y la participación laboral femenina. En concreto, la “penalización por maternidad” en el mercado laboral constituye un ámbito de investigación muy amplio en el que a menudo se menciona la importancia de los entornos de apoyo al empleo y la crianza para las mujeres. Reducir la incompatibilidad de empleo y maternidad resulta esencial para reducir las diferencias de género en el mercado laboral (Rindfuss, Guzzo y Morgan, 2003), al tiempo que una mayor disponibilidad, aceptabilidad y accesibilidad de plazas de guardería, con un mejor costo y una mayor calidad, son fundamentales para mejorar el entorno de apoyo al empleo y la crianza para las mujeres (Rindfuss y Brewster, 1996). En el caso del Brasil, sigue existiendo una importante penalización en el mercado laboral para las mujeres con hijos (Guiginski y Wajnman, 2019), mayor en el caso de mujeres con condiciones socioeconómicas más bajas (Muniz y Veneroso, 2019).

Además, la importancia de la igualdad de género y la maternidad trasciende el debate sobre cómo afecta la maternidad de una mujer a la participación laboral femenina y alcanza también a la decisión de tener hijos, o dicho de otro modo, las decisiones en materia de fecundidad (McDonald, 2000; Goldscheider, Bernhardt y Lappegård, 2015). McDonald (2000) refiere que la decisión de tener o no tener hijos se basa en las expectativas de futuro de las mujeres de acuerdo con los valores y las normas que la sociedad asigna al papel de la mujer, así como a sus propias aspiraciones. En este contexto, la igualdad de género en el ámbito

familiar desempeña un papel fundamental, determinado en concreto por un reparto más equitativo de las tareas domésticas entre hombres y mujeres, en un viraje de la fecundidad hacia contextos de fecundidad muy baja, y constituye una parte importante de la segunda mitad de la revolución de género. Goldscheider, Bernhardt y Lappegård (2015) afirman que la primera parte de la revolución de género tiene lugar cuando la mujer accede a la fuerza laboral, y la segunda comienza con una mayor implicación del hombre en el hogar.

En este sentido, el descenso de la fecundidad comenzó en el Brasil en la década de 1960 y fue muy acusado (Martine, 1996), de modo que antes de la segunda mitad de la década de 2000 el país se encontraba ya por debajo de los niveles de remplazo (Naciones Unidas, 2022). En este sentido, Berquó y Cavenaghi (2014) explicaron el diferencial de fecundidad en el país y sus cambios entre 2000 y 2010. Las autoras mostraron que existe en el período un descenso en la fecundidad de las mujeres de estratos socioeconómicos más bajos, pero las diferencias en cuanto al nivel de fecundidad siguen siendo elevadas entre mujeres con los niveles educativos más bajos (entre 0 y 3 años de estudios), que presentan una tasa global de fecundidad (TGF) casi tres veces mayor que la de mujeres con títulos universitarios (12 años de estudios o más) (3 frente a 1,2 hijos nacidos vivos por mujer en 2010). Por lo que respecta a los roles de género y el descenso de la fecundidad en el Brasil, Castanheira y Kohler (2017) encuentran una asociación positiva entre la igualdad de género y la capacidad de trabajar de las madres con hijos o hijas de corta edad, y las probabilidades de tener más hijos después del primer parto en el Brasil en 2000 y 2010, y no en 1991.

## B. Datos y método

### 1. Datos

El siguiente análisis utiliza la Encuesta Nacional de Hogares 2001-2009 (PNAD), que es una encuesta de acceso abierto realizada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Se trata de una muestra probabilística estratificada de hogares brasileños que encuesta a cerca de 150.500 hogares al año. Los datos son transversales, de modo que no siguen a la misma persona a lo largo del tiempo. La muestra de la encuesta de 2004 incluyó las zonas rurales de la región norte del Brasil, que representaban el 2% de la población total del país. Con objeto de mantener la compatibilidad histórica entre 2001-2003 y 2004-2009, el presente análisis no tendrá en cuenta esta población rural de la región norte. En consecuencia, los resultados que aquí se presentan son representativos del Brasil, a excepción de las zonas rurales en los estados de Rondonia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará y Amapá.

La muestra analítica está restringida a mujeres de entre 16 y 44 años de edad<sup>3</sup> en la fecha de referencia de la encuesta, que incluyen al 98% de las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. Además, dado que nuestro objetivo principal es observar si existe

<sup>3</sup> Aunque la PNAD incluye preguntas sobre fecundidad para mujeres de 10 años o más, con vistas a tener una representación considerable de mujeres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos para los grupos de control y tratamiento y en todas las variables de control, la muestra debía estar restringida a mujeres de entre 16 y 44 años, que representan al 98% de todas las mujeres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos.

un aumento en la participación laboral de las madres que ni trabajaban ni estudiaban, la muestra está restringida también a mujeres que no asisten a la escuela, que incluyen al 90,5% de las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. La PNAD cuenta con una importante muestra de un total de 191.155 madres de entre 16 y 44 años no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos, y aproximadamente 21.000 observaciones al año. Estos números han disminuido en la década de 2000 como consecuencia del descenso en la fecundidad. En 2001 había aproximadamente 22.000 madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tenía 4 años o menos, y nueve años después esta cifra era un 14% inferior. Del mismo modo, aumentó el número de mujeres de entre 16 y 44 años no estudiantes sin hijos, pasando de 17.256 en 2001 a 21.013 en 2009: un incremento del 22%.

Las decisiones laborales y de cuidados infantiles de las mujeres casadas y solteras difiere de manera considerable: las mujeres casadas o que viven en pareja tienen más posibilidades de elegir entre trabajar en el mercado laboral y quedarse en casa. En consecuencia, el análisis estadístico se efectúa por separado en una muestra con mujeres que viven en pareja (casadas o en cohabitación) y una muestra con mujeres que no viven en pareja (solteras). Con objeto de medir el efecto del aumento de la disponibilidad de guarderías en la participación laboral y las horas trabajadas, teniendo en cuenta las tendencias generales del mercado laboral, se compara a las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (tratamiento) con un grupo de control. Un buen grupo de control debe ser comparable al grupo de tratamiento en la medida en que responda de modo similar a los choques del mercado laboral, pero no reciba el tratamiento. En el presente documento, y siguiendo a Eissa y Liebman (1996) entre otros, se recurre a mujeres sin hijos como grupo de control para la implementación universal de una política que afecta a las madres.

En 2004-2006, el total de mujeres casadas no estudiantes de entre 16-44 años en los grupos de tratamiento y control ascendía a 131.397 (96.964 eran madres de hijos entre 0 y 4 años, y 34.435 no tenían hijos), y el total de mujeres solteras ascendía a 115.360 (27.992 eran madres de hijos entre 0 y 4 años y 87.368 no tenían hijos). El cuadro 1 indica el tamaño (*n*) de estas dos muestras en los grupos de control y tratamiento. Podemos observar que existe un total de 121.803 mujeres de entre 16 y 44 años que no estudian y no tienen hijos, y 124.954 madres de entre 16 y 44 años no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos. Los dos grupos presentan edades medias similares: la edad promedio de las madres era de 28 años y la de las mujeres sin hijos, 26 (véase el cuadro 1). No obstante, los niveles educativos difieren considerablemente: las mujeres sin hijos presentan una probabilidad dos veces superior de tener un título universitario que el grupo de tratamiento, de forma que el 15% de las mujeres del primer grupo tienen un título universitario frente al 6% de las del segundo. Los ingresos del hogar procedentes de fuentes distintas de la propia oferta de empleo de la mujer son también mayores en el caso de mujeres sin hijos, las cuales presentan un salario medio de 1.520 reales frente a los 856 reales de las madres. Esto puede guardar relación con el hecho de que las mujeres del grupo de tratamiento tengan más probabilidad de haber dejado el hogar de sus padres e iniciado un nuevo núcleo familiar, tal y como se puede observar en ambas muestras por el porcentaje de mujeres que no viven en pareja.

Cuadro 1

**Resumen de estadísticas de mujeres no estudiantes de entre 16 y 44 años en muestras de la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) de 2004 a 2009**

Variables	Sin hijos		Hijo o hija menor entre 0 y 4 años	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Horas trabajadas habitualmente a la semana (para las que trabajan)	40,24	12,96	35,24	15,82
Participación laboral	0,65		0,50	
Negras o pardas	0,50		0,58	
Nivel educativo (referencia educación primaria o inferior)	0,31		0,63	
Educación secundaria	0,54		0,31	
Universidad o superior	0,15		0,06	
Edad	26,3	7,1	28,0	6,36
Se mudó en los últimos cuatro años	0,09		0,11	
Otros ingresos del hogar (reales)	1 520	2 471	856	1 569
Zonas rurales	0,11		0,18	
No vive en pareja	0,72		0,22	
Posterior a 2007 (2007, 2008, 2009)	0,51		0,48	
Tamaño muestral	121 803		124 954	

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

La variable dependiente que se emplea para medir la participación laboral en el margen extensivo es igual a uno si la persona ha trabajado en la semana de referencia o estaba de vacaciones o de baja, e igual a cero en caso contrario. En el margen intensivo, se emplea el número de horas semanales que se trabajan habitualmente. En relación con las variables de control, existe una variable dicotómica que indica si la persona se consideraba a sí misma negra o parda (mestiza), la edad centrada en el promedio, edad al cuadrado para tener en cuenta los comportamientos no lineales entre empleo y edad, una variable dicotómica que indica si la persona se ha trasladado a otro municipio en los últimos cuatro años, una variable dicotómica que indica si la persona ha vivido en zonas rurales, el registro de ingresos del hogar procedentes de fuentes distintas de la propia oferta de empleo de la mujer, efectos fijos del estado y efectos fijos del año.

También se tiene en cuenta si el hogar ha recibido transferencias monetarias condicionadas del gobierno mediante una variable dicotómica basada en el valor recibido de las transferencias no salariales. Siguiendo a Foguel y Barros (2010), se estima esta variable preguntando si los hogares reciben transferencias de programas sociales o si reciben dividendos por activos financieros en el mes de referencia (septiembre de cada año) y, en caso de que los reciba, el monto de la transferencia. El programa Bolsa Família fue creado en octubre de 2003 y fue remplazando de manera paulatina los programas gubernamentales

preexistentes (Auxílio Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação y Cartão Alimentação)<sup>4</sup>. Entre 2001 y 2003 se emplea la suma del valor máximo de estos programas preexistentes para identificar si el hogar recibió transferencias monetarias condicionadas. En los años siguientes, los valores se basan en los valores máximos de Bolsa Família para el período, que ascienden a 58,00 reales en 2001-2003, 95,00 reales en 2004-2006, 172,00 reales en 2007, 182,00 reales en 2008, y 200,00 reales en 2009.

## 2. Enfoque metodológico

Para comprobar si la reforma del cuidado infantil afectó a la situación laboral de madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene entre 0 y 4 años (grupo de tratamiento) se empleó una estimación de diferencias en diferencias. El grupo de tratamiento se compara con mujeres no estudiantes sin hijos (grupo de control) antes (2004-2006) y después de la reforma del cuidado infantil (2007-2009). El grupo de control se emplea para aislar el efecto de la reforma de otros factores del mercado laboral que afectan al conjunto de la población. El cambio gradual en las situaciones laborales del grupo tratado en el período posterior a la reforma muestra el efecto de la misma al compararlo con el grupo de control.

La primera diferencia en diferencias que se lleva a cabo hace referencia a los resultados descriptivos de participación en los que observamos, sin tener en cuenta covariantes demográficas, si se produjo un incremento gradual en la participación en la fuerza de trabajo y las horas trabajadas para el grupo de tratamiento en comparación con el grupo de control durante el período posterior a la reforma. Las tasas de participación y el promedio de horas trabajadas (incluidas mujeres con cero horas trabajadas) se obtienen utilizando el diseño de la muestra, y se informa en el cuadro 1 el error estándar de cada estimación. Puesto que las diferencias observadas pueden estar causadas por cambios en la composición demográfica de los grupos de tratamiento y control antes y después de la reforma, es importante tener en cuenta las características demográficas, así como las variables dicotómicas de tiempo y estado.

Después del enfoque descriptivo básico, el método de las diferencias en diferencias se emplea en un modelo de regresión para estimar en primer lugar el efecto de la reforma del cuidado infantil en la probabilidad de trabajar (margen extensivo) y, después, en el promedio de horas trabajadas (margen intensivo). Para analizar los efectos del programa en el margen extensivo se emplean modelos probit, mientras que para el margen intensivo se emplean modelos Tobit<sup>5</sup>. Se prefieren los modelos Tobit frente a los modelos

<sup>4</sup> Esta estimación no tiene en cuenta el Programa de Erradicación del Trabajo Infantil (PETI) porque sus valores suelen ser los mismos que los de Bolsa Família, y una familia solo puede recibir uno de los dos, ya que no son acumulativos.

<sup>5</sup> Los modelos de mínimos cuadrados ordinarios se estimaron para horas semanales trabajadas, y las variables presentaron signos y representatividad estadística similares. La excepción se dio en zonas rurales en la regresión de madres casadas o que viven en pareja, que fue negativa en la regresión de mínimos cuadrados ordinarios y positiva en la regresión de Tobit, siendo ambas estadísticamente significativas. En la regresión para madres solteras, la variable que indicaba si el hogar recibía transferencias monetarias condicionadas fue distinta en el análisis Tobit y de mínimos cuadrados ordinarios para madres solteras, con un signo negativo y un valor  $p$  de 0,157 en el primero, y negativa con un valor  $p$  de 0,006 en el de mínimos cuadrados ordinarios.

de mínimos cuadrados ordinarios porque la distribución de horas trabajadas se trunca en cero y no podemos asumir normalidad. Además, si eliminamos de nuestra muestra a las mujeres que no trabajan (cero horas) y estimamos una regresión de mínimos cuadrados ordinarios, incurriríamos en el sesgo de variable omitida (Heckman, 1979), puesto que las mujeres no se seleccionan aleatoriamente en categorías trabajadoras y no trabajadoras. En el modelo Tobit, un cambio en la variable independiente incrementa el promedio condicional de horas trabajadas y la probabilidad de que la observación recaiga en la parte positiva de la distribución (Greene, 2002). Los errores estándar de los modelos probit y Tobit se estiman mediante la corrección de errores estándar de Huber-White, ajustada la heterocedasticidad.

## C. Resultados

El cuadro 2 muestra los resultados descriptivos de las estimaciones por diferencias en diferencias para participación laboral y horas trabajadas de madres en el Brasil entre 16 y 44 años no estudiantes que viven en pareja (casadas o en cohabitación), y de las mujeres que no viven en pareja (solteras). La primera diferencia consiste en restar horas trabajadas o participación laboral después (2007-2009) y antes (2004-2006) de la reforma del cuidado infantil. Las diferencias en diferencias se obtienen restando la variación del grupo de control (mujeres sin hijos) a la variación en 2006-2007 del grupo de tratamiento (madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos).

En el cuadro 2 podemos observar que se produjo un incremento en la participación laboral femenina de las madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (grupo de tratamiento) del 2% y 0,818 horas trabajadas habitualmente en una semana, con respecto a la diferencia de las madres sin hijos en el mismo período, lo cual constituye un importante incremento, puesto que el incremento total en la asistencia a guarderías para este grupo de edad fue del 4,5% en 2007-2009. Al desglosar la muestra por niveles educativos, el incremento en horas trabajadas y participación laboral de la mujer fue mayor en el caso de madres casadas con una educación inferior a la secundaria, quienes presentaron un incremento relativo en 2007-2009 de 0,974 horas y un 3,4% en participación. Las madres con un título de educación secundaria experimentaron también un incremento del 1% en participación y de 0,48 horas. En el caso de madres con un título universitario no se observa un incremento de la participación ni de las horas trabajadas en 2007-2009, sino más bien un descenso. Estos resultados son esperados, ya que las madres con un menor nivel educativo tienen más probabilidad de recurrir a guarderías públicas. En relación con las madres solteras de entre 16 y 44 años no estudiantes, podemos observar un aumento de la participación en 2007-2009 del 0,6% para madres con una educación inferior a la secundaria y del 1% para madres que han completado la educación secundaria, en comparación con la diferencia en el mismo período de madres de entre 16 y 44 años no estudiantes sin hijos. A pesar del aumento de la participación laboral, no se produjo un aumento de las horas trabajadas por madres solteras en comparación con mujeres sin hijos.

Cuadro 2  
**Participación laboral y horas trabajadas a la semana para los grupos de control y tratamiento  
y su diferencia antes y después de la reforma del cuidado infantil**

	2004-2006		2007-2009		Diferencia		Diferencias en diferencias	
	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas
<b>Casadas o viviendo en pareja</b>								
Madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=96.962]	0,479 (0,004)	16,163 (0,188)	0,501 (0,004)	17,353 (0,206)	0,022 (0,004)	1,190 (0,279)	0,020 (0,007)	0,818 (0,467)
Sin hijos [n=34.435]	0,672 (0,005)	26,616 (0,265)	0,674 (0,005)	26,988 (0,265)	0,002 (0,006)	0,371 (0,375)		
<b>Casadas o viviendo en pareja, por nivel educativo</b>								
Inferior a educación secundaria, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=61.109]	0,420 (0,006)	12,941 (0,206)	0,432 (0,006)	13,554 (0,235)	0,012 (0,005)	0,613 (0,184)	0,034 (0,011)	0,974 (0,455)
Inferior a educación secundaria, sin hijos [n=12.680]	0,546 (0,008)	19,929 (0,395)	0,524 (0,009)	19,568 (0,413)	-0,022 (0,010)	-0,361 (0,428)		
Educación secundaria completada, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=29.428]	0,541 (0,005)	20,441 (0,233)	0,546 (0,005)	20,755 (0,222)	0,005 (0,007)	0,314 (0,290)	0,010 (0,010)	0,480 (0,471)
Educación secundaria completada, sin hijos [n=16.330]	0,707 (0,006)	29,200 (0,313)	0,703 (0,006)	29,034 (0,295)	-0,004 (0,008)	-0,165 (0,379)		
Educación universitaria o superior, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=6.425]	0,839 (0,008)	32,235 (0,381)	0,826 (0,007)	31,441 (0,342)	-0,013 (0,010)	-0,793 (0,496)	-0,010 (0,014)	-0,435 (0,722)
Educación universitaria o superior, sin hijos [n=5.425]	0,895 (0,007)	36,296 (0,409)	0,891 (0,006)	35,937 (0,349)	-0,003 (0,009)	-0,359 (0,527)		
<b>Solteras</b>								
Madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=27.992]	0,547 (0,006)	21,165 (0,244)	0,556 (0,006)	21,192 (0,257)	0,010 (0,007)	0,027 (0,354)	-0,001 (0,008)	-0,514 (0,434)

	2004-2006		2007-2009		Diferencia		Diferencias en diferencias	
	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas	Participación laboral	Horas
Sin hijos [n= 87.368]	0,651 (0,004)	26,313 (0,178)	0,662 (0,004)	26,854 (0,177)	0,011 (0,004)	0,541 (0,251)		
Solteras, por nivel educativo								
Inferior a educación secundaria, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=18.040]	0,497 (0,007)	18,634 (0,282)	0,493 (0,007)	18,008 (0,322)	-0,004 (0,009)	-0,626 (0,375)	0,006 (0,011)	-0,364 (0,497)
Inferior a educación secundaria, sin hijos [n=24.842]	0,485 (0,006)	18,903 (0,274)	0,475 (0,006)	18,641 (0,276)	-0,010 (0,007)	-0,262 (0,323)		
Educación secundaria completa, madres 0-4 [n=8.855]	0,625 (0,009)	25,426 (0,411)	0,634 (0,008)	25,354 (0,376)	0,009 (0,012)	-0,072 (0,546)	0,010 (0,013)	-0,032 (0,579)
Educación secundaria completa, sin hijos [n=49.088]	0,687 (0,004)	28,294 (0,190)	0,686 (0,004)	28,254 (0,201)	0,000 (0,005)	-0,040 (0,227)		
Educación universitaria o superior, madres de hijos o hijas de 0 a 4 años [n=1.097]	0,854 (0,018)	34,748 (0,990)	0,814 (0,017)	32,086 (0,817)	-0,040 (0,025)	-2,663 (1,257)	-0,035 (0,026)	-2,807 (1,322)
Educación universitaria o superior, sin hijos [n=13.438]	0,870 (0,005)	34,526 (0,276)	0,866 (0,004)	34,670 (0,240)	-0,005 (0,007)	0,144 (0,343)		

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar entre paréntesis. "Diferencia" es la diferencia entre participación laboral u horas trabajadas después (2007-2009) y antes (2004-2006) de la reforma del cuidado infantil. "Diferencias en diferencias" es el resultado de restar la "Diferencia" entre el grupo de tratamiento (madres 0-4) y el grupo de control (sin hijos).

El cuadro 3 presenta las estimaciones por diferencias en diferencias para los modelos probit y Tobit estimando la participación laboral y las horas trabajadas de madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos en comparación con mujeres sin hijos antes y después de la reforma del cuidado infantil en el Brasil, según su situación familiar. La estimación de diferencias en diferencias viene dada por la interacción entre una variable dicotómica que es 1 para el grupo de tratamiento y 0 para las mujeres sin hijos, y una variable indicadora para el período de intervención (Child04 x Pos2007). La interacción proporciona el cambio gradual en la situación laboral en 2007-2009 de un grupo comparado con el otro.

Cuadro 3

**Estimación de la participación laboral y horas semanales trabajadas habitualmente en madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños, antes y después de la reforma (Pos2007) en el Brasil, por estado civil**

	Participación laboral (Estimaciones probit: efectos marginales)		Horas semanales trabajadas (Estimaciones Tobit)	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Negras o pardas	-0,009***	-0,012***	-1,075***	-0,997***
Nivel educativo (referencia: inferior a educación secundaria)				
Educación secundaria completa	0,133***	0,171***	11,642***	12,532***
Universidad o superior	0,362***	0,319***	23,726***	18,257***
Edad	0,014***	0,012***	1,164***	0,890***
Edad al cuadrado	-0,001***	-0,001***	-0,070***	-0,072***
Se mudó en los últimos cuatro años	-0,053***	-0,010*	-4,061***	0,126
Otros ingresos de hogar (log)	-0,009***	-0,024***	-0,630***	-1,638***
Transferencias monetarias condicionadas	-0,016***	0,008**	-3,558***	-0,437
Zonas rurales	0,134***	0,016***	4,039***	-2,677***
Child04	-0,165***	-0,115***	-14,007***	-8,989***
Pos2007	-0,019***	0,002	-1,119**	0,142
Child04 x Pos2007	0,0216***	0,012*	1,785***	0,434
Año 2004	-0,006	0,007	-0,217	0,606*
Año 2005	-0,001	0,007	-0,159	0,459
Año 2008	0,009**	0,012**	0,710**	0,896***
Año 2009	0,002	-0,001	0,166	0,054
Log-pseudo-verosimilitud	-82 079,2	-69 463,4	-38 6546,3	-38 3794,5
Pseudo R al cuadrado	0,10	0,09	0,02	0,02

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

Cuando se tienen en cuenta educación, raza, edad, situación migratoria, otros ingresos del hogar, transferencias monetarias condicionadas, estado y zonas rurales, el cuadro 3 muestra un incremento del 2,16% en la probabilidad de trabajar de las madres no estudiantes

cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos en comparación con las mujeres sin hijos en 2007-2009. En el caso de las mujeres solteras en el grupo de tratamiento, el incremento de la participación laboral con la ampliación de las guarderías públicas en 2007-2009 es del 1,2%, estadísticamente significativo únicamente cuando  $p < 0,10$ . El cuadro 4 proporciona las estimaciones probit de participación laboral por muestras educativas. Podemos observar que este incremento estuvo principalmente motivado por madres casadas con un nivel educativo inferior a la escuela secundaria, en las cuales el incremento medio en 2007-2009 comparado con madres sin hijos fue del 3,8%. Las madres casadas con educación secundaria completa presentaron un incremento del 0,9%, pero no era estadísticamente significativo ( $p < 0,10$ ). En el caso de las mujeres solteras, el incremento medio de la participación laboral fue del 2,1% para mujeres con un nivel educativo inferior a la escuela secundaria y del 2,3% para mujeres con educación secundaria completa, ambos solo estadísticamente significativos ( $p < 0,05$ ).

El cuadro 5 muestra la estimación de horas trabajadas desde los modelos Tobit por nivel educativo y estado civil. Existe un incremento de 1,8 horas trabajadas a la semana para madres casadas o que conviven con su pareja, y un incremento del 0,4% para madres solteras, con un efecto estadísticamente significativo ( $p < 0,001$ ) para madres casadas o que conviven en pareja, y no estadísticamente significativo ( $p < 0,1$ ) para madres solteras. Los resultados del cuadro 5 por nivel educativo muestran un incremento en las horas trabajadas en el grupo de tratamiento en comparación con el grupo de control, causado principalmente por las mujeres con un nivel educativo inferior a la educación secundaria, para las cuales el número de horas trabajadas a la semana crecieron en casi tres horas. En el caso de madres solteras, el número de horas trabajadas creció 1,6 horas para madres con un nivel educativo inferior a la educación secundaria y 1,2 horas para madres que completaron la educación secundaria, pero los coeficientes solo son estadísticamente significativos ( $p < 0,10$ ).

Por último, para observar si estos resultados están causados por tendencias temporales subyacentes, se estima un modelo placebo comparando el grupo de tratamiento y el de control en 2004-2006 y en 2001-2003, antes de la reforma. Se asume que la intervención tuvo lugar en 2004-2006. El cuadro 6 presenta las estimaciones de la intervención placebo. No existe una variación estadísticamente significativa en la participación laboral de madres casadas o solteras. Sin embargo, para el número de horas trabajadas habitualmente a la semana sí existe un incremento estadísticamente significativo de 1,05 horas para las madres con respecto a las mujeres sin hijos en 2004-2006, estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ). Se trata de un efecto menor y menos significativo que el observado para 2007-2009. Cuando las regresiones se estiman por nivel educativo, el grupo de mujeres casadas con el valor  $p$  más bajo en horas trabajadas fue el de las mujeres con educación universitaria, que presentó un incremento promedio de 1,38 horas en comparación con las mujeres sin hijos, pero el valor  $p$  fue 0,100 y, por lo tanto, no estadísticamente significativo ( $p < 0,10$ ). Así pues, el efecto observado a nivel agregado, con el incremento en horas trabajadas de las mujeres casadas o que viven en pareja, se explica principalmente por las mujeres con un nivel educativo más alto y no tanto por aquellas con un nivel educativo más bajo, como se observa en 2007-2009. De este modo, estos resultados aportan confianza sobre el hecho de que las estimaciones encontradas en el período 2004-2009 no estén causadas por tendencias temporales subyacentes en participación laboral y horas trabajadas en los grupos de tratamiento y control.

Cuadro 4  
**Resultados probit: estimación de la participación laboral de madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños, antes y después de la reforma (Pos2007) en el Brasil, por estado civil y muestra educativa**

	Participación laboral (Estimaciones probit: efectos marginales)					
	Inferior a educación secundaria		Educación secundaria completa		Universidad o superior	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Negras o pardas	-0,010**	0,006	-0,013**	-0,028***	0,016**	0,001
Edad	0,015***	0,011***	0,014***	0,014***	0,011***	0,011***
Edad al cuadrado	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
Se mudó en los últimos cuatro años	-0,044***	0,016*	-0,062***	-0,028***	-0,057***	-0,035***
Otros ingresos de hogar (log)	-0,006***	-0,026***	-0,013***	-0,022***	-0,017***	-0,018***
Transferencias monetarias condicionadas	-0,008*	0,021***	-0,056***	-0,012*	0,022	0,029*
Zonas rurales	0,167***	0,049***	0,028***	-0,030***	-0,016	0,032
Child04	-0,165***	-0,096***	-0,184***	-0,165***	-0,068***	-0,085***
Pos2007	-0,032***	0,009	-0,011	-0,001	-0,001	-0,018*
Child04 x Pos2007	0,038***	0,021**	0,009	0,023**	-0,003	-0,022
Año 2004	-0,005	0,016**	-0,011	0,001	-0,002	-0,005
Año 2005	-0,002	0,006	-0,003	0,010	0,009	-0,004
Año 2008	0,014**	-0,006	0,007	0,024***	-0,008	0,012
Año 2009	0,008	-0,021**	-0,003	0,011*	-0,004	0,011
Log-pseudo-verosimilitud	-47 625,2	-28 473,4	-29 523,4	-35 080,4	-4 634,4	-5 587,9
Pseudo R al cuadrado	0,06	0,04	0,04	0,05	0,03	0,05

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

Cuadro 5  
**Resultados Tobit: estimación del número de horas semanales trabajadas habitualmente en madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños, antes y después de la Reforma (Pos2007) en el Brasil, por estado civil y muestra educativa**

	Horas semanales trabajadas (Estimaciones Tobit)					
	Inferior a educación secundaria		Educación secundaria completa		Universidad o superior	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Negras o pardas	-1,211***	0,156	-1,230***	-1,981***	1,345***	0,010
Edad	1,320***	0,994 ***	0,999***	0,927***	0,773***	0,811***
Edad al cuadrado	-0,082***	-0,088***	-0,060***	-0,075***	-0,042***	-0,050***
Se mudó en los últimos cuatro años	-3,899***	2,471***	-4,453***	-1,186**	-3,289***	-0,295
Otros ingresos de hogar (log)	-0,534***	-2,485***	-0,833***	-1,416***	-0,703***	-1,027***
Transferencias monetarias condicionadas	-2,887***	1,253**	-5,995***	-1,652***	1,039	0,197
Zonas rurales	7,002***	-0,083	-3,082***	-5,443***	-2,316**	-1,097
Child04	-16,101***	-10,492***	-14,664***	-11,365***	-5,530***	-4,315***
Pos2007	-1,936**	0,736	-0,655	-0,173	-0,485	-0,844
Child04 x Pos2007	2,976***	1,593*	0,728	1,241*	-0,148	-2,260*
Año 2004	0,032	1,698**	-0,728	0,106	-0,351	-0,815
Año 2005	-0,263	0,332	-0,190	0,781*	0,282	-0,539
Año 2008	1,068*	-0,577	0,717	1,868***	-0,287	0,709
Año 2009	0,733	-1,686**	-0,129	0,877**	-0,360	0,822
Constante	16,785***	29,362***	32,619***	41,482***	39,443***	42,427***
Log-pseudo-verosimilitud	-187 923,0	-119 511,7	149 133,7	-203 590,7	-47 084,7	57 552,3
Pseudo R al cuadrado	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

Cuadro 6

**Test placebo: estimación de la participación laboral y horas semanales trabajadas habitualmente en madres no estudiantes cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos (Child04) en comparación con mujeres sin niños en 2001-2003 y en 2004-2006 en el Brasil, por estado civil y nivel educativo**

	Participación laboral (Estimaciones probit: efectos marginales)		Horas semanales trabajadas (Estimaciones Tobit)	
	Casadas	Solteras	Casadas	Solteras
Total				
Child04	-0,168***	-0,042***	-15,484***	-4,122***
Pos2004	0,009	0,017***	0,392	1,084***
Child04 x Pos2004	0,002	-0,003	1,051**	-0,307
Inferior a educación secundaria				
Child04	-0,161***	-0,044***	-17,520***	-5,866***
Pos2004	0,023**	0,016*	1,688**	1,325*
Child04 x Pos2004	-0,007	0,005	0,329	0,183
Educación secundaria completa				
Child04	-0,189***	-0,132***	-15,219***	-9,549***
Pos2004	0,007	0,017**	0,441	1,130**
Child04 x Pos2004	-0,001	-0,007	-0,012	-0,513
Universidad o superior				
Child04	-0,080***	-0,046**	-6,920***	-2,286**
Pos2004	-0,028*	0,01	-1,821**	0,066
Child04 x Pos2004	0,014	-0,039	1,383	-1,804

**Fuente:** Encuesta Nacional de Hogares (PNAD), 2004 a 2009.

**Nota:** Errores estándar robustos informados. Todas las regresiones incluyen una variable dicotómica por personas negras o pardas, edad, edad al cuadrado, logaritmo de otros ingresos del hogar, una variable dicotómica para mujeres que se han mudado en los últimos cuatro años, y variables dicotómicas para transferencias monetarias condicionadas, zonas rurales y años 2004, 2005, 2008, 2009. Todas las regresiones incluyen efectos fijos del estado. \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

En resumen, la reforma del cuidado infantil en el Brasil tuvo un efecto positivo en los márgenes extensivo e intensivo de la participación laboral de las madres con hijos e hijas pequeños en edad de asistir a la guardería. Los mayores efectos corresponden a las madres casadas con un nivel educativo menor. En el caso de las madres solteras también se pudo observar un efecto, pero fue menos significativo que el observado para las madres casadas. Las estimaciones placebo confirman que estos resultados no están causados por una tendencia temporal en la participación laboral y las horas trabajadas en los grupos de tratamiento y control. En comparación con las estimaciones revisadas en las secciones anteriores, los incrementos del 2,16% para madres casadas o que viven en pareja y del 1,2% para madres solteras, junto con el incremento de 1,78 horas trabajadas a la semana para madres casadas o que viven en pareja, resultan considerables habida cuenta del incremento total de matrículas en guarderías públicas del 5% para niños y niñas de entre 0 y 4 años.

## D. Otras explicaciones al aumento de la participación laboral femenina en el Brasil en la década de 2000

En la década de 2000 se produjeron en el Brasil otros dos cambios sociales importantes que podrían haber afectado a las madres de niños y niñas en edad de asistir a la guardería: la implementación de Bolsa Família y un acusado aumento del PIB per cápita. Bolsa Família es un programa que consiste en proporcionar transferencias monetarias a hogares en situación de pobreza extrema y pobreza; su implementación tuvo lugar en octubre de 2003. Todos los hogares por debajo del umbral de la pobreza extrema reciben una prestación fija y una prestación variable que depende del número de hijos en el hogar, que también se aplica a los hogares que se encuentran por debajo del umbral de la pobreza. Este programa fue reemplazando de manera paulatina los programas gubernamentales preexistentes (Auxílio Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação y PETI en 2006) e impone a sus usuarios condicionantes de salud y educación para permanecer en el programa. Antes de 2012 no existían condicionantes de educación para niños mejores de 5 años<sup>6</sup>, ya que el requisito de la educación solo existía para niños de entre 6 y 17 años. Así pues, podemos afirmar que el aumento de usuarios de Bolsa Família entre 2001 y 2009 no es el causante del aumento de la matrícula en guarderías públicas.

El porcentaje de familias que se han beneficiado de Bolsa Família creció considerablemente en el período 2004-2009, y los investigadores podrían considerar la hipótesis de si un incremento en la participación laboral femenina durante este período se debería a este aumento. Por lo general, esperamos que un incremento de los ingresos del hogar a través del programa Bolsa Família afecte la probabilidad de trabajar de manera más negativa que positiva. Además, el valor máximo de la prestación es más que la mitad del salario mínimo, por lo que no es probable que afecte a la búsqueda de empleo o a la situación laboral actual. Investigaciones previas no han demostrado efectos de este programa sobre el empleo, o en todo caso efectos negativos muy limitados (Foguel y Barros, 2010). En consecuencia, de existir algún efecto del programa Bolsa Família sobre la situación laboral de madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos, lo más probable es que sea un efecto negativo: lo contrario que esperamos de un incremento de las plazas en guarderías públicas. Por ello, no afecta nuestras estimaciones. Sin embargo, nuestro modelo incluye un control para indicar si el hogar recibe transferencias de Bolsa Família. La construcción de esta variable se explica en la sección B.

Otra hipótesis para el incremento de la oferta de empleo está relacionada con los aumentos del PIB per cápita, que podrían traducirse en una mayor demanda de trabajadores y, por consiguiente, en un aumento del empleo femenino. Entre 2004 y 2009 el PIB per cápita del Brasil aumentó un 13,4%, con un incremento anual promedio del 2,6%. Es posible

<sup>6</sup> En 2012 se implementó el programa Brasil Carinhoso, cuyo objetivo es incrementar las matrículas en guarderías públicas de niños y niñas de 4 años o menos que participen en el programa Bolsa Família. Proporciona una mayor transferencia por alumno del Fondo Nacional de Desarrollo de la Educación (FNDE) a la escuela si el alumno está apuntado al programa Bolsa Família.

que este considerable crecimiento del PIB per cápita afectara tanto al grupo de tratamiento (madres cuyo hijo o hija menor tiene entre 0 y 4 años) como al grupo de control (madres sin hijos), y sus efectos se reflejan en los efectos fijos del año incluidos en la regresión. Por último, investigaciones previas han mostrado que los aumentos en las tasas de desempleo masculinas, en especial en el contexto de crisis económicas, pueden traducirse en una mayor participación laboral de sus esposas para brindar protección ante las pérdidas de los hogares (Parrado y Zenteno, 2001). Por eso es importante analizar si se producen recesiones o crisis de desempleo en el período observado. Los datos de los indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial, 2015) muestran que la tasa de desempleo masculino no experimentó una variación significativa en el Brasil, pasando del 6,8% en 2004 al 6,09% en 2009, siendo el promedio de 6,3%. De este modo, no es probable que este factor haya afectado al empleo de las madres cuyo hijo o hija menor esté en edad de asistir a la guardería.

Por último, el documento no tiene en cuenta el reparto del trabajo y la contribución de los hombres a las tareas domésticas para la participación laboral femenina y las horas de trabajo. No se espera que este cambio sea muy rápido y, por lo general, las normas de género cambian más despacio (Goldscheider, Bernhardt y Lappegård, 2015), de modo que es poco probable que se produzca una variación significativa en cuatro años que pueda afectar a la variable dependiente y confundir los resultados obtenidos. Además, si el cambio fuera muy significativo en la década, el análisis placebo habría arrojado resultados significativos.

## E. Conclusión

La participación laboral femenina ha aumentado en países en desarrollo; no obstante, las madres siguen enfrentando diversas restricciones. La literatura muestra que una de estas restricciones puede consistir en la disponibilidad de plazas preescolares, ya que una escasez de centros preescolares reduce las posibilidades de las madres de tener acceso a un cuidado infantil formal (Gelbach, 2002; Barros y otros, 2013). En el presente documento se ha analizado si un incremento exógeno en la disponibilidad de guarderías en el Brasil está asociado con el empleo de las madres cuyo hijo o hija menor se encuentre en edad de asistir a la guardería (4 años o menos). El aumento de la disponibilidad de guarderías públicas entre 2007 y 2009 en el Brasil vino motivado por una reforma de ámbito nacional y puede considerarse en gran medida exógena a la demanda de las madres de plazas de guardería a nivel local.

La base de datos empleada es la Encuesta Nacional de Hogares (PNAD) con datos transversales combinados de 2001 a 2009, los únicos datos en el Brasil en ese período que son representativos a nivel nacional y están disponibles anualmente. Se estimaron diferencias en diferencias comparando a madres cuyo hijo o hija menor tiene 4 años o menos con madres sin hijos antes (2004-2006) y después (2007-2009) de la reforma del cuidado infantil del Brasil, por situación familiar. El incremento de la probabilidad de trabajar en el período 2007-2009 se estimó a través de una regresión probit, y el incremento de las horas trabajadas por semana, usando una regresión Tobit. Estas regresiones se estimaron también para muestras de educación.

En el caso de madres casadas o que conviven en pareja, el aumento de plazas disponibles en guarderías públicas se asoció de manera positiva con la probabilidad de trabajar en 2007-2009, con un incremento del número de madres en la fuerza laboral de un 2,16% y de 1,8 horas trabajadas a la semana. Si bien la disponibilidad de plazas afectó la probabilidad de trabajar y las horas trabajadas de las mujeres casadas, el efecto fue menor en el caso de las madres solteras, con un incremento del 1,2% en la participación laboral y sin efecto sobre las horas trabajadas. Esta diferencia entre madres casadas o que cohabitan y madres solteras se debe probablemente a la tasa considerablemente menor de participación y horas trabajadas que presentan las primeras. Al tener en cuenta el nivel educativo, el efecto de la política fue mayor en el caso de las madres con un nivel educativo inferior, especialmente aquellas con un nivel educativo inferior a la educación secundaria. Por último, las estimaciones placebo indican que el efecto no está provocado por tendencias temporales en el empleo de las madres cuyo hijo o hija menor está en edad de asistir a la guardería.

En conclusión, es probable que la expansión de las guarderías públicas sea un tipo de intervención política interesante para incrementar el empleo de madres con un bajo nivel educativo en países en desarrollo y para reducir el tiempo que pasan fuera del mercado laboral después del nacimiento de un hijo o hija, al tiempo que aporta una solución adicional para aumentar los ingresos y mitigar la pobreza. Si las guarderías públicas ofrecen buena calidad e infraestructuras, la ampliación de plazas puede generar también resultados positivos en la infancia al aumentar su desarrollo cognitivo y ayudar a seguir rompiendo el ciclo de la pobreza. Así pues, al evaluar este tipo de intervención, es importante tener en cuenta los beneficios a corto y largo plazo para la madre, para el hijo o hija y para la familia en su conjunto.

## Bibliografía

- Bainbridge, J., M. K. Meyers y J. Waldfogel (2003), “Child care policy reform and the employment of single mothers”, *Social Science Quarterly*, vol. 84, N° 4, diciembre.
- Baker, M., J. Gruber y K. Milligan (2008), “Universal child care, maternal labor supply, and family well-being”, *Journal of Political Economy*, vol. 116, N° 4, agosto.
- Banco Mundial (2015), “Indicadores del desarrollo mundial” [en línea] <https://databank.bancomundial.org/reports.aspx?source=world-development-indicators>.
- (2012), *Latin America and Caribbean Poverty and Labor Brief: The Effect of Women's Economic Power in Latin America and the Caribbean*, Washington, D.C.
- Barros, R. P. y otros (2013), *The impact of access to free childcare on women's labor market outcomes: evidence from a randomized trial in low-income neighborhoods of Rio de Janeiro*, en Gender Impact: the World Bank's Gender Impact Evaluation Database. Washington, D.C., Banco Mundial.
- Bauernschuster, S. y M. Schlotter (2015), “Public child care and mothers' labor supply—Evidence from two quasi-experiments”, *Journal of Public Economics*, N° 123, marzo.
- Berlinski, S. y S. Galiani (2007), “The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment”, *Labour Economics*, 14, N° 3, junio.

- Berquó, E. S. y S. M. Cavenaghi (2014), “Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 31, N° 2, diciembre.
- Blau, D. (2003), “Child care subsidy programs”, *Means-Tested Transfer Programs in the United States*, R. A. Moffitt (ed.), Chicago, University of Chicago Press.
- Blau, D. y J. Currie (2006), “Pre-school, day care, and after-school care: who’s minding the kids?”, *Handbook of the Economics of Education*, vol. 2, E. Hanushek y F. Welch (eds.), Nueva York, North Holland.
- Blau, D. y E. Tekin (2007), “The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers in the USA”, *Journal of Population Economics*, vol. 20, N° 4, octubre.
- Cascio, E. (2009), “Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American public schools”, *Journal of Human Resources*, vol. 44, N° 1.
- Castanheira, H. C. y H. P. Kohler (2017), “Social determinants of low fertility in Brazil”, *Journal of Biosocial Science*, vol. 49, N° S1, noviembre.
- Eissa, N. y J. B. Liebman (1996), “Labor supply response to the earned income tax credit”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, N° 2, mayo.
- Fitzpatrick, M. D. (2012), “Revising our thinking about the relationship between maternal labor supply and preschool”, *Journal of Human Resources*, 47, N° 3.
- Foguel, M. N. y R. P. Barros (2010), “The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities”, *Estudos Econômicos (São Paulo)*, vol. 40, N° 2, junio.
- Gelbach, J. B. (2002), “Public schooling for young children and maternal labor supply”, *The American Economic Review*, vol. 92, N° 1, marzo.
- Goldscheider, F., E. Bernhardt y T. Lappegård (2015), “The gender revolution: a framework for understanding changing family and demographic behavior”, *Population and Development Review*, vol. 41, N° 2, junio.
- Gordon, R. A. y P. L. Chase-Lansdale (2001), “Availability of child care in the United States: a description and analysis of data sources”, *Demography*, vol. 38, N° 2.
- Greene, W. H. (2002), *Econometric Analysis*, Nueva Jersey, Prentice Hall.
- Guiginski, J. y S. Wajman (2019), “La penalización por la maternidad: participación y calidad de inserción de mujeres con hijos en el mercado laboral”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 36.
- Han, W. J. y otros (2009), “Public policies and women’s employment after childbearing”, *NBER Working Paper*, N° 14660, enero.
- Han, W. y J. Waldfogel (2001), “Child care costs and women’s employment: a comparison of single and married mothers with pre-school-aged children”, *Social Science Quarterly*, vol. 82, N° 3, septiembre.
- Havnes, T. y M. Mogstad (2011), “Money for nothing? Universal child care and maternal employment”, *Journal of Public Economics*, 95, N° 11-12, diciembre.
- Heckman, J. J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, vol. 47, N° 1, enero.
- (1974), “Effects of child-care programs on women’s work effort”, *Journal of Political Economy*, vol. 82, N° 2, parte 2, marzo-abril.
- INEP (Instituto Nacional de Estudos e Investigações Educativas Anísio Teixeira) (2020), “Estatísticas Censo Escolar” [en línea] <https://www.gov.br/inep/pt-br/acesso-a-informacao/dados-abertos/inep-data/estatisticas-censo-escolar>.
- Lefebvre, P. y P. Merrigan (2008), “Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: a natural experiment from Canada”, *Journal of Labor Economics*, vol. 26, N° 3, julio.
- Martine, G. (1996), “Brazil’s fertility decline, 1965–95: a fresh look at key factors”, *Population and Development Review*, vol. 22, N° 1, marzo.

- McDonald, P. (2000), "Gender equity in theories of fertility transition," *Population and Development Review*, vol. 26, N° 3, septiembre.
- Meyers, M. K., T. Heintze y D. A. Wolf (2002), "Child care subsidies and the employment of welfare recipients", *Demography*, vol. 39, N° 1, febrero.
- Muniz, J. O. y C. Z. Veneroso (2019), "Diferenciais de participação laboral e rendimento por gênero e classes de renda: uma investigação sobre o ônus da maternidade no Brasil", *Dados*, 62, N° 1.
- Naciones Unidas (2022), *World Population Prospects 2022* [en línea] <https://population.un.org/wpp/>.
- Nollenberger, N. y N. Rodríguez-Planas (2011), "Child care, maternal employment and persistence: a natural experiment from Spain", *Discussion Paper Series*, N° 5888. Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Parrado, E. A. y R. M. Zenteno (2001), "Economic Restructuring, Financial Crises, and Women's Work in Mexico", *Social Problems*, vol. 48, N° 4, noviembre.
- Rindfuss, R. R. y K. L. Brewster (1996), "Childrearing and fertility", *Population and Development Review*, vol. 22, suplemento.
- Rindfuss, R. R., K. B. Guzzo y S. P. Morgan (2003), "The changing institutional context of low fertility", *Population Research and Policy Review*, 22, N° 5-6, diciembre.
- Schlosser, A. (2011), "Public preschool and the labor supply of Arab Mothers: evidence from a natural experiment", Universidad de Tel Aviv [en línea] <http://www.tau.ac.il/~analias/Public%20PreSchool.pdf> [fecha de consulta: 5 de junio de 2015].
- Stycos, J. M. y R. H. Weller (1967), "Female working roles and fertility", *Demography*, vol. 4, N° 1, marzo.
- Swanberg, J. E., M. Pitt-Catsouphes y K. Drescher-Burke (2005), "A question of justice: disparities in employees' access to flexible schedule arrangements", *Journal of Family Issues*, vol. 26, N° 6, septiembre.
- Todd, P. (2013), "How to improve women's employability and quality of work in developing and transition economies", *A Roadmap for Promoting Women's Economic Empowerment*, M. Buvinić, R. Furst-Nichols y E. Courey Pryor, United Nations Foundation/ExxonMobil.

# La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento

Mathías Nathan<sup>1</sup>

Recibido: 20/03/2024  
Aceptado: 14/05/2024

## Resumen

La expansión educativa ha sido el principal impulsor del aplazamiento de la maternidad en los países industrializados. En el presente artículo se examinan los casos de la Argentina, Chile y el Uruguay desde una perspectiva de cohortes. Se aplicaron tablas de fecundidad para calcular la probabilidad de permanecer sin hijos entre los 12 y 44 años, por país, cohorte y grupo educativo, y se utilizaron métodos de estandarización y descomposición. Los resultados muestran que las mujeres con menor nivel educativo de la cohorte más joven presentan mayores probabilidades de convertirse en madres a edades más tempranas, mientras que las más educadas están posponiendo el primer nacimiento. En este estudio se pone de relieve cómo los factores contextuales e institucionales influyen de manera crucial en la magnitud del impacto de la expansión educativa y en la configuración de cómo se desarrolla la transición hacia la postergación de la maternidad en la región.

**Palabras clave:** educación, desarrollo de la educación, educación de la mujer, maternidad, primer nacimiento, tasa de natalidad, América del Sur, Argentina, Chile, Uruguay.

<sup>1</sup> Doctor en Ciencias Sociales, opción Estudios de Población, Magíster en Demografía y Estudios de Población por la Universidad de la República, Uruguay. Profesor adjunto, Universidad Católica del Uruguay. Correo electrónico: nathanmathias@gmail.com.

Se agradece a Wanda Cabella, Tomas Sobotka, Eva Beaujouan, Fernando Filgueira, Andrés Peri y Mariana Fernández Soto por los aportes a este artículo, y a Jenny Douch por la lectura de los borradores.

## Abstract

The expansion of education has been the main driving force behind the postponement of motherhood in industrialized countries. This article examines cohorts in Argentina, Chile and Uruguay. Fertility tables were applied to calculate the probability of remaining childless from ages 12 to 44, by country, cohort and education level, and standardization and decomposition methods were used. The results show that less educated women in the youngest cohort are more likely to become mothers at younger ages, while more educated women are postponing having their first child. This study highlights how contextual and institutional factors determine the magnitude of the impact of education expansion and shape the transition to postponement of motherhood in the region.

**Keywords:** education, educational development, women's education, motherhood, first birth, birth rate, South America, Chile, Uruguay.

## Résumé

Le développement de l'éducation a été le principal moteur du retard des naissances dans les pays industrialisés. Cet article se penche sur les cas de l'Argentine, du Chili et de l'Uruguay du point de vue des cohortes. Pour estimer la probabilité de ne pas avoir d'enfant entre 12 et 44 ans, des tables de fécondité ont été utilisées par pays, cohorte et groupe d'éducation, et des méthodes de normalisation et de décomposition ont été employées. Les résultats montrent que les femmes moins scolarisées de la cohorte la plus jeune sont plus susceptibles de devenir mères à un âge plus jeune, tandis que les femmes plus scolarisées retardent leur première naissance. Cette étude met en évidence la manière dont les facteurs contextuels et institutionnels exercent une influence cruciale sur la portée de l'impact de l'expansion de l'éducation et façonnent le déroulement de la transition vers le report de la maternité dans la région.

**Mots clés :** education, developpement de l'education, education des femmes, maternite, premiere naissance, taux de natalite, Amerique du Sud, Chili, Uruguay.

## Introducción

La postergación de la maternidad ha sido ampliamente vinculada con la expansión educativa en la literatura existente (Billari, Liebroer y Philipov, 2006; Kohler, Billari y Ortega, 2002; Mills, y otros, 2011; Neels, y otros, 2017; Ní Bhrolcháin y Beaujouan, 2012; Sobotka, 2004, 2017). A nivel individual, las mujeres que alcanzan niveles educativos más altos tienen más probabilidad de retrasar la transición a la maternidad en comparación con sus pares menos educadas. Esta asociación positiva entre la educación y el momento del primer nacimiento, sugiere que una expansión de la educación secundaria y terciaria podría generar un efecto de composición hacia una maternidad más tardía a nivel poblacional.

América Latina ha logrado avances significativos en la expansión de la educación secundaria y terciaria en las últimas décadas (UNESCO/UNICEF/CEPAL, 2022). Sin embargo, no queda claro cuál ha sido el impacto en la región de esta expansión educativa en el momento del primer nacimiento. Aunque en general se reconoce que en América Latina las mujeres con niveles educativos superiores tienden a postergar el nacimiento de su primer hijo (Batyra, 2020; Binstock, 2010; Lima y otros, 2018; Nathan, 2015a; Rosero-Bixby, Castro-Martín y Martín-García, 2009), muchos expertos sostienen que el efecto de composición resultante del aumento del número de mujeres mejor educadas entre las cohortes más jóvenes se ha visto íntegramente compensado por los cambios en las tasas de primer nacimiento específicas por edad dentro de los grupos de educación baja y media (Bongaarts, Mensch y Blanc, 2017; Esteve y Florez-Paredes, 2018).

Según la literatura, se prevé que el impacto de las disparidades educativas en la edad al primer nacimiento disminuya a medida que se vaya extendiendo en la sociedad una norma reproductiva nueva (Bongaarts y Watkins, 1996; Kohler, Billari y Ortega, 2002; Lesthaeghe, 2014). Por otro lado, las diferencias de nivel educativo podrían actuar como un mecanismo de estratificación, produciendo disparidades estables o crecientes en los resultados de fecundidad a lo largo del tiempo. Este último argumento concuerda con investigaciones previas sobre la polarización social en la planificación de la fecundidad y el comportamiento familiar en Europa y América del Norte (McLanahan, 2004; Ravanera y Rajulton, 2006; Rendall y otros, 2010; Rendall y otros, 2009; Sobotka, 2004, 2010).

Los países del Cono Sur (Argentina, Chile y Uruguay) parecen estar a la vanguardia del cambio hacia un régimen de fecundidad tardía en América Latina (Lima y otros, 2018; Nathan, Pardo y Cabella, 2016; Pardo y Cabella, 2018); sin embargo, han sido excluidos de casi todos los estudios regionales sobre el momento de la fecundidad, probablemente debido a la falta de series de datos comparables en estos países. En estudios recientes se ha superado esta limitación integrando datos de encuestas alternativas en el conjunto de países de la Encuesta Demográfica y de Salud (Castro Torres, Batyra y Myrskylä, 2022), utilizando datos censales (Rodríguez y San Juan Bernuy, 2020), mientras que otros han producido estimaciones de las tasas de primer nacimiento combinando datos de

estadísticas vitales, censos y estimaciones de población (Lima y otros, 2018; Nathan y Pardo, 2019; Pardo y Cabella, 2018; Rosero-Bixby, Castro Martín y Martín García, 2009). Quizá si se consideraran países como la Argentina, Chile y el Uruguay se obtendría una perspectiva complementaria de las tendencias de la edad al primer nacimiento y el efecto del cambio educativo en comparación con estudios anteriores. Los países del Cono Sur también han experimentado un ritmo desigual de expansión educativa, lo que permite examinar en qué medida la educación ha desempeñado un papel crítico en el surgimiento del retraso en la maternidad.

Este estudio tiene por objeto analizar los cambios en la edad al primer nacimiento según el nivel educativo en la Argentina, Chile y el Uruguay desde una perspectiva de cohortes. Al describir las diferencias de los momentos de la maternidad por grupos educativos en estos tres países se obtiene más evidencia de la evolución del retraso de la fecundidad en América Latina debido a sus diferencias predominantes en la proporción de mujeres que completaron la educación secundaria, siendo Chile el país con la cifra más alta en América Latina, el Uruguay con una de las más bajas y la Argentina en una posición intermedia (UNESCO, 2013).

## **A. La contribución de la mayor educación femenina a la postergación del primer nacimiento**

La relación entre el nivel educativo alcanzado y la edad al primer nacimiento está bien establecida; se observa que las mujeres que tienen niveles educativos más bajos tienden a experimentar la maternidad a edades más tempranas y las mujeres con educación superior a menudo retrasan su primer nacimiento hasta edades más avanzadas (Billari, Liefbroer y Philipov, 2006; Sobotka, 2004; Vasireddy y otros, 2022). Cuatro factores principales a nivel micro influyen en esta relación: la matrícula escolar y la incompatibilidad de roles, las actitudes hacia la maternidad y las intenciones de fecundidad, los costos de oportunidad asociados con la formación de una familia y el uso de anticonceptivos.

La explicación de la matrícula escolar y la incompatibilidad de roles consiste en la dificultad de equilibrar las exigencias de ser estudiante y criar un hijo simultáneamente, sobre todo para las mujeres (Mills y otros, 2011). Quienes se matriculan en la escuela suelen priorizar su educación por sobre el inicio de una familia, y en general tienen recursos económicos limitados y se enfrentan a expectativas normativas en torno a la maternidad en sus redes sociales (Billari, Liefbroer y Philipov, 2006; Neels y otros, 2017). En dos estudios se concluyó que el aumento de la participación educativa explicaba entre tres quintos y tres cuartos del aumento observado en la edad media al primer nacimiento en Bélgica, Francia y el Reino Unido entre 1970 y 2000, lo que indica que la matrícula tiene un efecto neto más fuerte que el logro educativo (Neels y otros, 2017; Ní Bhrolcháin y Beaujouan, 2012).

Las actitudes hacia la maternidad y las intenciones de fecundidad están asociadas con los cambios ideacionales descritos en la teoría de la segunda transición demográfica (Lesthaeghe, 2010). El cambio cultural hacia un estilo de vida más individualista, caracterizado por una mayor autonomía individual, mayores aspiraciones de autorrealización, metas de consumo y ocio más elevadas, y el repliegue de los compromisos a largo plazo, ha generado una creciente demanda de educación superior entre las mujeres y ha provocado la postergación de las transiciones familiares (Billari Liefbroer y Philipov, 2006; Sobotka, 2008). Las personas altamente educadas también son más propensas a adoptar valores, preferencias y comportamientos asociados con los de la segunda transición demográfica (Billari y Philipov, 2004; Perelli-Harris y otros, 2010).

La literatura sugiere que las mujeres muy educadas enfrentan mayores costos de oportunidad asociados con tener hijos, lo que puede llevar a un retraso en su transición a la maternidad (Gustafsson, 2001). Además, dichas mujeres a menudo tienen aspiraciones de regresar al trabajo después de la licencia por maternidad. Aumentar la provisión de cuidado infantil formal puede ayudar a facilitar la combinación de la actividad económica y la maternidad, reduciendo así los costos de oportunidad (Billari y otros, 2007). Las diferencias en el retorno económico de la educación, como mejores oportunidades laborales, seguridad laboral y salarios más altos, pueden afectar tanto las aspiraciones reproductivas y preferencias de las personas como los costos de oportunidad de la maternidad. Por lo tanto, los mayores niveles de retorno educativo pueden contribuir a un retraso en la transición a la maternidad (Gustafsson y Kalwij, 2006).

Por último, el argumento en torno al uso y conocimiento de anticonceptivos sugiere que las mujeres con niveles más altos de educación suelen estar mejor informadas sobre los métodos anticonceptivos disponibles y tienen actitudes más positivas hacia la regulación deliberada de la fecundidad (Jejeebhoy, 1995). La educación también influye para mejorar la comunicación interpersonal dentro de las parejas, incluidas aquellas relacionadas con decisiones familiares, como el tamaño de la familia y cómo lograrlo. Por lo tanto, las mujeres mejor educadas tienen más probabilidades de tener la autoridad y el poder para tomar decisiones sobre asuntos reproductivos desde una etapa temprana de sus vidas sexuales y conyugales.

A nivel macro, el aumento de nivel educativo de las mujeres tiende a estar asociado con edades más avanzadas al primer nacimiento, atribuible a una postergación de la conducta reproductiva entre las mujeres que alcanzan la educación secundaria y terciaria. Sin embargo, el impacto de este efecto de composición depende de los cambios en las diferencias en el momento del primer nacimiento entre grupos educativos a lo largo del tiempo. Si el gradiente educativo permanece constante, expandir la educación debería retrasar la edad al primer nacimiento a nivel agregado (Grant, 2015). Este efecto podría reforzarse si el retraso en la maternidad se generaliza entre los grupos educativos. Sin embargo, si la maternidad temprana se vuelve más común entre las mujeres con niveles educativos más bajos, el impacto de la expansión educativa en la edad al primer nacimiento podría ser pequeño o incluso inexistente.

Además, la expansión educativa puede producir cambios dentro de cada grupo educativo, lo que contribuye a una mayor diversidad de antecedentes sociales, actitudes, preferencias reproductivas y aspiraciones. A medida que más mujeres obtienen una educación superior, el grupo se vuelve más heterogéneo. En el otro extremo del gradiente educativo, las menos educadas pueden formar grupos más homogéneos, cada vez más integrados por mujeres de estratos socioeconómicos bajos (Beaujouan, Brzozowska y Zeman, 2016; Castro Torres, Batyra y Myrskylä, 2022; Grant, 2015; Raymo y otros, 2015).

Pese a que en general se cree que la expansión educativa impulsa el retraso de la fecundidad, los datos señalan que sus efectos en la edad al primer nacimiento pueden ser limitados debido a cambios dentro de los grupos educativos, tanto en regiones desarrolladas (Neels y De Wachter, 2010; Ní Bhrolcháin y Beaujouan, 2012; Rendall y otros, 2010; Rindfuss, Morgan y Offutt, 1996) como en países latinoamericanos (Bongaarts, Mensch y Blanc, 2017; Esteve y Florez-Paredes, 2018).

## **B. La edad al primer nacimiento en la Argentina, Chile y el Uruguay**

La característica más destacada de la transición de la fecundidad en América Latina ha sido la persistencia de un patrón temprano de inicio de la maternidad en el contexto de un rápido declive de la fecundidad general (Guzmán y otros, 2006). Esta “paradoja latinoamericana” (Bozon, Gayet y Barrientos, 2009) contrasta con las tendencias observadas en la mayoría de las regiones del mundo, donde la disminución de los niveles de fecundidad estuvo acompañada por el retraso de la maternidad (Kohler Billari y J. A. Ortega, 2002; Sobotka, 2004). En América Latina el inicio precoz de la actividad sexual y la entrada temprana en la primera unión se han vinculado estrechamente a la estabilidad en la edad media de las mujeres al primer nacimiento (Bongaarts, Mensch y Blanc, 2017; Bozon, Gayet y Barrientos, 2009; Rodríguez, 2013).

El patrón de baja fecundidad y estabilidad de la edad al primer nacimiento persistió incluso en el contexto de una expansión educativa sustancial. El impacto moderado de la expansión educativa en el momento de la transición a la maternidad se denominó la “paradoja de la estabilidad” (Bongaarts, Mensch y Blanc, 2017; Esteve y Florez-Paredes, 2018). Los investigadores señalaron que el retraso previsto del primer nacimiento en el contexto de la expansión educativa estuvo contrarrestado por cambios en las tasas de primer nacimiento dentro de los estratos educativos: las mujeres de cohortes más jóvenes, sobre todo aquellas con bajos niveles de educación, estaban experimentando la primera unión y la maternidad a edades más tempranas que las cohortes anteriores. Sin embargo, dado el efecto de composición de los niveles educativos crecientes en la región, se observó una disminución del porcentaje de madres adolescentes y jóvenes entre 1990 y 2010; en los países donde la

maternidad adolescente igualmente aumentó, la magnitud del aumento habría sido mucho mayor de no producirse los cambios de composición (Rodríguez Vignoli y Cavenaghi, 2014; Rodríguez Vignoli y San Juan Bernuy, 2020)<sup>2</sup>.

En América Latina, la Argentina, Chile y el Uruguay fueron señalados como los pioneros de la transición hacia un régimen de fecundidad tardía (Esteve y Florez-Paredes, 2018; Lima y otros, 2018; Rosero-Bixby, Castro Martín y Martín García, 2009). Estudios anteriores han revelado un aumento gradual en la edad media al primer nacimiento desde principios de la década de 2000 en estos países, junto con una creciente dispersión en el momento del primer nacimiento (Binstock, 2010; Fuentes y otros, 2010; Lima y otros, 2018; Nathan, 2015b; Nathan y Pardo, 2019; Nathan, Pardo y Cabella, 2016; Pardo y Cabella, 2018). El Uruguay está claramente a la vanguardia, dado que exhibe la mayor edad media al primer nacimiento, pero también la mayor heterogeneidad en la edad al primer nacimiento, lo que se ha atribuido al aumento de los diferenciales educativos (Cardozo y Iervolino, 2009; Nathan, 2015a; Varela Petito, Fostik y Fernández Soto, 2012; Videgain, 2006). En la Argentina, la edad al primer nacimiento no ha cambiado sustancialmente entre las mujeres nacidas antes de 1960 y después de 1980: se observó un aplazamiento incipiente entre los grupos más favorecidos junto con la persistencia de la maternidad temprana entre los estratos socioeconómicos bajos (Binstock, 2010; Merteikian, 2022; Pardo y Cabella, 2018). En Chile, aunque se ha registrado un aumento de la escolarización de las mujeres, no se observó un cambio sustancial en la edad al primer nacimiento antes del final de la década de 2000, más allá de la postergación del primer nacimiento exclusivamente entre las mujeres de estratos socioeconómicos altos (Fuentes y otros, 2010).

En cuanto a la composición histórica de sus poblaciones, así como a las trayectorias demográficas, sociales y culturales que han trazado, la Argentina, Chile y el Uruguay tienen una variedad de características en común, como la gran influencia de la inmigración europea en los comportamientos culturales y el desarrollo temprano de los Estados de bienestar (Binstock y otros, 2016). La Argentina y el Uruguay experimentaron la transición de fecundidad más temprana en América Latina, comenzando a fines del siglo XIX (Pantelides, 2006; Pellegrino, 2010). Las tasas de fecundidad en Chile comenzaron a caer más tarde y desde un nivel considerablemente más alto que en la Argentina y el Uruguay a principios de la década de 1960 (Chackiel, 2004; Guzmán y otros, 2006). Estos países, junto con Cuba, han liderado la disminución de la fecundidad en América Latina hacia niveles por debajo del nivel de reemplazo, a pesar de las diferencias en el inicio y la progresión de sus transiciones de fecundidad.

<sup>2</sup> Estos autores examinaron el efecto combinado de los cambios en las estructuras educativas y de edad en el nivel agregado de maternidad en adolescentes. Los efectos de la estructura de edad son importantes cuando se comparan grupos de edad a lo largo del tiempo (por ejemplo, 15 a 19 años), ya que la probabilidad de tener un hijo a una edad temprana se dispara con la edad. Los cambios en la estructura de edad podrían controlarse si el análisis se restringe a un solo año de edad (por ejemplo, 25 años) o mitigarse considerablemente utilizando un intervalo de edad más corto (por ejemplo, 19 a 20 años), como en el trabajo de Rodríguez Vignoli y San Juan Bernuy (2020). En cualquier caso, los autores señalaron que los cambios en la estructura educativa han tenido un efecto mayor que los cambios en la estructura de edad.

Sin embargo, existen diferencias entre la Argentina, Chile y el Uruguay que han incidido en los comportamientos de fecundidad de cada país. Debido a su alto índice de secularización y la influencia debilitada de la Iglesia, el Uruguay está a la vanguardia de la reforma jurídica y el reconocimiento de las demandas de la sociedad civil (Binstock y otros, 2016). Por ejemplo, el divorcio es legal en el Uruguay desde 1907; en Chile, la ley de divorcio se aprobó en la primera década de este siglo (2004), mientras que en la Argentina se aprobó hacia fines del siglo XX (1987). Más recientemente, el Uruguay fue el primer país de la región en legalizar los matrimonios entre personas del mismo sexo y la interrupción voluntaria del embarazo en todos los casos (en 2010 y 2012, respectivamente), seguido algún tiempo después por la Argentina.

## C. Datos

En este estudio se utilizaron tres fuentes de datos: i) la encuesta MICS4 de 2011-2012, realizada en la Argentina como parte del programa global de encuestas de indicadores múltiples por conglomerados (MICS) implementado por el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF) (N=5.751)<sup>3</sup>; ii) la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011 de Chile (N=18.716), una encuesta a gran escala que ha realizado el Ministerio de Desarrollo Social y Familia de Chile desde 1990 para recopilar información sobre las características socioeconómicas de su población<sup>4</sup>, y iii) el censo nacional de población de 2011 del Uruguay (N=298.218), realizado por el Instituto Nacional de Estadística para obtener información sobre las características demográficas, sociales y económicas de la población<sup>5</sup>. Estos conjuntos de datos han sido utilizados por académicos en estudios sobre el momento de la fecundidad a nivel nacional (Fanta y Tumas, 2020; Nathan, 2015a; Rodríguez y otros, 2017).

Los datos sobre la fecha del primer nacimiento o la edad de las mujeres, entre aquellas que han tenido al menos un hijo nacido, estuvieron disponibles en todas las fuentes de datos seleccionadas. Mientras que los cuestionarios de la encuesta en la Argentina y Chile incluían una pregunta directa para captar la edad al primer nacimiento, el censo uruguayo preguntaba por el año del primer nacimiento<sup>6</sup>. La proporción de mujeres con datos faltantes para el momento del primer nacimiento en las cohortes seleccionadas fue relativamente baja, oscilando entre el 0,1% en Chile y el 4,1% en el Uruguay. En el presente estudio solo se analizaron las encuestadas con datos completos.

<sup>3</sup> La encuesta MICS4 de 2011-2012 en la Argentina recopiló información de una muestra representativa de hogares e individuos sobre una variedad de temas, incluidos la fecundidad y la planificación familiar, la salud materna e infantil, la educación y otros indicadores relacionados con el bienestar de niños, niñas y mujeres. El conjunto de datos se descargó de Encuestas de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) [en línea] <http://mics.unicef.org/surveys> el 1 de julio de 2015.

<sup>4</sup> Conjunto de datos extraídos del Observatorio Social [en línea] <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen-2011> el 1 de julio de 2015.

<sup>5</sup> Conjunto de datos extraídos del Instituto Nacional de Estadística [en línea] <https://www.ine.gub.uy/> el 1 de julio de 2015.

<sup>6</sup> Los datos correspondientes a Chile señalan una leve concentración de edades al primer nacimiento en 18, 20 y 30 años (véase el gráfico A1.1 del anexo).

Para fines comparativos y para minimizar posibles distorsiones en la serie de datos de la Argentina debido al tamaño de su muestra, las mujeres fueron agrupadas en tres cohortes de nacimiento de 5 años (1948-1952, 1963-1967 y 1978-1982) y marcadas como “1950”, “1965” y “1980”, respectivamente. Cabe señalar que en los datos para la Argentina no hay información sobre la experiencia reproductiva de la cohorte de 1948-1952, ya que solo se encuestaron mujeres menores de 50 años en la encuesta MICS4. El número de casos y los datos faltantes en variables críticas por país y cohorte se muestran en el cuadro A1.1 del anexo.

Se utilizó la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CINE) de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO), revisión de 2011, para categorizar a las mujeres según su nivel de educación en cada país:

- i) Bajo: hasta la escuela secundaria incompleta (CINE 0-2 y CINE 3 incompleto);
- ii) Medio: escuela secundaria completa o educación terciaria incompleta (CINE 3 completo y CINE 5-6 incompleto);
- iii) Alto: estudios terciarios de ciclo corto completos, licenciatura o equivalente, maestría o estudios doctorales (CINE 5-6 completos y CINE 7-8).

El conjunto de datos original de la encuesta MICS4 de 2011-2012 y la encuesta CASEN de 2011 incluye variables agregadas del nivel de educación y su completitud (*xwlevel* y *educ*, respectivamente), que podrían transformarse directamente en la variable específica de logro educativo utilizada en este estudio. Sin embargo, en el censo del Uruguay de 2011 esa información no figura en una sola variable<sup>7</sup>. Para calcular el nivel educativo de las mujeres uruguayas, se combinaron los datos de tres variables originales: la calificación académica más alta (*niveledu\_r*), la finalización de ese nivel (sí/no) (*peredo4\_r*) y los requisitos de ingreso en caso de cursar enseñanza técnica (*peredo6\_r*).

Dado que este estudio se basa en el nivel educativo más alto que una mujer ha completado para el momento de la encuesta/censo, los resultados podrían estar sujetos a causalidad inversa. Las mujeres que entran a la maternidad a edades tempranas tienen más probabilidades de abandonar la educación antes de alcanzar niveles más altos (Cohen, Kravdal y Keilman, 2011; Tropf y Mandemakers, 2017). El problema de una posible causalidad inversa no se pudo abordar aquí con los datos disponibles, dado que no hay información sobre la edad al abandonar la educación, por lo que es imposible analizar la secuencia de eventos. Este estudio no tiene por objeto establecer una relación causal entre la educación y la edad al primer nacimiento, es decir, la capacidad de determinar empíricamente si el factor educativo es un determinante del momento de la fecundidad o viceversa. Además, la relación entre la educación y el momento de la maternidad puede ser

<sup>7</sup> La composición de mujeres por nivel educativo proporcionada por la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) realizada en la Argentina y la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) realizada en Chile se comparó con los datos del censo de 2010 en la Argentina y del censo de 2017 en Chile y se obtuvieron resultados consistentes respecto de la composición educativa de las cohortes examinadas en ambos países.

espuria (es decir, afectada por factores comunes observados o no observados), invertida o el resultado de una decisión individual simultánea en las dos esferas de la vida (Balbo, Billari y Mills, 2013).

## D. Métodos

### 1. Computación de tablas de fecundidad por cohortes

Se aplicó el método de tabla de vida de decremento único para calcular la probabilidad de permanecer sin hijos  $S_0$  a la edad exacta  $x$ , por país, cohorte y grupo educativo. El método de tabla de vida ha sido regularmente utilizado por demógrafos como un enfoque eficaz para modelar la progresión de las mujeres desde la ausencia de hijos hasta la paridad uno y las paridades posteriores a medida que envejecen (Jasilioniene y otros, 2015; Ortega y Kohler, 2002).

En este estudio, el cálculo de  $S_0(x)$  es análogo a la función de probabilidad de supervivencia en la tabla de vida. Se parte del supuesto de que todas las mujeres permanecen sin hijos a los 12 años (el inicio de su vida reproductiva). Por lo tanto,

$$S_0(12) = 1, \quad (1)$$

A medida que envejecen, la proporción de mujeres que permanecen sin hijos al principio de cada intervalo de edad se calcula como:

$$S_0(x) = 1 - \frac{B_1(x)}{W_0}, \text{ para } 12 < x < (30)45 \quad (2)$$

donde  $B_1(x)$  es el número de mujeres que tuvieron su primer hijo durante el intervalo de edad de 12 y  $x$ , y  $W_0$  es el número de mujeres sin hijos a los 12 años, correspondiente al tamaño de la cohorte. La proporción de mujeres sin hijos a cualquier edad se analizó en cualquier edad dentro del intervalo de 12 a 44 años para las cohortes de 1950 y 1965, y el intervalo de 12 a 29 años para las cohortes de 1980. Las variables *país* y *educación* se introdujeron como variables constantes en el tiempo en las correspondientes tablas de fecundidad.

Las estimaciones de  $S_0(x)$  se muestran por cohorte, país y grupo educativo. Para mejorar la visualización de los resultados, se utilizó un promedio móvil de tres años de edad para suavizar las curvas de  $S_0(x)$  en la Argentina y Chile, con un enfoque especial en los valores de  $S_0(20)$  y  $S_0(29)$  para examinar los cambios en la fecundidad entre cohortes con respecto a la maternidad temprana y tardía, respectivamente.

### 2. Estandarización y descomposición

Se aplicaron métodos de estandarización y descomposición para separar los efectos de los cambios en la edad al primer nacimiento dentro de cada grupo educativo (efecto de tasa) de los cambios en la distribución de las mujeres por grupo educativo (efecto de

composición), sobre el cambio general  $S_0(x)$  entre las cohortes de 1950 y 1980. Para realizar la descomposición, cabe destacar que,

$$S_0(x) = \sum_{edu=low}^{high} [S_{0,edu}(x) \times w_{0,edu}], \tag{3}$$

donde  $w_{0,edu}$  es la proporción de mujeres sin hijos por grupo educativo  $edu$  en un país dado.

Como una extensión del método de descomposición desarrollado por Kitagawa (1955), se desglosó la diferencia general en la probabilidad acumulada de estar sin hijos a la edad  $x$  entre las cohortes de 1950 y 1980 en efectos de tasa y composición, en cada país, utilizando la siguiente fórmula:

$$S_0^{1980}(x) - S_0^{1950}(x) = \sum_{edu=low}^{high} \left[ [S_{0,edu}^{1980}(x) - S_{0,edu}^{1950}(x)] \times \left[ \frac{w_{0,edu}^{1950} + w_{0,edu}^{1980}}{2} \right] \right] + \sum_{edu=low}^{high} \left[ \left[ \frac{S_{0,edu}^{1950}(x) + S_{0,edu}^{1980}(x)}{2} \right] \times [w_{0,edu}^{1980} - w_{0,edu}^{1950}] \right], \tag{4}$$

El primer componente de la ecuación  $[S_{0,edu}^{1980}(x) - S_{0,edu}^{1950}(x)] \times \left[ \frac{w_{0,edu}^{1950} + w_{0,edu}^{1980}}{2} \right]$  representa la contribución de los cambios en el  $S_0(x)$  específico dentro de cada grupo educativo (efecto de tasa), mientras que el segundo componente  $\left[ \frac{S_{0,edu}^{1950}(x) + S_{0,edu}^{1980}(x)}{2} \right] \times [w_{0,edu}^{1980} - w_{0,edu}^{1950}]$  indica la contribución de los cambios en la estructura educativa de la población femenina de cada país.

Así, en cada país, el efecto de tasa proporciona el cambio previsto en  $S_0(x)$  si la composición de la población por nivel educativo se hubiera mantenido como en la cohorte de 1950. El efecto de composición, por otro lado, cuantifica la diferencia en  $S_0(x)$  si solo se hubieran observado cambios en la estructura educativa entre las cohortes. Como los datos para las cohortes de 1950 solo estaban disponibles para Chile y el Uruguay, la Argentina quedó fuera de este análisis.

Finalmente, se realizó la estandarización directa de  $S_0(x)$  para evaluar la evolución hipotética de la edad al primer nacimiento de las cohortes de Chile y el Uruguay si hubieran experimentado el ritmo de expansión educativa del otro país,

$$S'_0(x) = \sum_{edu=low}^{high} [S_{0,edu}(x) \times w'_{0,edu}] \tag{5}$$

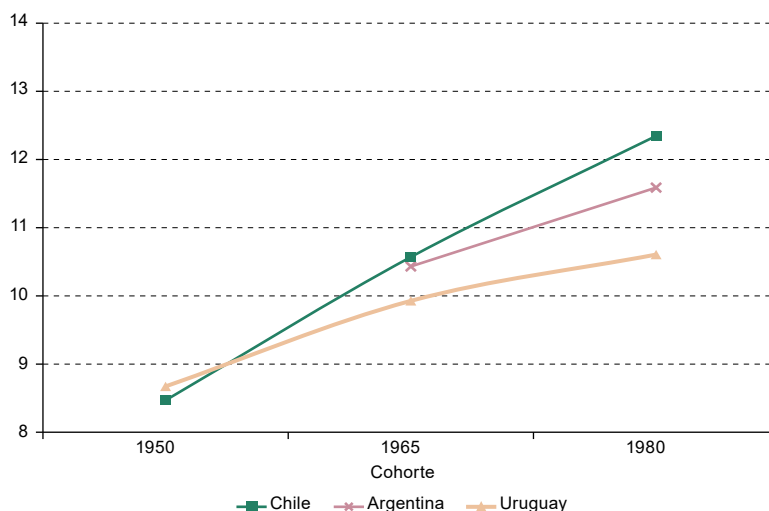
donde  $w'_{0,edu}$  es la distribución relativa por grupo educativo utilizado como estándar. Para presentar los resultados, se compararon las edades medianas interpoladas al primer nacimiento derivadas de  $S_0(x)$  y  $S'_0(x)$  para las cohortes de 1950, 1965 y 1980 en cada país. Para este cálculo, se aplicó una interpolación lineal entre los límites inferior y superior del intervalo de edad que contiene la mediana de la distribución.

## E. Resultados

### 1. Evolución del nivel educativo de las mujeres a través de las cohortes

De conformidad con la literatura, los datos analizados en este estudio muestran que el nivel educativo de las mujeres de la Argentina, Chile y el Uruguay ha aumentado con las sucesivas cohortes, aunque el ritmo de este aumento presenta diferencias notables de un país a otro. Como se muestra en el gráfico 1, Chile experimentó una expansión educativa rápida en comparación con la Argentina y, sobre todo, con el Uruguay. La media de años de escolaridad para las mujeres de las cohortes de 1950 era de aproximadamente 8,5 años tanto en Chile como en el Uruguay, mientras que para las cohortes de 1980, este promedio había aumentado cuatro años en Chile y solo dos en el Uruguay. La trayectoria de cambio en Chile también se apartó de la de la Argentina al observar las cohortes de 1980.

Gráfico 1  
Argentina, Chile y Uruguay: media de escolaridad de las mujeres,  
por país y cohorte, 1950, 1965 y 1980  
(En años)

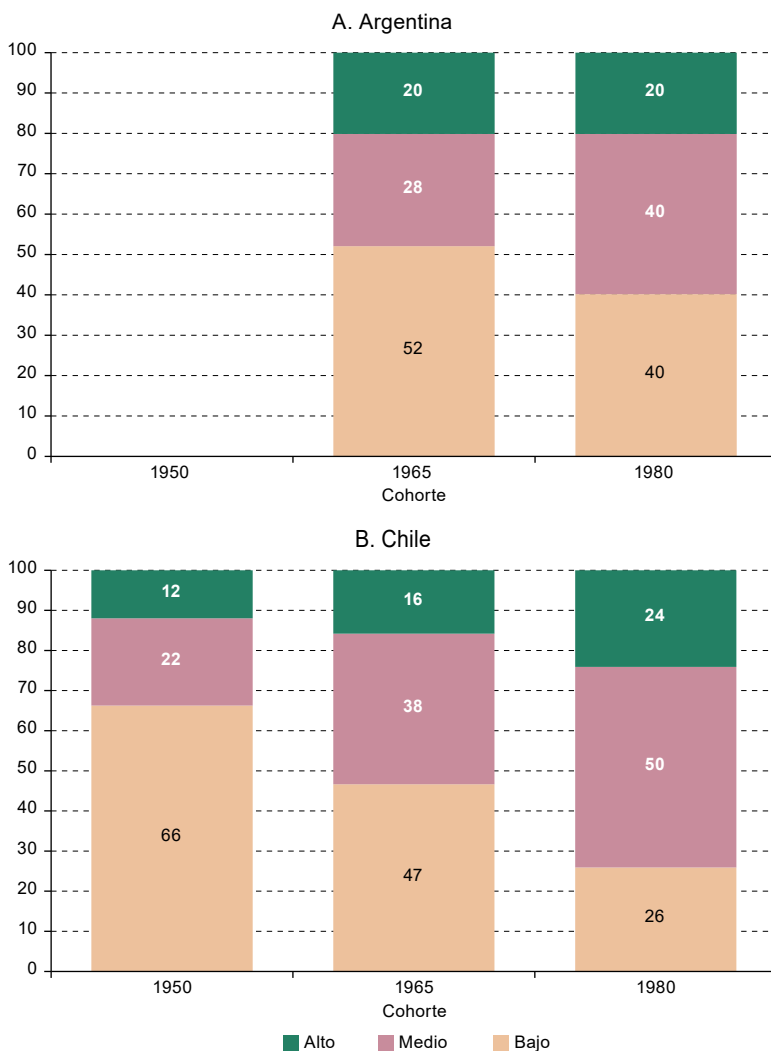


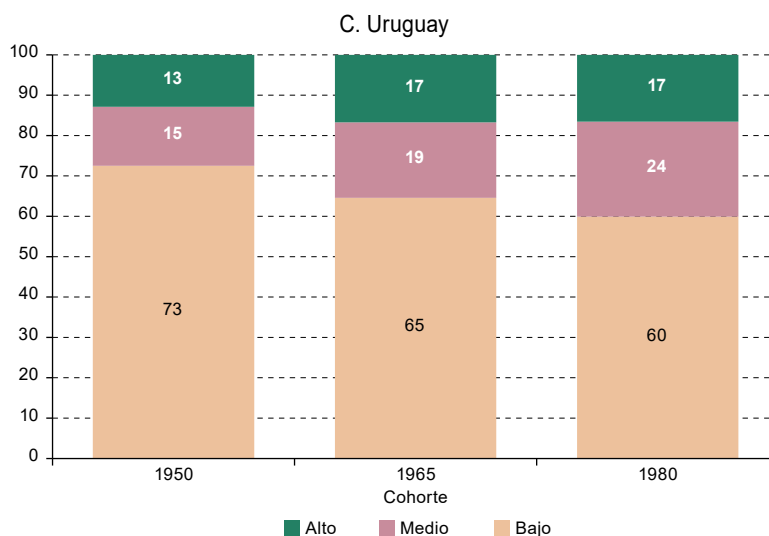
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

El examen de la distribución de las mujeres por nivel educativo muestra las tendencias divergentes en educación en la Argentina, Chile y el Uruguay. Como se muestra en el gráfico 2 (también en el gráfico A1.1 del anexo), la proporción de mujeres con niveles medios y altos de educación aumentó considerablemente en Chile, seguido por la Argentina,

pero menos en el Uruguay. En Chile, tres cuartas partes de las mujeres en la cohorte de 1980 alcanzaron al menos 12 años de escolaridad; en la Argentina, el porcentaje fue del 60%; en el Uruguay, menos del 40%. Sin embargo, si solo se compara el número de mujeres con educación terciaria completa (educación superior), las diferencias entre países se reducen: un 24% en Chile, un 20% en la Argentina y un 17% en el Uruguay, para las cohortes de 1980.

Gráfico 2  
**Argentina, Chile y Uruguay: distribución de mujeres por nivel educativo, país y cohorte, 1950, 1965 y 1980**  
*(En porcentajes)*





**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

**Nota:** Bajo = escuela secundaria incompleta; Medio = escuela secundaria completa y educación terciaria incompleta; Alto = educación terciaria completa.

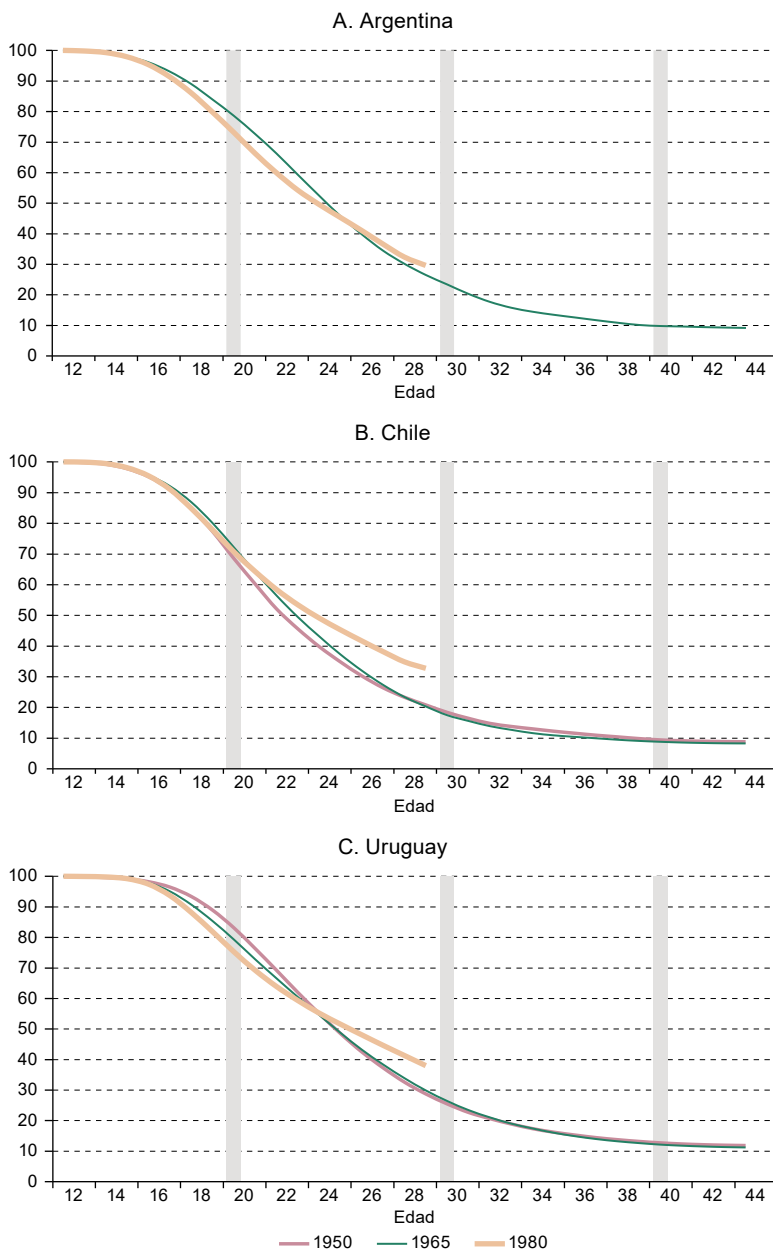
## 2. Cambios en el momento del primer nacimiento a lo largo de las cohortes y grupos educativos

En el gráfico 3 se proporciona una visión general de los cambios en la probabilidad acumulada de no tener hijos a una edad determinada, por país y cohorte. Cabe señalar que las cohortes más jóvenes de la Argentina y el Uruguay entraron más temprano a la maternidad en comparación con sus contrapartes de mayor edad. En el Uruguay, por ejemplo, la proporción de mujeres sin hijos a la edad exacta de 20 años disminuyó del 83% al 75% entre las cohortes de 1950 y 1980. Este patrón no se observó en Chile, ya que el porcentaje de mujeres sin hijos a los 20 años aumentó ligeramente (del 68% al 71%).

Por otro lado, el mayor número observado de mujeres sin hijos a partir de los 25 años en los países examinados apunta a una tendencia hacia una entrada más tardía a la maternidad respecto de cohortes posteriores. La proporción de mujeres sin hijos a los 29 años aumentó del 20% al 33% en Chile y del 30% al 38% en el Uruguay entre las cohortes de 1950 y 1980. Se encontraron signos menos marcados de postergación de la fecundidad en la Argentina, indicado por un aumento moderado entre las cohortes de 1965 y 1980 (del 26% al 30%).

Estas dos tendencias opuestas observadas entre las cohortes más jóvenes de la Argentina, Chile y el Uruguay (es decir, una mayor probabilidad de entrar a la maternidad antes de los 25 años y una transición retrasada al primer nacimiento), especialmente en el Uruguay, definen el patrón de creciente heterogeneidad de la edad al primer nacimiento en los tres países analizados.

Gráfico 3  
**Argentina, Chile y Uruguay: proporción acumulativa de mujeres sin hijos a una edad determinada, por país y cohorte**  
 (En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

**Nota:** Rango de edad: 12 a 44 años; las edades 20, 30 y 40 años están resaltadas.

Por último, la proporción de mujeres sin hijos al término de su vida reproductiva (es decir, a los 40 años) entre las mujeres con trayectorias de fecundidad completas (cohortes de 1950 y 1965) se mantuvo estable en los tres países, siendo el Uruguay el país con la proporción más alta (12%) y Chile la más baja (8%).

Como se muestra en el gráfico 4, el momento del primer nacimiento ha evolucionado de manera diferente según los grupos educativos. En general, las mujeres del grupo educativo bajo en las cohortes de 1980 experimentaron un ingreso más temprano a la maternidad que las cohortes anteriores: la probabilidad acumulativa de tener el primer hijo a los 20 años aumentó del 40% al 54% en Chile y del 22% al 38% en el Uruguay, entre las cohortes de 1950 y 1980. Esta tendencia ya era visible en el Uruguay en mujeres nacidas alrededor de 1965, pero no apareció en Chile hasta la cohorte de 1980. La proporción acumulativa de madres a los 20 años también aumentó en la Argentina, alcanzando al 46% de las mujeres en la cohorte de 1980.

Cabe destacar las diferencias de un país a otro en cuanto a la evolución del comportamiento en el grupo educativo medio. Se observó un inicio más tardío de la maternidad en el Uruguay pero no en la Argentina ni en Chile. La proporción de mujeres sin hijos a los 29 años entre aquellas con un nivel educativo medio aumentó del 37% (1950) al 58% (1980) en el Uruguay, alcanzando un porcentaje mucho más alto que el registrado en la Argentina (30%) y Chile (27%). De hecho, aquellas con un nivel educativo medio en la Argentina y Chile mostraron un patrón de comportamiento similar al de las mujeres del grupo de educación baja. Además, las cohortes de 1980 en estos dos países tenían más probabilidades de tener su primer hijo a edades jóvenes que sus contrapartes mayores.

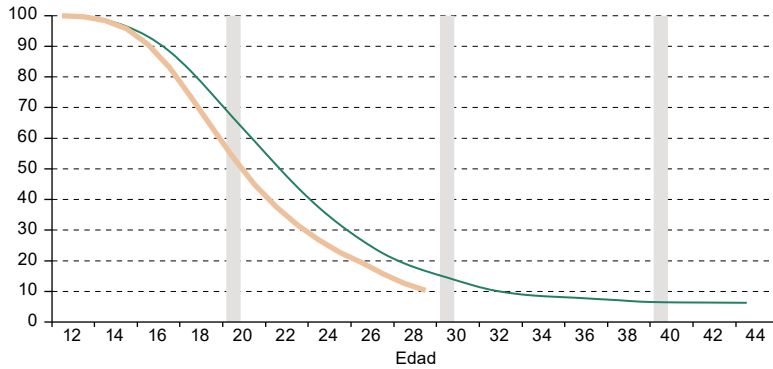
En todos los países se observó la postergación del primer hijo y en definitiva una mayor nuliparidad entre las mujeres muy educadas. El retraso del primer hijo en este grupo educativo comenzó antes en la Argentina y el Uruguay que en Chile. Sin embargo, las mujeres de Chile mostraron un rápido cambio hacia la postergación entre las cohortes de 1965 y 1980 (del 36% al 61%), alcanzando a la Argentina. El retraso en la transición a la maternidad fue notablemente alto en el Uruguay: la proporción de mujeres sin hijos a los 29 años alcanzó el 73% en la cohorte de 1980.

La evolución descrita a lo largo de las cohortes en la Argentina, Chile y el Uruguay revela una creciente brecha en la edad al primer hijo entre los grupos educativos bajos y altos, lo que corresponde al concepto de polarización reproductiva. En efecto, a medida que más mujeres alcanzan niveles más altos de educación, el gradiente educativo del momento del primer hijo se ha vuelto más pronunciado, posiblemente limitando la incidencia potencial de la expansión educativa en la transición hacia un régimen de fecundidad tardía en los países examinados.

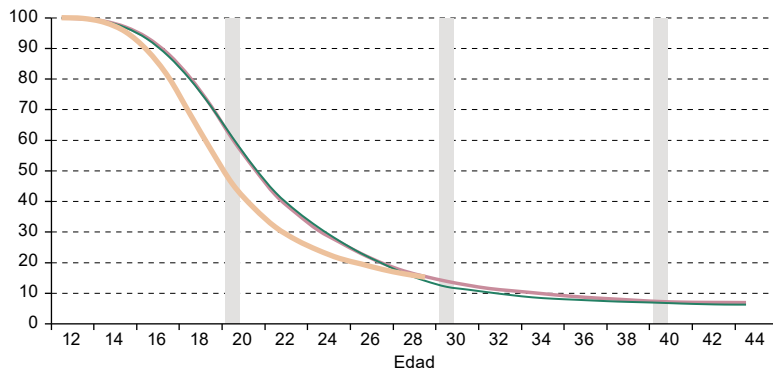
Gráfico 4  
**Argentina, Chile y Uruguay: proporción acumulada de mujeres sin hijos a una edad determinada, por nivel educativo, país y cohorte**  
 (En porcentajes)

A. Bajo

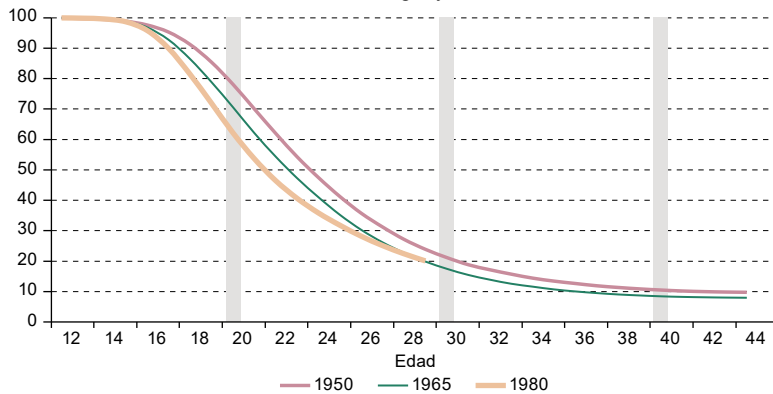
1. Argentina



2. Chile

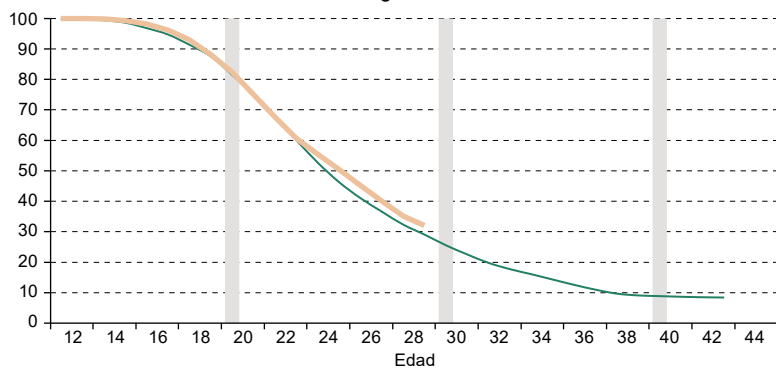


3. Uruguay

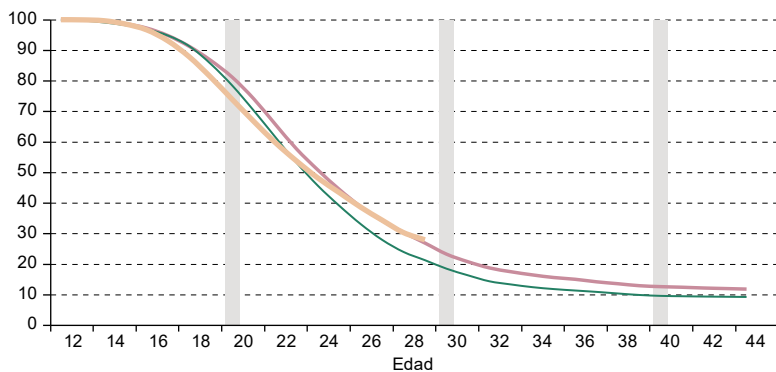


B. Medio

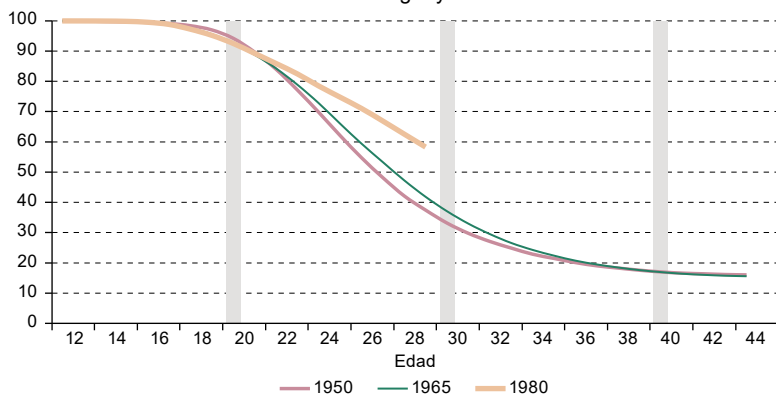
1. Argentina



2. Chile

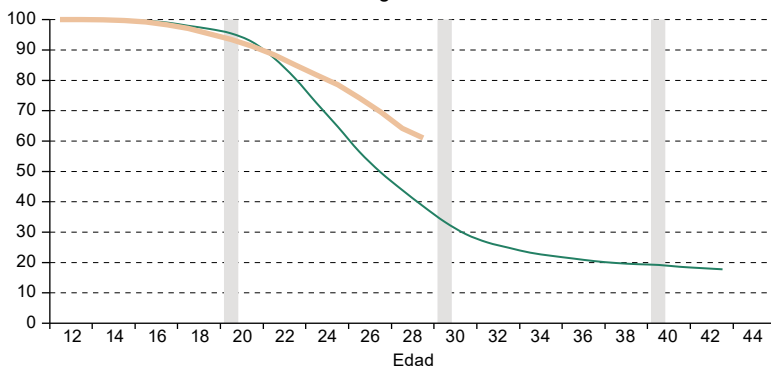


3. Uruguay

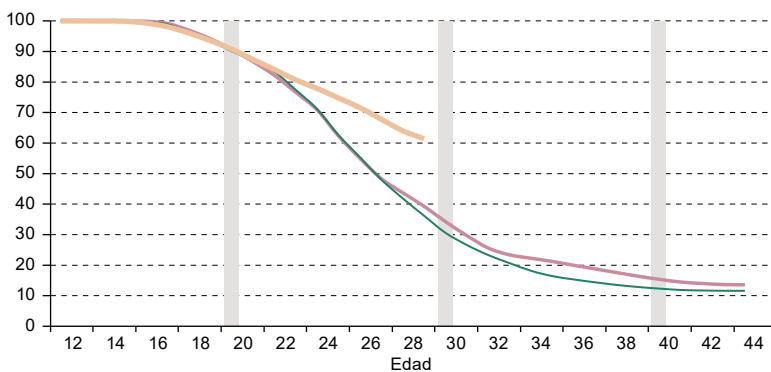


C. Alto

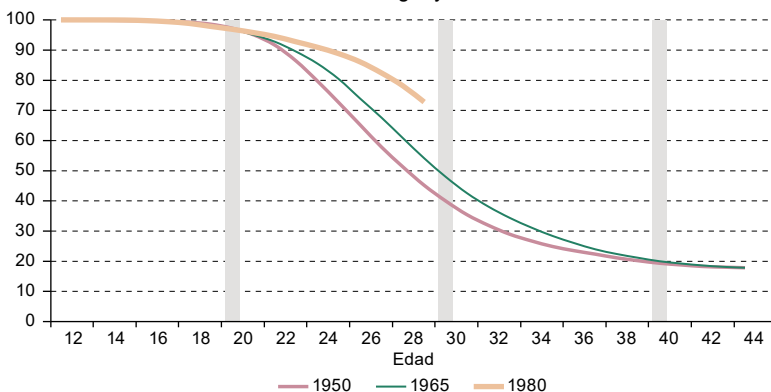
1. Argentina



2. Chile



3. Uruguay



— 1950 — 1965 — 1980

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

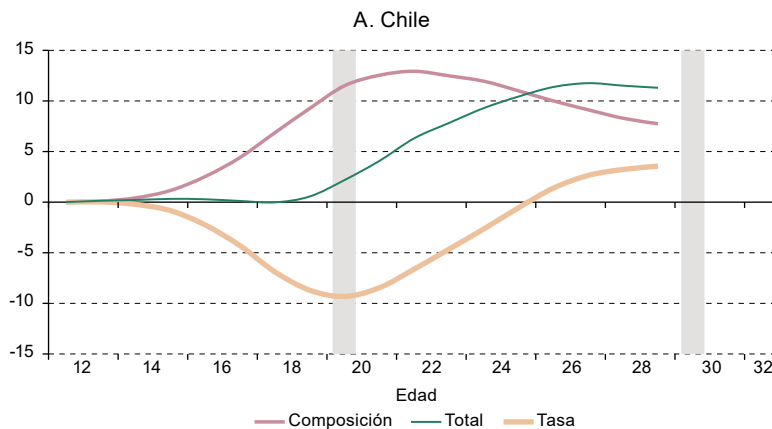
**Nota:** Rango de edad: 12 a 44 años; las edades 20, 30 y 40 años están resaltadas.

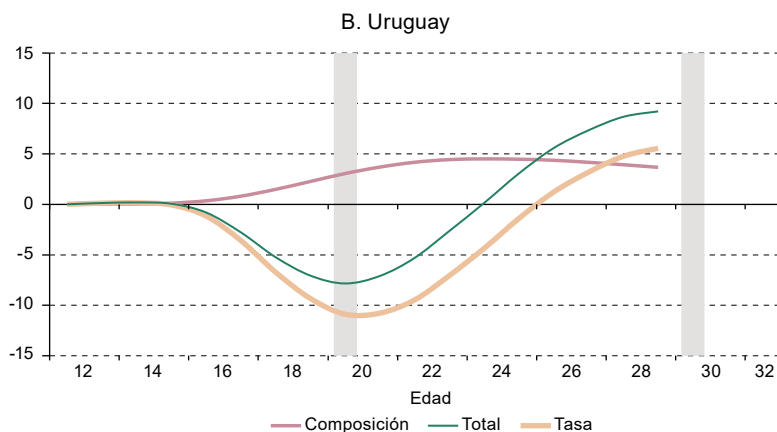
### 3. La incidencia de la expansión educativa en el momento del primer nacimiento en Chile y el Uruguay

Como se analizó en la sección D, las diferencias en la proporción acumulada de mujeres sin hijos a una edad determinada entre las cohortes de 1950 y 1980 se pueden separar en cambios en la distribución educativa de las mujeres (efecto de composición) y cambios en las intensidades del primer nacimiento dentro de cada grupo educativo (efecto de tasa). Los resultados de este análisis de descomposición se presentan en el gráfico 5. Como también se mencionó en la sección D, este análisis comprende a Chile y el Uruguay porque no se dispuso de datos para la cohorte de 1950 en la Argentina.

En el gráfico 5 se muestran los resultados del análisis de descomposición. Las diferencias en la proporción acumulada de mujeres sin hijos por edad entre las cohortes de 1950 y 1980 se expresan en puntos porcentuales; la curva señalada como "Total" muestra las diferencias generales entre estas dos cohortes en cada país. Por ejemplo, como casi no hubo diferencias entre las cohortes de 1950 y 1980 en la probabilidad de convertirse en madre a edades tempranas en Chile, el valor permanece cerca de 0 hasta la edad de 20 años. Por el contrario, la curva total del Uruguay muestra valores negativos entre las edades de 15 a 24 años, ya que una mayor proporción de mujeres de la cohorte de 1980 estaban teniendo su primer hijo a edades tempranas en comparación con la cohorte de 1950, alcanzando su punto máximo a los 20 años. Cuando las diferencias se vuelven positivas, significa que la proporción de mujeres sin hijos a una edad específica es mayor en la cohorte de 1980 que en la cohorte de 1950, lo que indica un tipo de comportamiento asociado con la postergación de la maternidad.

Gráfico 5  
Chile y Uruguay: descomposición de las diferencias en la proporción acumulativa de mujeres sin hijos por edad entre las cohortes de 1950 y 1980, en efectos de composición y tasa, por país  
(En porcentajes)





**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

**Nota:** El efecto de composición se produce por cambios en la distribución de las mujeres según el nivel educativo y el efecto de tasa por cambios en las probabilidades de primer nacimiento específicas de la edad dentro de cada grupo educativo. Rango de edad: 12 a 44 años; las edades 20, 30 y 40 años están resaltadas.

La magnitud del efecto de composición educativa fue notablemente mayor en Chile que en el Uruguay y lo suficientemente alta como para neutralizar el impacto negativo de las diferencias en las intensidades específicas por edad del primer nacimiento entre cohortes. En otras palabras, el efecto de las mayores probabilidades de primer nacimiento a edades tempranas observado en la cohorte de 1980 fue neutralizado por la movilidad educativa ascendente experimentada por las cohortes femeninas en Chile. Eso no fue así en el Uruguay, donde el equilibrio entre los efectos de composición y tasa produjo diferencias negativas en la proporción general de mujeres sin hijos antes de los 25 años.

Es importante destacar que, sin considerar los efectos de la expansión educativa, el patrón de cambio entre las cohortes de 1950 y 1980 habría sido el mismo en Chile y el Uruguay (curva del efecto de tasa). Las mujeres de la cohorte de 1980 tenían más probabilidades de convertirse en madres a edades más tempranas que sus contrapartes de 1950 debido a las mayores probabilidades de tener el primer hijo antes de los 20 años entre las menos educadas. La contribución negativa de este factor disminuye en edades más avanzadas y se vuelve positiva a partir de los 25 años. En el rango de edad de 25 a 29 años, tanto los efectos de composición como los de tasa contribuyeron en la misma dirección. En consecuencia, la proporción de mujeres sin hijos aumentó 10 puntos porcentuales en Chile y entre 5 y 10 puntos porcentuales en el Uruguay entre las cohortes de 1950 y 1980.

¿Cuál habría sido la velocidad de postergación de la fecundidad en el Uruguay si la composición educativa de las cohortes de mujeres hubiera evolucionado de la misma forma que en Chile? Para responder a esa pregunta, se calcularon las edades medianas observadas y estandarizadas al primer nacimiento (véase el cuadro 1). Las diferencias entre las edades medianas reales y estandarizadas son muy bajas para las cohortes iniciales (0,2 años), ya que Chile y el Uruguay mostraron una distribución similar de mujeres según

el nivel educativo. Sin embargo, debido a las crecientes brechas entre países en cuanto a la composición educativa de las cohortes sucesivas, las diferencias entre las edades observadas y estandarizadas al primer nacimiento se agrandan. Por ejemplo, el Uruguay podría haber alcanzado una mediana de edad al primer nacimiento en la cohorte de 1980 casi 4 años mayor si hubiera experimentado el ritmo de expansión educativa observado en Chile (29,4 años), similar a los regímenes de fecundidad tardía que se registran en los países desarrollados.

Cuadro 1  
**Chile y Uruguay: edades medianas observadas y estandarizadas al primer nacimiento, por país y cohorte**  
(En años)

	Chile			Uruguay		
	Observadas	Estandarizadas	Diferencias	Observadas	Estandarizadas	Diferencias
1950	22,3	22,1	-0,2	24,8	24,9	0,2
1965	22,9	22,5	-0,4	24,8	25,7	0,9
1980	23,8	21,4	-2,4	25,5	29,4	3,9
Diferencias <sup>a</sup>	1,5	-0,8		0,7	4,5	

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

<sup>a</sup> Diferencias entre los valores de las cohortes de 1950 y 1980.

En resumen, si bien la expansión educativa pudo haber tenido gran incidencia en la transición hacia un entorno de fecundidad tardía en la Argentina, Chile y el Uruguay, los resultados muestran que el impacto ha sido limitado. La rápida expansión educativa, como en el caso de Chile y en menor medida en la Argentina, ha estado acompañada por un novedoso cambio de tendencia hacia una entrada más tardía a la maternidad entre las mujeres muy educadas de la cohorte de 1980. Por otro lado, en el caso del Uruguay, la expansión educativa más lenta se ha desarrollado con un profundo cambio de raíz histórica en la edad al primer nacimiento de los grupos de educación media y alta, posicionando a este país como el pionero de la transición hacia la postergación en la región a pesar de registrar escuetas mejoras en la educación en comparación con sus países vecinos.

## F. Discusión

La Argentina, Chile y el Uruguay tienen varios rasgos demográficos, sociales e históricos en común que los distinguen del resto de América Latina. Según estudios anteriores, estos países han estado a la vanguardia de la transición hacia un régimen de fecundidad tardía en la región. Pese a estas similitudes, existen diferencias en cuanto a la secularización, el desarrollo económico y las desigualdades sociales que han influido en las características de la transición de la fecundidad a nivel nacional.

En este estudio se pusieron de relieve las diferencias respecto de la expansión educativa y su relación con los cambios en el momento del primer nacimiento. Mientras Chile experimentó un rápido aumento de la proporción de mujeres que completaron su educación secundaria y terciaria entre las cohortes de 1950 y 1980, el ritmo de expansión educativa ha sido menor en la Argentina y muy bajo en el Uruguay. Los datos utilizados en este estudio revelan que la proporción de mujeres con al menos educación secundaria completa fue del 74% en Chile, del 60% en la Argentina y del 40% en el Uruguay al considerar el nivel educativo de las cohortes de 1980.

Los resultados para la Argentina, Chile y el Uruguay mostraron que el avance de la expansión educativa no se correlaciona con la edad promedio al primer nacimiento. A pesar de tener una mayor proporción de mujeres con educación secundaria incompleta que la Argentina y Chile, el Uruguay está más avanzado en cuanto a la postergación de la maternidad. Casi el 40% de las mujeres del Uruguay de la cohorte de 1980 permanecen sin hijos antes de llegar a sus 20 años, mientras que la proporción es del 33% en Chile y del 30% en la Argentina. En Chile, las normas culturales y sociales vigentes respecto de la formación de la familia, así como las menores oportunidades para que las mujeres participen en la fuerza laboral, pueden haber contrarrestado el impacto de la rápida expansión educativa en el momento del primer nacimiento.

Al calcular la probabilidad de permanecer sin hijos entre las edades de 12 a 45 años por grupo educativo entre las cohortes de 1950, 1965 y 1980, en este estudio se documenta el cambio hacia una entrada más tardía a la maternidad entre las generaciones más jóvenes de mujeres con educación terciaria completa en la Argentina, Chile y el Uruguay. Solo en el Uruguay, esta tendencia también es visible para aquellas con educación secundaria completa<sup>8</sup>, lo que indica que el nivel de educación que define el umbral hacia un tipo de comportamiento de postergación es contextual. Además, las mujeres del grupo de educación media en el Uruguay tenían casi la misma probabilidad de retrasar la transición a la maternidad que aquellas con educación terciaria completa en la Argentina y Chile.

Dado que menos de la mitad de las cohortes examinadas en el Uruguay completaron la educación secundaria, es razonable suponer que las mujeres que completan la escuela secundaria pertenecen a estratos socioeconómicos más altos, privilegian más su carrera y tienen menos expectativas de maternidad. En Chile, los mecanismos de selectividad comienzan una vez que los individuos terminan la escuela secundaria, ya que las oportunidades para cursar estudios terciarios son limitadas y costosas (Filgueira, Filgueira y Fuentes, 2003). Por otra parte, el Uruguay cuenta con una universidad estatal gratuita a la que asiste la mayoría de los estudiantes de nivel terciario del país. Esta universidad permite a los estudiantes trabajar y estudiar simultáneamente al ofrecer horarios flexibles y no exigir un mínimo de calificaciones ni progreso anual para permanecer en un programa de grado. Esto también contribuye a que las carreras académicas se alarguen y en general se extiendan más allá de los 30 años. En

<sup>8</sup> En este sentido, Nathan (2015a) mostró que la postergación del primer nacimiento entre las generaciones sucesivas ha sido evidente en mujeres con 10 años o más de escolaridad.

Chile, las carreras académicas son más cortas, es más difícil combinar trabajo y estudio, y el acceso a la educación superior es más desigual. Además, la participación femenina en el mercado laboral ha sido históricamente baja (Yopo Díaz, 2018). El caso de la Argentina, por otro lado, es bastante curioso. Tiene niveles de educación secundaria completa más altos que el Uruguay pero niveles de participación femenina en la fuerza laboral más bajos, aunque más altos que Chile; sin embargo, en la Argentina las muestras de postergación son más débiles entre las mujeres muy educadas, lo que podría atribuirse a la gran heterogeneidad observada en las conductas reproductivas entre provincias y grupos sociodemográficos (Binstock, 2010; Mertehikian, 2022; Pelaez y otros 2022).

Introduciendo una extensión simple del método clásico de estandarización y descomposición desarrollado por Kitagawa (1955), se analizaron los efectos de tasa y composición en la diferencia global en la probabilidad de nuliparidad a ciertas edades entre las cohortes de 1950 y 1980 en Chile y el Uruguay. Los resultados del análisis de descomposición mostraron un patrón similar de cambio de conducta dentro de los grupos educativos (efecto de tasa) en Chile y el Uruguay: probabilidades crecientes de tener el primer hijo a edades más tempranas y entrada retrasada a la maternidad al comparar las cohortes de 1950 y 1980. Por lo tanto, la diferencia en el cambio intercohortes general entre Chile y el Uruguay se atribuye principalmente al efecto de composición, es decir, la magnitud del cambio en la estructura educativa entre las cohortes de 1950 y 1980.

Un efecto no deseado de la rápida expansión educativa es la pérdida de calidad de la educación y los resultados de aprendizaje debido al contrapeso entre cantidad y calidad (Grant, 2015). Esto se ha argumentado en trabajos recientes para explicar la inconsistencia entre la expansión educativa y el momento de las transiciones familiares en los países de América Latina (Bongaarts, Mensch y Blanc, 2017; Esteve, Castro-Martín y Castro Torres, 2022; Esteve y Florez-Paredes, 2018). Siguiendo este argumento, se podría esperar que los resultados de aprendizaje de los estudiantes en Chile se vieran perjudicados por la rápida expansión educativa a nivel secundario. Sin embargo, esta hipótesis no está respaldada por los resultados del Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA) (Méndez y Zerpa, 2011; UNESCO/UNICEF/CEPAL, 2022).

Las diferencias en el momento del primer nacimiento entre los grupos educativos han aumentado con las cohortes sucesivas en todos los países, lo que ha contribuido a aumentar las tasas de fecundidad adolescente y los partos tempranos entre las mujeres menos educadas. Las razones de esta tendencia aún no están claras, pero se han barajado factores como los cambios del comportamiento sexual y reproductivo, la desigualdad socioeconómica y la falta de conciencia y conocimiento sobre el uso de anticonceptivos (Batyra, 2020; CEPAL, 2013); Esteve y Florez-Paredes, 2018; Lima y otros, 2018; Nathan, 2015a).

Sin embargo, la prevalencia de las altas tasas de fecundidad adolescente que se han observado en la Argentina, Chile y el Uruguay hasta hace unos años puede estar llegando a su fin. Además de la disminución constante que registra Chile desde fines de la década de 2000, la Argentina y el Uruguay consignan una drástica e inesperada disminución de la fecundidad adolescente desde 2015, tras varias décadas de tasas que fluctuaban entre 60 y

70 nacimientos por cada 1.000 mujeres (Cabella, Nathan y Pardo, 2019; Dirección Nacional de Población, 2021; Pelaez y otros, 2022). Este punto de inflexión parece no reflejar cambios estructurales, sino más bien un cambio de actitud frente a la adultez y la paternidad en la era de las redes sociales y las interacciones virtuales, que están dando lugar a una nueva era de relaciones íntimas y uso de anticonceptivos entre los jóvenes. En suma, las tendencias observadas en los últimos años podrían apuntar a la consolidación de tasas de fecundidad bajas y tardías en la región, lo que podría confirmarse en los próximos años. Por otro lado, a medida que más mujeres avanzan en la escala educativa, el grupo muy educado se ha vuelto más heterogéneo en cuanto al estrato socioeconómico de los individuos, sus aspiraciones y estilos de vida, y su conducta reproductiva (Castro Torres, Batyra y Myrskylä, 2022).

En resumen, los resultados de este estudio destacan la necesidad de comprender de manera más matizada la relación entre la expansión educativa y la postergación de la fecundidad en América Latina. Dado que la expansión educativa tiene un efecto de composición positivo en el momento del primer nacimiento, la clave para desentrañar su incidencia sigue estando en los factores que afectan la evolución de la conducta reproductiva dentro de cada grupo educativo (es decir, los cambios en el gradiente educativo). Basándose en los datos de la Argentina, Chile y el Uruguay, en este estudio se destaca el papel crucial que desempeñan los factores contextuales e institucionales para igualar el impacto de la expansión educativa e influir en la manera en que se desarrolla la transición hacia la postergación de la maternidad en la región.

## Bibliografía

- Balbo, N., F. C. Billari y M. Mills (2013), “Fertility in advanced societies: a review of research”, *European Journal of Population*, vol. 29, N° 1, febrero.
- Batyra, E. (2020), “Increasing educational disparities in the timing of motherhood in the Andean region: a cohort perspective”, *Population Research and Policy Review*, vol. 39, abril.
- Beaujouan, E., Z. Brzozowska y K. Zeman (2016), “The limited effect of increasing educational attainment on childlessness trends in twentieth-century Europe, women born 1916–65”, *Population Studies*, vol. 70, N° 3.
- Billari, F. C. y otros (2007), “Approaching the limit: long-term trends in late and very late fertility”, *Population and Development Review*, vol. 33, N° 1, marzo.
- Billari, F. C., A. C. Liefbroer y D. Philipov (2006), “The postponement of childbearing in Europe: driving forces and implications”, *Vienna Yearbook of Population Research*, vol. 4, Vienna Institute of Demography.
- Billari, F. C. y D. Philipov (2004), “Education and the transition to motherhood: a comparative analysis of Western Europe”, *European Demographic Research Papers*, N° 3, Vienna Institute of Demography.
- Binstock, G. (2010), “Tendencias sobre la convivencia, matrimonio y maternidad en áreas urbanas de Argentina”, *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 4, N° 6.
- Binstock, G. y otros (2016), “The rise of cohabitation in the Southern Cone”, *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo-historical Legacies and New Trends*, A. Esteve y R. Lesthaeghe (eds.), Cham, Springer.
- Bongaarts, J., B. S. Mensch y A. K. Blanc (2017), “Trends in the age at reproductive transitions in the developing world: the role of education”, *Population Studies*, vol. 71, N° 2.
- Bongaarts, J. y S. C. Watkins (1996), “Social interactions and contemporary fertility transitions”, *Population and Development Review*, vol. 22, N° 4, diciembre.

- Bozon, M., C. Gayet y J. Barrientos (2009), "A life course approach to patterns and trends in modern Latin American sexual behavior", *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, vol. 51, supl. 1, mayo.
- Cabella, W., M. Nathan e I. Pardo (2019), "La caída de la fecundidad en Uruguay entre 2015 y 2018", *Descenso acelerado de la fecundidad en Uruguay entre 2015 y 2018: tres estudios para su análisis*, Montevideo, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)/Ministerio de Salud Pública/Universidad de la República.
- Cardozo, S. y A. Iervolino (2009), "Adiós juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en Uruguay", *Revista de Ciencias Sociales*, vol. 22, N° 25, julio.
- Castro Torres, A. F., E. Batyra y M. Myrskylä (2022), "Income inequality and increasing dispersion of the transition to first birth in the Global South", *Population and Development Review*, vol. 48, N° 1, marzo.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2013), *Panorama Social de América Latina, 2012* (LC/G.2557-P), Santiago.
- Chackiel, J. (2004), "La transición de la fecundidad en América Latina 1950-2000", *Papeles de Población*, vol. 10, N° 41.
- Cohen, J. E., Ø. Kravdal y N. Keilman (2011), "Childbearing impeded education more than education impeded childbearing among Norwegian women", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 108, N° 29, julio.
- Dirección Nacional de Población (2021), *La natalidad y fecundidad en Argentina entre 1980 y 2019*, Buenos Aires, Registro Nacional de las Personas (RENAPER).
- Esteve, A., T. Castro-Martín y A. F. Castro Torres (2022), "Families in Latin America: trends, singularities, and contextual factors", *Annual Review of Sociology*, vol. 48, julio.
- Esteve, A. y E. Florez-Paredes (2018), "The stability paradox: why expansion of women's education has not delayed early union formation or childbearing in Latin America", *Studies in Family Planning*, vol. 49, N° 2, mayo.
- Fanta, J. y N. Tumas (2020), "Sincronicidades entre la transición sanitaria y la segunda transición demográfica en Argentina durante la primera década del siglo XXI", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 14, N° 27.
- Filgueira, C., F. Filgueira y A. Fuentes (2003), "School attainment and transitions to adulthood", *Critical Decisions at a Critical Age: Adolescents and Young Adults in Latin America*, M. Ureta, S. Duryea y A. Cox Edwards (eds.), Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Fuentes, A. y otros (2010), "Postergación de la maternidad en Chile: una realidad oculta", *Revista Médica de Chile*, vol. 138, N° 10, octubre.
- Grant, M. J. (2015), "The demographic promise of expanded female education: trends in the age at first birth in Malawi", *Population and Development Review*, vol. 41, N° 3, septiembre.
- Gustafsson, S. (2001), "Optimal age at motherhood: theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe", *Journal of Population Economics*, vol. 14, N° 2, junio.
- Gustafsson, S. y A. Kalwij (eds.) (2006), *Education and Postponement of Maternity: Economic Analyses for Industrialized Countries*, European Studies of Population, Springer.
- Guzmán, J. M. y otros (2006), "The demography of Latin America and the Caribbean since 1950", *Population*, vol. 61, N° 5-6, septiembre.
- Jasilioniene, A. y otros (2015), "Methods Protocol for the Human Fertility Database", Human Fertility Database (HFD) [en línea] <http://www.humanfertility.org/Docs/methods.pdf>.
- Jejeebhoy, S. J. (1995), *Women's Education, Autonomy, and Reproductive Behaviour*, Oxford, Oxford University Press.
- Kitagawa, E. M. (1955), "Components of a difference between two rates", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 50, N° 272, diciembre.
- Kohler, H.-P., F. C. Billari y J. A. Ortega (2002), "The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s", *Population and Development Review*, vol. 28, N° 4, diciembre.

- Lesthaeghe, R. (2014), "The second demographic transition: a concise overview of its development", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 111, N° 51, diciembre.
- (2010), "The unfolding story of the second demographic transition", *Population and Development Review*, vol. 36, N° 2, junio.
- Lima, E. E. C. y otros (2018), "The emergence of bimodal fertility profiles in Latin America", *Population and Development Review*, vol. 4, N° 4, diciembre.
- McLanahan, S. (2004), "Diverging destinies: how children are faring under the second demographic transition", *Demography*, vol. 41, N° 4, noviembre.
- Méndez, N. y M. Zerpa (2011), "Desigualdad en las capacidades educativas: los casos de Uruguay y Chile", *Revista de Economía*, vol. 18, N° 1, mayo.
- Mertehikian, Y. A. (2022), "Argentina's fertility regime (1980-2010): the end of the first demographic transition or an emergent second one?", *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 39.
- Mills, M. y otros (2011), "Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives", *Human Reproduction Update*, vol. 17, N° 6, noviembre-diciembre.
- Nathan, M. (2015a), "La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en el Uruguay: un análisis de las cohortes de 1951 a 1990", *Notas de Población*, N° 100 (LC/G.2640-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (2015b), "La lenta transición hacia un régimen de fecundidad tardía en Uruguay: los cambios en la edad al primer hijo entre 1978 y 2011", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 9, N° 17.
- Nathan, M. e I. Pardo (2019), "Fertility postponement and regional patterns of dispersion in age at first birth: descriptive findings and interpretations", *Comparative Population Studies*, vol. 44, abril.
- Nathan, M., I. Pardo y W. Cabella (2016), "Diverging patterns of fertility decline in Uruguay", *Demographic Research*, vol. 34, N° 20, marzo.
- Neels, K. y D. De Wachter (2010), "Postponement and recuperation of Belgian fertility: how are they related to rising female educational attainment?", *Vienna Yearbook of Population Research*, vol. 8, Vienna Institute of Demography.
- Neels, K. y otros (2017), "Rising educational participation and the trend to later childbearing", *Population and Development Review*, vol. 43, N° 4, diciembre.
- Ní Bhrolcháin, M. y É. Beaujouan (2012), "Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment", *Population Studies*, vol. 66, N° 3.
- Ortega, J. A. y H.-P. Kohler (2002), "Measuring low fertility: rethinking demographic methods", *MPIDR Working Paper*, N° 2002-001, Rostock, Max Planck Institute for Demographic Research.
- Pantelides, E. A. (2006), "La transición de la fecundidad en la Argentina 1869-1947", *Cuaderno del CENEP*, N° 54, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Pardo, I. y W. Cabella (2018), "A bimodal pattern in age at first birth in Southern Cone countries?", *Population Review*, vol. 57, N° 2, enero.
- Pelaez, E. y otros (2022), "La fecundidad en Argentina a inicios del siglo XXI: ¿el fin de la meseta? El papel de la educación en los cambios", *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 39, N° e0224.
- Pellegrino, A. (2010), *La población de Uruguay: breve caracterización demográfica*, Montevideo, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Perelli-Harris, B. (2010), "The educational gradient of childbearing within cohabitation in Europe", *Population and Development Review*, vol. 36, N° 4, diciembre.
- Ravanera, Z. R. y F. Rajulton (2006), "Social status polarization in the timing and trajectories to motherhood", *Canadian Studies in Population*, vol. 33, N° 2.
- Raymo, J. M. y otros (2015), "Educational differences in early childbearing: A cross-national comparative study", *Demographic Research*, vol. 33, julio.

- Rendall, M. y otros (2010), “Increasingly heterogeneous ages at first birth by education in Southern European and Anglo-American family-policy regimes: a seven-country comparison by birth cohort”, *Population Studies*, vol. 64, N° 3.
- (2009), “Universal versus economically polarized change in age at first birth: a French–British comparison”, *Population and Development Review*, vol. 35, N° 1, marzo.
- Rindfuss, R. R., S. P. Morgan y K. Offutt (1996), “Education and the changing age pattern of american fertility: 1963-1989”, *Demography*, vol. 33, N° 3, agosto.
- Rodríguez Vignoli, J. (2013), “High adolescent fertility in the context of declining fertility in Latin America”, *Expert Paper*, N° 2013/14, Nueva York, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, Naciones Unidas.
- Rodríguez Vignoli, J. y S. Cavenaghi (2014), “Adolescent and youth fertility and social inequality in Latin America and the Caribbean: what role has education played?”, *Genus*, vol. 70, N° 1, enero.
- Rodríguez Vignoli, J. y V. San Juan Bernuy (2020), “Maternidad, fecundidad y paridez en la adolescencia y la juventud: continuidad y cambio en América Latina”, *serie Población y Desarrollo*, N° 131 (LC/TS.2020/89), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rodríguez Vignoli, J. y otros (2017), “Reproducción en la adolescencia en Chile: la desigualdad continua y urgen políticas activas”, *serie Población y Desarrollo*, N° 116 (LC/TS.2017/22), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rosero-Bixby, L., T. Castro Martín y T. Martín García (2009), “Is Latin America starting to retreat from early and universal childbearing?”, *Demographic Research*, vol. 20, N° 9, febrero.
- Sobotka, T. (2017), “Post-transitional fertility: childbearing postponement and the shift to low and unstable fertility levels”, *Working Papers*, N° 01/2017, Vienna Institute of Demography.
- (2010), “Shifting parenthood to advanced reproductive ages: trends, causes and consequences”, *A Young Generation Under Pressure?*, J. Tremmel (ed.), Springer.
- (2008), “Overview Chapter 6: the diverse faces of the second demographic transition in Europe”, *Demographic Research - Special Collection 7: Childbearing Trends and Policies in Europe*, vol. 19, N° 8 [en línea] <https://doi.org/10.4054/DemRes.2008.19.8>.
- (2004), “Postponement of Childbearing and Low Fertility in Europe”, Tesis de Doctorado, Amsterdam University Press.
- Tropf, F. C. y J. J. Mandemakers (2017), “Is the association between education and fertility postponement causal? The role of family background factors”, *Demography*, vol. 54, N° 1 [en línea] <https://doi.org/10.1007/s13524-016-0531-5>.
- UNESCO (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura) (2013), *Situación educativa de América Latina y el Caribe: hacia la educación de calidad para todos al 2015*, Santiago, Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe.
- UNESCO/UNICEF/CEPAL (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia/Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2022), *La encrucijada de la educación en América Latina y el Caribe. Informe regional de monitoreo ODS4-Educación 2030*, París.
- Varela Petito, C., A. Fostik y M. Fernández Soto (2012), “Maternidad en la juventud y desigualdad social”, *Cuadernos del UNFPA*, vol. 6, N° 6 [en línea] [http://www.inju.gub.uy/innovaportal/file/22505/1/unfpa\\_cuaderno6\\_final\\_web.pdf](http://www.inju.gub.uy/innovaportal/file/22505/1/unfpa_cuaderno6_final_web.pdf).
- Vasireddy, S. y otros (2022), “Education and fertility in Europe in the last decade: A review of the literature”, *Working Paper*, N° 103, Centre for Population Change (CPC).
- Videgain, K. (2006), *Análisis de los cambios en la transición a la adultez en mujeres de distintas cohortes en contexto de cambios sociales en el Uruguay contemporáneo*, El Colegio de México.
- Yopo Díaz, M. (2018), “Enacting motherhood: time and social change in Chile”, *Journal of Gender Studies*, vol. 27, N° 4 [en línea] <https://doi.org/10.1080/09589236.2016.1223619>.

## Anexo A1

Cuadro A1.1

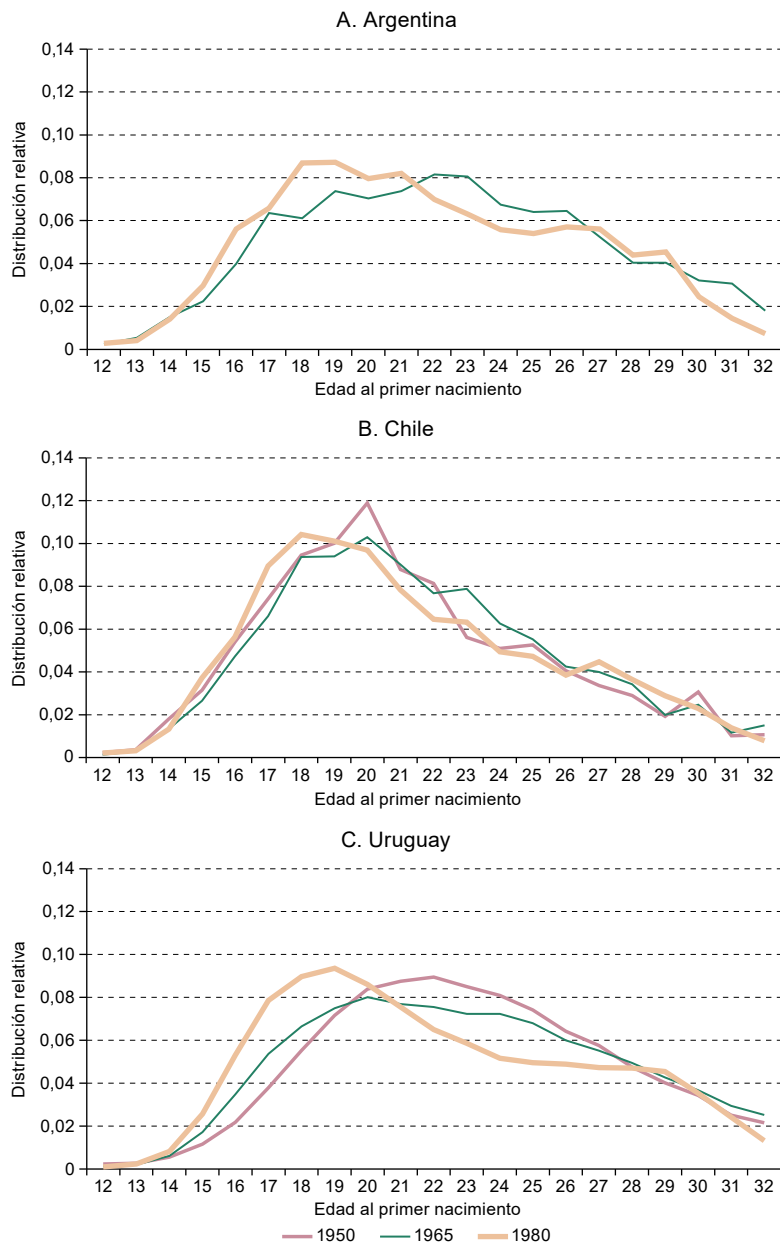
### Argentina, Chile y Uruguay: tamaño de la muestra, edades de las mujeres al momento de la encuesta/censo y porcentaje de datos faltantes sobre la edad al primer nacimiento y las variables educativas, por país y cohorte

(En números y porcentajes)

		Cohorte de nacimiento			Total
		1948-1952 (1950)	1963-1967 (1965)	1978-1982 (1980)	
<b>Argentina MICS4 2011-2012</b>					
Número de casos	Sin ponderar		2 403	3 348	5 751
	Ponderados		1 094 684	1 381 598	2 476 282
Rango de edad (años)			44 a 48	29 a 33	29 a 48
Datos desconocidos (En porcentajes)	Edad al primer nacimiento		2,9	0,4	1,5
	Nivel de educación		0,5	0,8	0,7
	Años de escolaridad		1,6	1,8	1,7
<b>Chile CASEN de 2011</b>					
Número de casos	Sin ponderar	4 967	7 373	6 376	18 716
	Ponderados	410 448	625 468	552 120	1 588 036
Rango de edad (años)			44 a 48	29 a 33	29 a 63
Datos desconocidos (En porcentajes)	Edad al primer nacimiento	0,1	0,1	0,0	0,1
	Nivel de educación	0,0	0,0	0,0	0,0
	Años de escolaridad	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Uruguay Censo de 2011</b>					
Número de casos	Sin ponderar	81 022	100 892	116 304	298 218
	Ponderados				
Rango de edad (años)			44 a 48	29 a 33	29 a 63
Datos desconocidos (En porcentajes)	Edad al primer nacimiento	4,1	2,7	2,2	2,9
	Nivel de educación	0,5	0,2	0,1	0,3
	Años de escolaridad	1,6	1,6	1,9	1,7

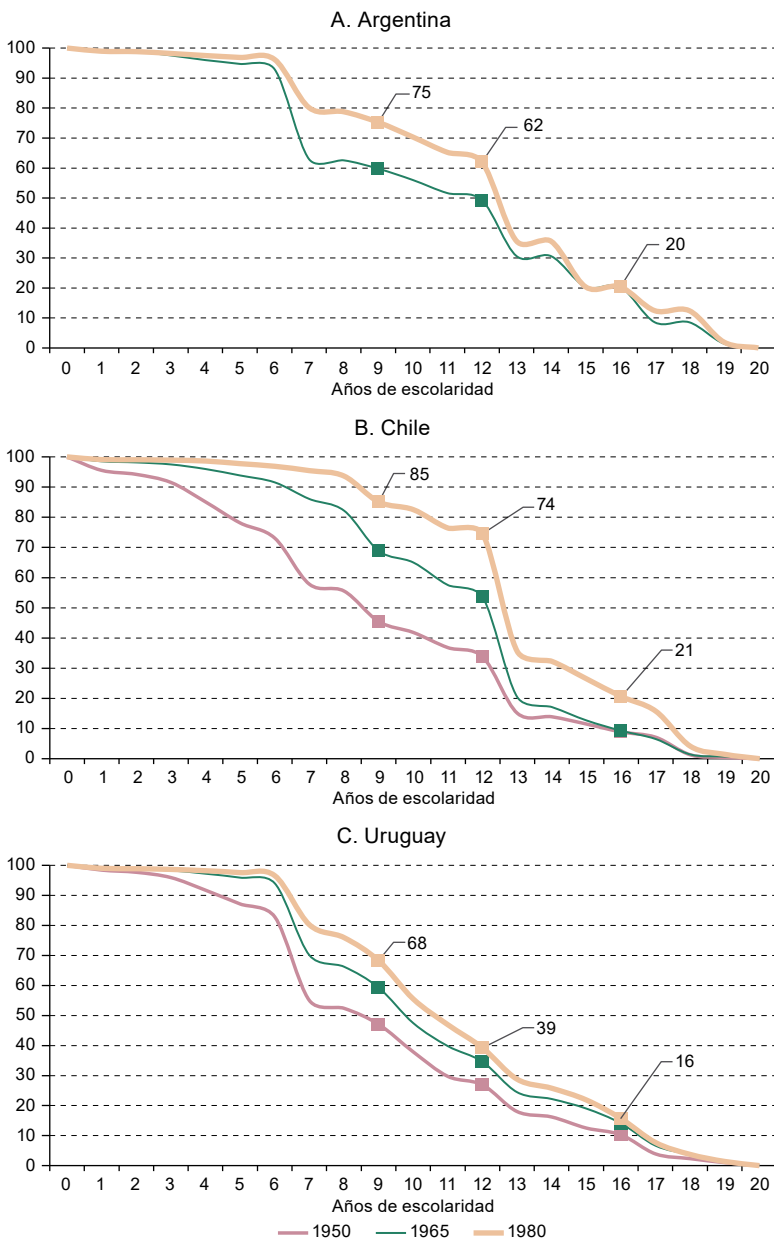
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

Gráfico A1.1  
**Argentina, Chile y Uruguay: distribución relativa de la edad de la madre al primer nacimiento entre los 12 y 32 años, por país y cohorte**  
*(En porcentajes)*



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

Gráfico A1.2  
**Argentina, Chile y Uruguay: proporción acumulada de mujeres según el número de años de escolaridad, por país y cohorte**



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) de 2011-2012, para la Argentina; la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2011, para Chile y el censo de 2011 para el Uruguay.

**Nota:** Marcadores a los 9 años y más, 12 años y más y 16 años y más de escolaridad.



# ¿“Ni muy muy ni tan tan”? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19<sup>1</sup>

Bruno Ribotta<sup>2</sup>  
 Enrique Peláez<sup>3</sup>  
 Laura Acosta<sup>4</sup>  
 Lucía Andreozzi<sup>5</sup>  
 Leandro González<sup>6</sup>  
 Lucas Vanoli Faustinelli<sup>7</sup>  
 Malena Piancatelli<sup>8</sup>

Recibido: 17/12/2023  
 Aceptado: 04/04/2024

## Resumen

En esta investigación, se analiza la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) durante la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19). Se utiliza un abordaje

<sup>1</sup> Artículo preparado en el marco del proyecto de investigación “El impacto de la pandemia de COVID-19 en la dinámica demográfica argentina”, financiado por el Fondo para la Investigación Científica y Tecnológica (FONCyT), 2023-2027.

<sup>2</sup> Doctor en Demografía del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba); Centro de Estudios Avanzados (CEA) de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Córdoba. Correo electrónico: brunoribo@yahoo.com.ar.

<sup>3</sup> Doctor en Demografía del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba); Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Córdoba. Correo electrónico: enpelaez@gmail.com.

<sup>4</sup> Doctora en Demografía del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba); Centro de Estudios Avanzados (CEA) de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Córdoba. Correo electrónico: laudeac@gmail.com.

<sup>5</sup> Doctora en Demografía del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y de la Universidad Nacional de Rosario. Correo electrónico: andreozzi.lu@gmail.com.

<sup>6</sup> Doctor en Demografía del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba); Centro de Estudios Avanzados (CEA) de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Córdoba. Correo electrónico: leandrogonzalez@yahoo.com.ar.

<sup>7</sup> Magíster en Demografía del Instituto de Investigaciones en Desarrollo Sostenible (IDI-DS) de la Universidad Blas Pascal; Cátedra UNESCO de la Universidad Blas Pascal; Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Córdoba. Correo electrónico: lucas.vanoli@gmail.com.

<sup>8</sup> Licenciada en Ciencia Política de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional de Córdoba. Correo electrónico: malenapiancatelli@gmail.com.

exploratorio y descriptivo, de tipo cuantitativo, que incluye la comparación de los nacimientos mensuales ocurridos nueve meses después del inicio de la pandemia (entre noviembre de 2020 y octubre de 2022) con los nacimientos mensuales acontecidos un año antes (es decir, de noviembre de 2019 a octubre de 2020). Posteriormente, se cotejan los nacimientos mensuales ocurridos en la pandemia con los nacimientos resultantes de pronósticos probabilísticos y una serie de nacimientos desestacionalizada. Se encuentra que el impacto de la pandemia en la natalidad cordobesa se expresa como una baja esporádica y no tan contundente como se esperaba, dada la influencia en las decisiones reproductivas que suelen tener los contextos sociales y económicos inciertos.

**Palabras clave:** dinámica de la población, fecundidad, tasa de natalidad, COVID-19, virus, pandemias, estadísticas vitales, tendencias demográficas, Argentina.

## Abstract

This study analyses the birth rate in the province of Córdoba, Argentina during the coronavirus disease (COVID-19) pandemic. An exploratory and descriptive quantitative approach is used, including a comparison of monthly births occurring nine months after the start of the pandemic (between November 2020 and October 2022) with monthly births occurring one year earlier (between November 2019 and October 2020). Subsequently, monthly births occurring during the pandemic are compared with births estimated on the basis of probabilistic forecasts and a seasonally adjusted birth series. The results show that the impact of the pandemic on the birth rate in Córdoba is expressed as a sporadic decline that is not as severe as expected, given the influence that uncertain social and economic conditions tend to have on reproductive decisions.

**Keywords:** population dynamics, fertility, birth rate, COVID-19, viruses, pandemics, vital statistics, population trends, Argentina.

## Résumé

Cette étude analyse le taux de natalité dans la province de Córdoba (Argentine) pendant la pandémie de coronavirus (COVID-19). Elle suit une approche quantitative exploratoire et descriptive qui inclut la comparaison des naissances mensuelles survenues neuf mois après le début de la pandémie (entre novembre 2020 et octobre 2022) avec les naissances mensuelles survenues un an plus tôt (c'est-à-dire de novembre 2019 à octobre 2020). Les naissances mensuelles observées pendant la pandémie sont ensuite comparées aux naissances résultant des prévisions probabilistes et d'une série désaisonnalisée de naissances. Les résultats obtenus indiquent que l'impact de la pandémie sur le taux de natalité à Cordoba se manifeste par une baisse sporadique et moins forte que prévu, en raison de l'influence que les incertitudes sociales et économiques tendent à exercer sur les décisions en matière de procréation.

**Mots clés :** dynamique de la population, fecondite, taux de natalite, COVID-19, virus, pandemias, statistiques de l'état civil, tendances démographiques, Argentina.

## Introducción

A principios de 2023, se declaró el cese de la emergencia pública internacional representada por la enfermedad por coronavirus (COVID-19) (OPS, 2023), lo que no significó el fin de la pandemia, ni mucho menos de la preocupación por la evaluación de sus consecuencias directas e indirectas, sobre todo a mediano y largo plazo.

Uno de los aspectos sobre el cual la pandemia de COVID-19 ha repercutido y que es preciso evaluar tanto en la actualidad como en el futuro es el cambio de la dinámica demográfica de las poblaciones. El análisis de estas modificaciones tiene un valor estratégico para la toma de decisiones en materia de políticas públicas referidas a la salud, la economía, la educación y la previsión social, entre otros aspectos.

El descenso de la fecundidad en la Argentina presenta características propias, claramente identificables en dos momentos de su evolución. En primer lugar, debido a su punto de partida, que, como en el Uruguay, puede situarse a fines del siglo XIX (Chackiel, 2004; Pantelides, 2006). En segundo lugar, dado que, a diferencia de lo ocurrido en otros países de la región en las últimas dos décadas, donde el descenso de la fecundidad prácticamente no tuvo interrupciones, la Argentina muestra un comportamiento estable, similar a una meseta. A partir de 2014, se observa una inflexión en esta tendencia, ya que la fecundidad del país comienza a transitar una reducción pronunciada y sostenida, tal como se advierte en los países vecinos (Peláez y otros, 2022).

En esta evolución, la fecundidad de la provincia de Córdoba (Argentina) refleja de manera muy similar la tendencia nacional. En la década previa a la pandemia, la población argentina experimentó una evolución descendente de la fecundidad y la mortalidad, a la vez que persistían las brechas estructurales entre las regiones. La esperanza de vida creció en todas las provincias, con más intensidad entre los varones y en el período 2017-2019. La fecundidad general comenzó un marcado descenso a partir de 2015 (pasó de 2,28 a 1,85 hijos por mujer en edad fértil), junto con la fecundidad adolescente, que sufrió una merma del 36% de 2010 a 2019. A pesar del deterioro de las condiciones de vida registrado hacia 2018-2019 —debido al aumento de la pobreza, la caída de los ingresos reales y la persistencia de la informalidad laboral—, las variables demográficas parecían no reflejar la influencia inmediata del contexto social adverso (González, 2022).

La provincia de Córdoba siguió la tendencia demográfica nacional, con sus propias particularidades. La esperanza de vida registró un descenso entre 2014 y 2017 en ambos sexos, a pesar de la caída sostenida de la mortalidad infantil a lo largo de la década. Por su parte, la fecundidad total cayó a partir de 2016, tras un período de estancamiento entre 2012 y 2015, y se mantuvo bajo el nivel de reemplazo y con tendencia decreciente (pasó de 2,11 a 1,89 hijos por mujer en edad fértil entre 2016 y 2019). La fecundidad en adolescentes también descendió de manera visible y a lo largo de toda la década (González, 2022).

En cuanto a los cambios de la natalidad y la fecundidad durante la pandemia de COVID-19, se formularon hipótesis que se contrastan paulatinamente sobre la base de la

disponibilidad de los datos, sobre todo de las estadísticas vitales. Aassve y otros (2020) indican que el efecto de la pandemia podría diferir en función del nivel de desarrollo: en países de ingresos altos, las dificultades para equilibrar la vida laboral y familiar durante el confinamiento, las pérdidas económicas y la incertidumbre, así como una menor disponibilidad de tecnologías para la reproducción asistida, pueden provocar un patrón de descenso de la fecundidad. En países de ingresos bajos, podría producirse un aumento de la fecundidad, debido a los problemas para el acceso a métodos anticonceptivos, lo que aumentaría el tamaño poblacional y disminuiría el envejecimiento. En países de ingresos medios, podría haber tanto un aumento de la fecundidad, por la falta de acceso a métodos anticonceptivos, como una disminución de esta, debido a las dificultades e incertidumbre económicas (Aassve y otros, 2020; Emery y Koops, 2022). Estas tendencias divergentes podrían segmentarse por estrato social.

En numerosos países de Europa y América del Norte se dispuso rápidamente de información de calidad, que permitió observar que la pandemia condujo a distintas variaciones en las tasas de natalidad y fecundidad. El impacto inicial de la pandemia se asoció con una caída de los nacimientos en la mayoría de los países, que alcanzó su baja más pronunciada en enero de 2021. Después, las tasas de natalidad mostraron una recuperación a corto plazo en marzo de 2021, tras las concepciones posteriores al final de la primera ola de la pandemia. La mayoría de los países registraron un número de nacimientos estable o ligeramente creciente en los meses siguientes, en especial en el otoño de 2021. Otro descenso bastante inesperado de los nacimientos comenzó en enero de 2022, a raíz de las concepciones de la primavera de 2021, cuando las medidas pandémicas se relajaron en su mayoría y la vacunación ganó impulso. En conjunto, y contrariamente a algunas expectativas iniciales, la pandemia de COVID-19 no conllevó un descenso de los nacimientos duradero en la mayoría de los países analizados. En particular, los países nórdicos, como Alemania, los Estados Unidos y el Reino de los Países Bajos, experimentaron una mejora de su dinámica de nacimientos en 2021, en comparación con el período previo a la pandemia (Sobotka y otros, 2023).

Entre los factores que determinan las posibilidades de avanzar en el conocimiento de la dinámica demográfica durante la pandemia, se encuentran las fuentes de datos disponibles, en especial de las estadísticas vitales. Debido a las limitaciones operativas relacionadas con los confinamientos obligatorios, en muchos países la producción de estos datos se suspendió temporalmente o experimentó demoras de distinto tipo, en particular en las etapas de implementación y recolección de la información y, en consecuencia, en su posterior procesamiento, evaluación y difusión (CEPAL, 2021). Asimismo, existen otros inconvenientes propios de la calidad de las estadísticas vitales que preceden a la situación de pandemia, como la completitud y la oportunidad en el registro de los hechos vitales, que explican la necesidad de contar con series de información más grandes que las requeridas habitualmente para permitir la corrección y el posterior uso de los datos.

Además, la pandemia demoró la realización de la gran mayoría de los censos de población latinoamericanos (CEPAL, 2021) y, por ende, de la actualización de las proyecciones poblacionales que se suelen utilizar como denominador de los principales indicadores de la situación y evolución demográfica de una población.

En cuanto al análisis de la fecundidad, los requisitos de calidad y disponibilidad de las estadísticas vitales se combinan claramente con los correspondientes a los datos poblacionales, limitando el cálculo de las medidas tradicionales. Asimismo, al referirse a un período temporal específico que contiene el período de gestación, los indicadores de fecundidad tienen que poder diferenciarse en términos tanto de ocurrencia como de concepción. Por este motivo, también es fundamental que el análisis temporal de la fecundidad sea desagregado; por lo general, de manera mensual.

En gran medida, estos requisitos explicarían que, a la fecha, sean muy pocos los países de América Latina en los que se ha logrado contrastar las hipótesis relacionadas con la situación y evolución de la fecundidad durante la pandemia (Cabella y Pardo, 2022). En la Argentina, en particular, en el momento de realizar esta investigación, no se disponía de datos oficiales sobre los nacimientos registrados en 2022, lo que imposibilita la corrección por inscripción tardía de nacimientos ocurridos en 2021. Por otro lado, tampoco se contaba con datos poblacionales actualizados para calcular las tasas mensuales de fecundidad. Una alternativa la ofrece el análisis de la natalidad, que permite una aproximación al comportamiento de la fecundidad en pandemia cuando se dispone de una menor cantidad de insumos y fuentes de datos alternativas. En este sentido, se pueden calcular indicadores que resultarían inaccesibles de otra forma.

En este contexto, el objeto de la presente investigación es analizar la situación y la evolución de la natalidad durante la pandemia de COVID-19 en la provincia de Córdoba. Para ello, se recurre a información del Registro Civil provincial, de los hechos ocurridos y registrados entre 2020 y 2022, y de datos sobre la tendencia de la fecundidad (2001-2019) elaborados por la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS). Teniendo en cuenta la tendencia a la baja de la fecundidad en la provincia de Córdoba en la última década, sumada al hecho de que el contexto de incertidumbre social y económica generado por la pandemia puede haber retrasado las decisiones reproductivas, se esperaría una caída importante de los nacimientos (*baby bust*) más que una explosión (*baby boom*). Se entiende que el estudio de este caso en particular permitirá avanzar en el conocimiento de este aspecto hasta tanto se disponga de datos nacionales corregidos.

Las preguntas a las que se intentará dar respuesta en esta investigación son las siguientes:

- ¿Existe un cambio relevante entre el número de nacimientos correspondientes a concepciones que tuvieron lugar en la provincia de Córdoba durante la pandemia y el de los años inmediatamente anteriores? En otras palabras, ¿existió un efecto *baby boom* o *baby bust* pandémico?
- ¿Se produjeron cambios en la tendencia marcadamente descendente de la natalidad provincial durante la pandemia?

Se propone una investigación exploratoria y descriptiva, de tipo cuantitativa. Sobre la base del estado de la cuestión, se definen y analizan una serie de indicadores comparativos sobre la natalidad observada antes y durante la pandemia, elaborados mediante diferentes escenarios basados principalmente en la comparación con datos anteriores y pronósticos probabilísticos.

## A. Marco conceptual y antecedentes

### 1. Teorías sobre el impacto de la pandemia de COVID-19 en la fecundidad

Tradicionalmente, la fecundidad de la población ha respondido a las catástrofes humanitarias, como hambrunas, epidemias o crisis económicas, siguiendo un patrón bastante común: la fecundidad disminuye debido al aumento de la mortalidad y se recupera uno o dos años después de la crisis (Naciones Unidas, 2021). Livi Bacci (2000) describe cómo cambian los nacimientos y la fecundidad tras una crisis de mortalidad producida por una epidemia: los nacimientos disminuyen con un retraso de nueve meses, debido a la reducción de las concepciones, junto con el aumento de la mortalidad. Las concepciones alcanzan un nivel mínimo en el pico de la mortalidad y generalmente presentan una recuperación uno o dos años después de la crisis.

Aassve y otros (2020) indican que el antecedente más conocido y con el cual se pueden comparar los efectos en la fecundidad de la pandemia de COVID-19 es la enfermedad producida por el virus de la gripe A(H1N1), más conocida como la gripe española. Esta pandemia provocó un descenso de los nacimientos en los Estados Unidos del 13% entre 1918 y 1919. Sin embargo, es difícil pensar que la pandemia de COVID-19 pueda haber tenido el mismo efecto, ya que el control de la fecundidad es sumamente diferente en los países desarrollados en la actualidad. Además, mientras que los estudios de las crisis económicas modernas revelan descensos moderados de la fecundidad como secuelas inmediatas, los eventos catastróficos que aumentan la mortalidad pueden tener efectos independientes más allá de la perturbación económica que causan; por ejemplo, la falta de apoyo familiar para el cuidado de los niños dentro del hogar. Con respecto a la pandemia de COVID-19, los autores han establecido una hipótesis de cómo se comportará la fecundidad, teniendo en cuenta estas lecciones históricas. Indican que la fecundidad podría variar dependiendo de las condiciones socioeconómicas de la población. De esta manera, en los países desarrollados, que cuentan con niveles bajos de fecundidad, la crisis económica y la incertidumbre, junto con el cierre de establecimientos educativos y servicios no esenciales, podría haber hecho disminuir aún más la fecundidad. Por otro lado, la desaceleración económica y las interrupciones de los servicios de planificación familiar podrían haber incrementado los niveles y tendencias de la fecundidad en los países de ingresos medios y áreas urbanas de países de ingresos bajos, y haber contribuido a la desaceleración de la caída de la fecundidad en las zonas rurales de países de ingresos bajos (Aassve y otros, 2020).

## 2. Antecedentes sobre el efecto de la pandemia de COVID-19 en los nacimientos y la fecundidad

Entre los resultados preliminares sobre el impacto de la pandemia en los nacimientos en los países desarrollados, se encuentran efectos diversos, aunque en general se ha observado una caída durante el primer año de la pandemia, seguida de una recuperación de los niveles prepandémicos. Un análisis de las tasas brutas de natalidad desde enero de 2016 hasta marzo de 2021 en 22 países desarrollados mostró una caída en 18 países durante la pandemia (Aassve y otros, 2021). En la misma línea, Sobotka y otros (2021) realizaron un análisis de los nacimientos en 22 países desarrollados y señalaron que la pandemia de COVID-19 se asocia a una caída de los nacimientos en la mayoría de los países entre noviembre de 2020 y enero de 2021. En 18 países que presentan pocas fluctuaciones en el registro de nacimientos, el número de nacimientos cayó en promedio un 5,1% en noviembre de 2020, un 6,5% en diciembre de 2020 y un 8,9% en noviembre de 2021. Solamente en Dinamarca, Finlandia, Noruega y el Reino de los Países Bajos, los nacimientos continuaron siendo estables.

Sin embargo, según estudios más recientes, si bien la pandemia produjo una disminución de los nacimientos entre fines de 2020 y enero de 2021, a continuación, las tasas de natalidad experimentaron una recuperación a corto plazo en marzo de 2021, tras lo cual se mantuvieron relativamente estables e incluso se incrementaron ligeramente en algunos países hasta enero de 2022, cuando se observó otra caída. En síntesis, y contrariamente a lo esperado, la pandemia no provocó un *baby bust* duradero, e incluso países como Alemania, los Estados Unidos, el Reino de los Países Bajos y los países nórdicos registraron un aumento de la natalidad en comparación con el período prepandémico (Sobotka y otros, 2023).

Existen algunos datos sobre los cambios en los nacimientos y la fecundidad durante la pandemia en los países de América Latina. Cabella y Pardo (2022) analizaron si el confinamiento decretado en marzo de 2020 en el Uruguay afectó la natalidad del país. Los resultados indican que durante el confinamiento se produjeron entre 214 y 358 nacimientos mensuales menos (según la estimación considerada); es decir, hubo una reducción de los nacimientos de entre un 7% y un 12% mensual. En México, Silverio-Murillo y otros (2024) detectaron un *baby bust* temporario en los nacimientos, que corresponde a una disminución de las concepciones durante el confinamiento. La tasa de fecundidad general cayó entre un 11% y un 12%, pero rápidamente se recuperó y volvió a acercarse a los niveles prepandémicos a fines de 2021. En Colombia, Sánchez Céspedes, Marín Salazar y Palacio Martínez (2022) analizaron algunos de los factores que contribuyeron a la disminución de la fecundidad en el primer bimestre de 2021. Los autores indican que el efecto de la pandemia sobre la tasa de fecundidad general en mujeres casadas o que cohabitan fue mediado por el desempleo y los cierres de establecimientos comerciales y de ocio, mientras que en el caso de las mujeres solteras (sin pareja), los efectos parecen obedecer principalmente al confinamiento estricto.

En la Argentina no hay estudios sobre los efectos de la pandemia en los nacimientos y la fecundidad. Como se destaca en la Introducción, en un estudio reciente sobre la fecundidad en el país en el período prepandemia (Peláez y otros, 2022), se observa que se produjo un descenso sostenido a partir de 2015, que interrumpió el comportamiento de meseta que esta había presentado desde 2000 hasta 2014.

## B. Metodología

### 1. Indicadores y técnicas de estimación

Se utilizan las técnicas propuestas por Sobotka y otros (2021, 2022 y 2023), con algunas adaptaciones a la información y las características específicas del caso estudiado —la provincia de Córdoba—, como se indica a continuación.

El período de estudio se extiende desde noviembre de 2020 hasta octubre de 2022. Se seleccionan de esta manera los nacimientos correspondientes a concepciones que tuvieron lugar a partir del inicio de la pandemia en 2020, es decir, aproximadamente nueve meses antes. Los datos mensuales de febrero se ajustan para garantizar la comparabilidad entre 2020 (año bisiesto en el que febrero duró 29 días) y 2021 (año en que febrero duró 28 días).

El análisis parte del supuesto de que las tendencias mensuales no son comparables entre meses adyacentes, por dos motivos: i) la diferencia en la cantidad de días que contiene cada mes y la desigual distribución de los días correspondientes a cada semana en diferentes meses y ii) la estacionalidad de los hechos vitales. Para resolver estos problemas, se adopta la estrategia de analizar por mes los nacimientos correspondientes a concepciones ocurridas durante la pandemia, considerando la diferencia absoluta y relativa con respecto a los nacimientos ocurridos en el mismo mes de los siguientes períodos de referencia: i) los 12 meses comprendidos entre noviembre de 2019 y octubre de 2020 y ii) el período comprendido entre enero de 2001 y octubre de 2022.

La primera medición captura los cambios en períodos de uno o dos años, según el mes y el año analizados. Se entiende que, por tratarse de un período de tiempo corto, la cantidad de nacimientos observada no se vería afectada por los cambios en el tamaño y la composición de la población. En este marco, se considera atípica una reducción de la cantidad de nacimientos cuando esta supera el 15%.

Con la segunda medición, se intenta proporcionar una comparación más sólida de los cambios en los nacimientos durante la pandemia, al considerar un período de tiempo más amplio, que refleje la tendencia reciente de la fecundidad de la provincia (véase, más adelante, el descenso sostenido que se observa desde 2015). Para evitar la influencia de la composición y el tamaño de la población y, a su vez, el posible efecto de la estacionalidad de los nacimientos, se aplican las siguientes técnicas:

- Se pronostican los nacimientos mensuales mediante un modelo autorregresivo integrado de media móvil estacional (SARIMA) (intervalo de pronóstico del 80% y el 95%), que luego se comparan con los nacimientos correspondientes a concepciones ocurridas durante la pandemia. Este modelo es una extensión del modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA) y suele usarse cuando se sospecha que existe un patrón estacional en los datos analizados. Se considera significativa la reducción de la natalidad pandémica cuando esta se encuentra por debajo del intervalo de pronóstico.
- Se obtiene una serie desestacionalizada de nacimientos mediante el paquete de R de Sax y Eddelbuettel (2018) y el programa de ajuste estacional X-13-ARIMA-SEATS, de la Oficina del Censo de los Estados Unidos.

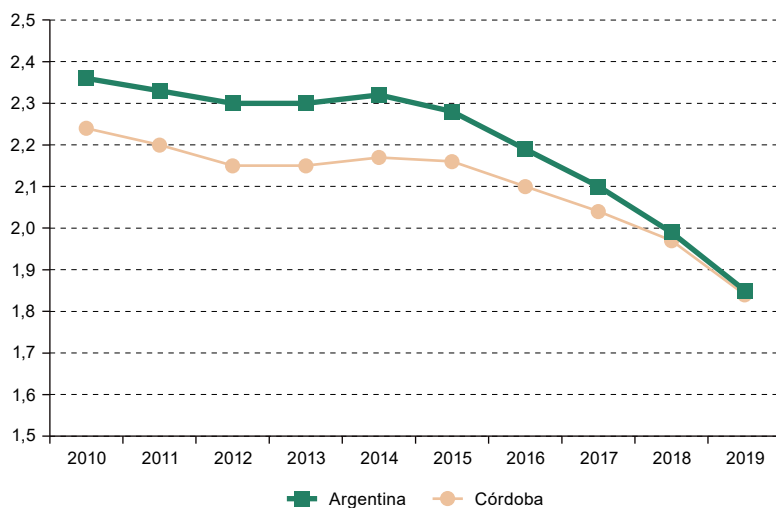
## 2. Fuentes de datos

Para el desarrollo de esta investigación, se requiere información de los nacimientos según el mes o año de ocurrencia y edad de la madre, de 2001 a 2022. Para elaborar las proyecciones probabilísticas, se utiliza la información producida oficialmente por la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Argentina (2001 a 2019). Al no disponerse del período completo para el análisis de la natalidad durante la pandemia, se recurre a la información proporcionada por el Registro Civil de la provincia de Córdoba para los años 2020 a 2022 (esta fuente dispone de datos correspondientes a 2022 y de los nacimientos inscritos fuera de término, hasta los primeros meses de 2023). Si bien dicha fuente no puede ser corregida por lugar de ocurrencia de los nacimientos o residencia de la madre, según investigaciones anteriores, en la provincia de Córdoba la distorsión de la información sería mínima (Peláez, Acosta y González, 2022). En efecto, entre 2001 y 2021, la mediana de la diferencia porcentual entre los nacimientos según lugar de residencia y ocurrencia es de apenas un -0,79%. De todas maneras, se entiende que la fuente de datos utilizada es provisional y las conclusiones obtenidas a partir de ella están sujetas a revisión futura.

## C. Resultados y discusión

Como se indica en los antecedentes sobre la evolución de la fecundidad en la Argentina y Córdoba, en el gráfico 1 se observa que la tasa global de fecundidad (TGF) de la provincia se mantiene ligeramente por debajo del promedio del país hasta 2018, momento en que registra valores prácticamente idénticos.

Gráfico 1  
**Argentina y provincia de Córdoba: tasa global de fecundidad, 2010 a 2019**  
 (En promedios móviles trienales)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS), boletines y series, 2010 a 2019.

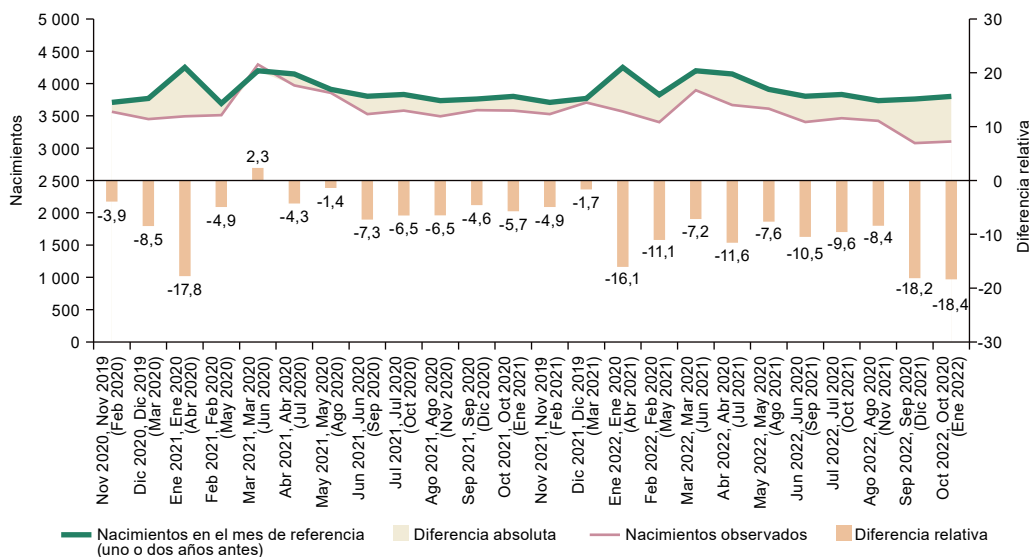
## 1. Comparación con los nacimientos ocurridos anteriormente

En este contexto, ¿la pandemia de COVID-19 conllevó un cambio brusco en la natalidad de la provincia de Córdoba? ¿Sostuvo su tendencia a la baja, la redujo o la exacerbó? En el gráfico 2 figuran los nacimientos ocurridos mes a mes desde noviembre de 2020 (aproximadamente nueve meses después del comienzo de la pandemia)<sup>9</sup> hasta octubre de 2022, comparados en términos absolutos y relativos con los nacimientos ocurridos desde noviembre de 2019 hasta octubre de 2020. Es decir, se analizan los nacimientos ocurridos entre noviembre de 2020 y octubre de 2021 con relación a los nacimientos del mismo mes del año anterior, y los nacimientos de noviembre de 2021 y octubre de 2022 con relación a los nacimientos ocurridos en el mismo mes dos años antes.

Como se advierte en el gráfico 2, salvo en el mes de marzo de 2021, la natalidad ocurrida durante la pandemia conservó la pauta a la baja registrada en los 12 meses inmediatamente anteriores (es decir, con relación a las concepciones ocurridas desde noviembre de 2019 hasta octubre de 2020). Cabe destacar que la excepción observada es de apenas un 2,3% (98 nacimientos) y que podría explicarse por el inicio de la flexibilización del aislamiento social, preventivo y obligatorio (ASPO) (Decreto núm. 297/2020), a comienzos de junio de 2020, que luego se conoció como distanciamiento social, preventivo y obligatorio (DISPO) (Decreto núm. 576/2020). Cabe destacar que dichas medidas rigieron en ese momento para gran parte de la provincia, con excepción del Gran Córdoba.

<sup>9</sup> El 30 de enero de 2020, la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró el COVID-19 como una emergencia de salud pública de interés internacional. El 11 de marzo del mismo año, declaró que la enfermedad era una pandemia. En la Argentina, el 20 de marzo se inició el aislamiento social, preventivo y obligatorio (ASPO).

Gráfico 2  
**Provincia de Córdoba (Argentina): nacimientos ocurridos desde noviembre de 2020, y cambio absoluto y relativo con relación a los nacimientos de noviembre de 2019 a octubre de 2020, por mes, 2019-2022**  
 (En número y porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Registro Civil de la provincia de Córdoba.

**Nota:** En las leyendas se indican las dos fechas entre las que se establece la comparación de la cifra de nacimientos (por ejemplo, los nacimientos ocurridos en noviembre de 2020 respecto de los que tuvieron lugar en noviembre de 2019). Asimismo, se incluye entre paréntesis el posible mes de concepción de los nacimientos ocurridos en la primera fecha.

El patrón observado indica una fuerte baja de la cantidad de nacimientos al inicio y al final del período estudiado (es decir, una reducción superior al 15%). En concreto, se observan cuatro disminuciones muy importantes en la natalidad cordobesa durante la pandemia. En primer lugar, en los nacimientos ocurridos en enero de 2021, es decir, correspondientes a concepciones que tuvieron lugar aproximadamente en abril de 2020, inmediatamente tras la entrada en vigor del ASPO, que se redujeron un 17,8% con respecto a los nacimientos ocurridos exactamente en el mismo mes, pero un año antes (enero de 2020).

Lo mismo se observa en enero de 2022, en este caso, en relación con los nacimientos correspondientes a concepciones ocurridas en abril de 2021 (un -16,1% con respecto a los nacimientos ocurridos en el mismo mes, pero dos años antes, es decir, en enero de 2020). Cabe destacar que, en este mes, en la provincia de Córdoba se encontraba vigente el DISPO, pero se había decretado el cierre de actividades y restricciones a la movilidad debido a la escalada de casos provocados por la segunda ola de la enfermedad (Decreto de Necesidad y Urgencia núm. 235/2021 y Decreto Provincial núm. 281/2021).

Por lo tanto, las dos primeras reducciones de la natalidad pueden vincularse claramente con la pandemia, como correlato de la implementación del ASPO (fin de marzo de 2020) o del retorno a las restricciones de movilidad tiempo después de la implementación de la DISPO.

Por último, la tercera y cuarta reducciones más relevantes se observan en los meses de septiembre y octubre de 2022 y se relacionan con los nacimientos correspondientes a concepciones que tuvieron lugar en diciembre de 2021 y enero de 2022, respectivamente. Ambas representan un -18% con relación a los nacimientos ocurridos en los mismos meses dos años antes (septiembre y octubre de 2020). Es interesante notar que en esos dos meses se produjo en la provincia la tercera ola de contagios y muertes, que conllevó el aislamiento de las personas contagiadas y sospechosas. Estas dos últimas grandes reducciones de la cantidad de nacimientos cordobeses no parecen obedecer a medidas sanitarias relacionadas con el distanciamiento de las personas (todo lo contrario, ya que se producen en un contexto de ampliación sistemática de los aforos sociales y recreativos), lo que invita a indagar si podrían explicarse por otros motivos, como el desánimo generalizado ante una nueva ola de COVID-19 y la finalización de otro año todavía en pandemia, o quizás debido a ciertas limitaciones en los datos correspondientes a esos dos meses (nacimientos ocurridos en 2022, pero aún no registrados en la base del Registro Civil), entre otras posibilidades<sup>10</sup>.

En el análisis comparativo realizado por Sobotka y otros (2021, 2022 y 2023), se observa que la mayoría de los países registran un descenso inicial importante de la natalidad, pero el comportamiento posterior es muy variable. En este marco, la disminución de los nacimientos que se registra en la provincia de Córdoba al inicio del período (17,8%) solo sería comparable a la consignada en España (-20,5%). Asimismo, solo este último país y el Japón se asemejan a la provincia estudiada en cuanto al patrón de la reducción de la natalidad, especialmente hacia el final del período de análisis.

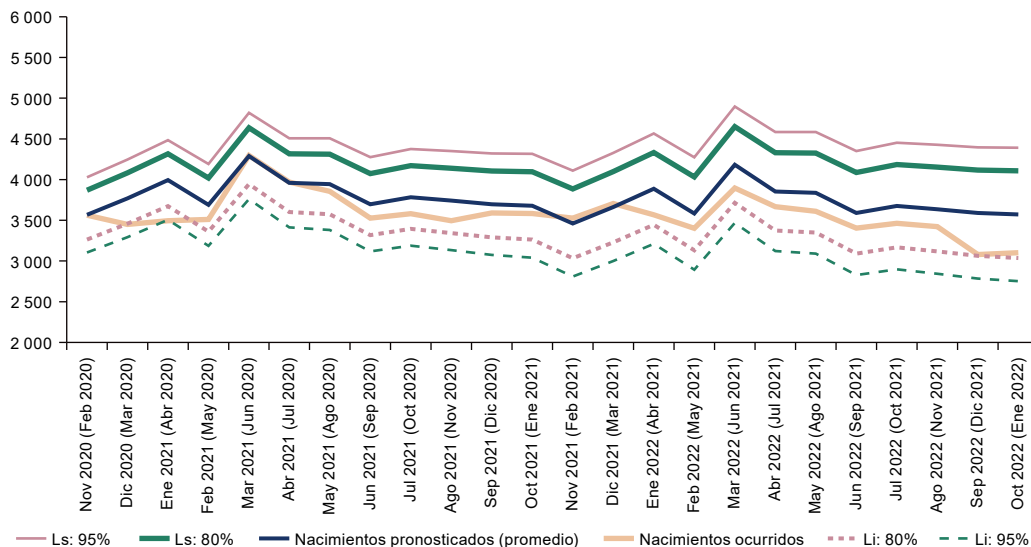
## 2. Comparación con el número de nacimientos pronosticados de manera probabilística

Dada la magnitud de las reducciones mensuales de la cantidad de nacimientos y su patrón de disminución, se advierte que la pandemia tuvo un impacto en la natalidad cordobesa. Sin embargo, corresponde analizar si ese comportamiento es significativamente diferente del registrado en condiciones habituales.

Para someter a prueba esta hipótesis, se pronostica probabilísticamente la tendencia de los nacimientos mensuales durante la pandemia, sobre la base de la información pre-pandémica (desde enero de 2001), y se comparan los resultados con los nacimientos mensuales efectivamente ocurridos. Para ello se utiliza un modelo SARIMA, y se realiza un cálculo del promedio de los pronósticos e intervalos de pronóstico del 80% y el 95%. La comparación de resultados se presenta en el gráfico 3.

<sup>10</sup> En el momento en que se llevó a cabo esta investigación, se realizó una solicitud de información al Registro Civil de la provincia de Córdoba, a fin de subsanar posibles correcciones tardías ocurridas en 2022, que podrían cambiar las cifras definitivas de nacimientos de noviembre y diciembre de ese año.

Gráfico 3  
**Provincia de Córdoba (Argentina): nacimientos ocurridos y nacimientos pronosticados, por mes, noviembre de 2020 a octubre de 2022**  
 (En promedios e intervalos de pronóstico del 80% y el 95%)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Registro Civil de la provincia de Córdoba y de la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS).

**Nota:** En las leyendas correspondientes al mes de ocurrencia del nacimiento se incluye entre paréntesis el posible mes de concepción. Li: límite inferior del intervalo de pronóstico; Ls: límite superior del intervalo de pronóstico.

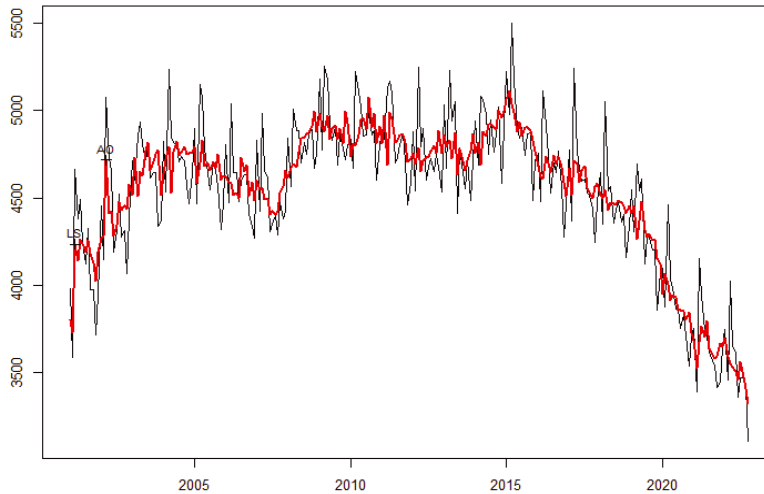
Como se puede apreciar, solo dos reducciones de los nacimientos se sitúan por debajo de los pronósticos: las ocurridas en diciembre de 2020 (80%) y en enero de 2021 (95%). Esto parece indicar que las variaciones registradas en otros momentos de la pandemia corresponden a las tendencias esperadas.

Sorprendentemente, en el trabajo de Sobotka y otros (2021, 2022 y 2023), los países que presentan un patrón de reducción de los nacimientos similar al observado en la provincia de Córdoba (España y Japón) vuelven a asemejarse en este aspecto; es decir, presentan disminuciones significativas de la cantidad de nacimientos ocurridos con relación a los pronosticados solo al comienzo de la pandemia.

### 3. Análisis de nacimientos desestacionalizados

Para analizar la tendencia general de la natalidad de la provincia de Córdoba, más allá de las altas y bajas mensuales que pueden presentarse de manera recurrente año a año, se realiza una desestacionalización de los nacimientos ocurridos en el período comprendido entre enero de 2001 y octubre de 2022 (véanse el gráfico 4 y el gráfico 5).

Gráfico 4  
**Provincia de Córdoba (Argentina): nacimientos observados y ajustados (desestacionalización), enero de 2001 a octubre de 2022**  
 (En números mensuales)



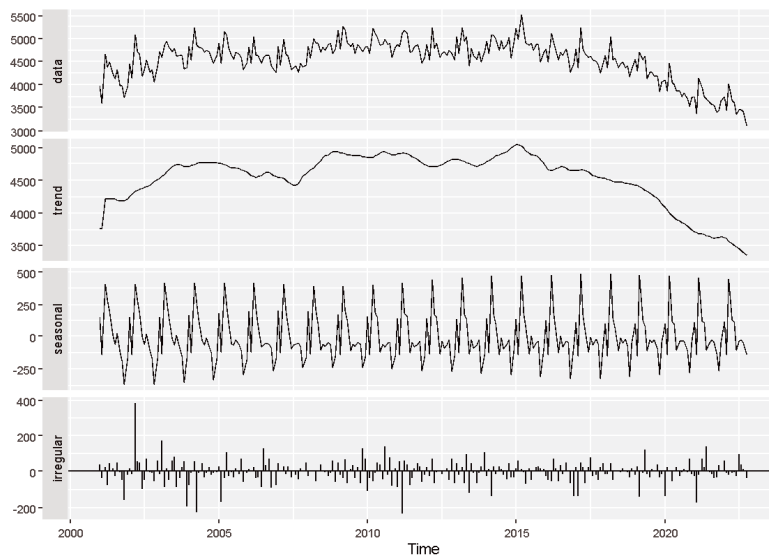
**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Registro Civil de la provincia de Córdoba y de la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS).

**Nota:** Los nacimientos ajustados se representan en color rojo.

Como se observa en el gráfico 4, los nacimientos ocurridos presentan notables distorsiones mensuales a lo largo del período analizado (línea de color negro). Al considerar su desestacionalización (línea de color rojo), la natalidad revela una tendencia descendente, caracterizada por tres grandes ciclos consecutivos de ascenso, meseta y posterior reducción. El último de estos ciclos tiene su punto máximo a principios de 2015, momento a partir del cual la cantidad de nacimientos decrece sistemáticamente hasta la actualidad. En esta última etapa, y contando desde el inicio de la pandemia, la máxima variación mensual acontece a fines de 2020 y principios de 2021 (de un -3,0% a un -4,4% respecto de los meses inmediatos anteriores). Este hallazgo concuerda con lo que se indicó anteriormente, en términos de la comparación de los nacimientos ocurridos durante la pandemia con los nacimientos acontecidos en años anteriores (noviembre de 2019 a octubre de 2020) y a los nacimientos pronosticados probabilísticamente.

La línea de la tendencia incluida en el gráfico 5 permite apreciar la intensificación de la reducción de la natalidad al finalizar 2020 y comenzar 2021, seguida de una pequeña recuperación que poco después retoma el comportamiento descendente. Este aspecto también se observa en el análisis realizado anteriormente (véanse los gráficos 2 y 3).

Gráfico 5  
**Provincia de Córdoba (Argentina): cifras originales de nacimientos, tendencia ciclo, componente estacional y componente residual, enero de 2001 a octubre de 2022**  
 (En número de nacimientos)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del Registro Civil de la provincia de Córdoba y de la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS).

**Nota:** Los datos se obtuvieron mediante el programa X-13-ARIMA-SEATS.

La desestacionalización de los nacimientos permite sumar datos empíricos al análisis del comportamiento de la natalidad durante la pandemia. Sin embargo, es importante señalar que, en la propuesta metodológica de Sobotka y otros (2021, 2022 y 2023), la serie desestacionalizada sirve de base para el posterior cálculo de la TGF, dado que constituye una medición más específica, que permitiría controlar los sesgos relacionados con la estructura por edad de las mujeres en edades fértiles y de la estructura de la fecundidad por edad.

## D. Reflexiones finales

En esta investigación se realiza un análisis del comportamiento de la natalidad cordobesa durante la pandemia de COVID-19. La primera exploración, una comparación mensual con los nacimientos ocurridos en el mismo mes de años anteriores, muestra un efecto de reducción de la natalidad en la provincia, con expresiones notables en al menos cuatro momentos (enero de 2021 y de 2022, y septiembre y octubre de 2022). Si bien dicho comportamiento puede relacionarse con momentos específicos de la pandemia de COVID-19 (como la implementación del aislamiento obligatorio y su posterior flexibilización), el control de los factores de confusión como la estacionalidad limita la frecuencia de manifestación y la

intensidad de dicho efecto. Al realizar la comparación con los nacimientos pronosticados de manera probabilística, se observa que solo la primera reducción tiene significación estadística (la reducción de la natalidad observada en enero de 2021 se encuentra por debajo del intervalo de pronóstico del 95%). Una conclusión del mismo signo se desprende del análisis de los nacimientos desestacionalizados, que indica en ese mismo momento una baja más pronunciada que la esperada de acuerdo con la tendencia de la natalidad cordobesa. Todo ello permite concluir que, si bien la pandemia de COVID-19 dio lugar a una suerte de *baby bust* en la provincia de Córdoba, este fenómeno no fue tan pronunciado ni tan persistente como se esperaba.

Este patrón coincide, en términos generales, con los resultados obtenidos en estudios comparativos a nivel internacional. Al respecto, Sobotka y otros (2023) señalan que, visto desde una perspectiva a más largo plazo, la mayoría de los países analizados no experimentaron ni un auge sostenido ni una caída prolongada de la natalidad durante los dos primeros años de la pandemia. Los datos de 2022 muestran una tendencia a la baja más pronunciada en la mayoría de los países, pero las cifras de nacimientos registradas a menudo siguen las tendencias proyectadas sobre la base de la dinámica de nacimientos antes de la pandemia hasta octubre de 2020 (Sobotka y otros, 2023).

El comportamiento observado en gran parte de estos países constituye una referencia interesante, pero destaca la necesidad de profundizar el análisis realizado tanto en la Argentina en su totalidad como en las provincias que la componen. Para cumplir con ese propósito, hace falta contar con las estadísticas vitales correspondientes a 2022, que no se encontraban disponibles al realizar este trabajo. Asimismo, cabe destacar que esa información permitirá revisar las conclusiones obtenidas en el caso de la provincia de Córdoba, en la medida en que estas se basan en parte en datos provisionales (es decir, proporcionados por el Registro Civil y no por el sistema de información sobre estadísticas vitales).

Finalmente, la siguiente etapa de esta investigación implica la obtención de la TGF a partir de los nacimientos desestacionalizados, lo que permitirá obtener una perspectiva más perfilada y de más largo alcance sobre el fenómeno, al incorporar al análisis la situación y evolución de la fecundidad.

## Bibliografía

- Aassve, A. y otros (2021), “Early assessment of the relationship between the COVID-19 pandemic and births in high-income countries”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, vol. 118, N° 36, septiembre.
- (2020), “The COVID-19 pandemic and human fertility”, *Science*, vol. 369, N° 6502, julio.
- Cabella, W. e I. Pardo (2022), “Con o sin pandemia: la persistencia de la caída de la fecundidad en Uruguay”, *Fecundidad, salud sexual y reproductiva en tiempos de la COVID-19 en Latinoamérica*, C. Hubert, P. Miranda-Ribeiro y V. Salinas (eds.), Río de Janeiro, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2022), “Impactos de la enfermedad por coronavirus (COVID-19) en la dinámica demográfica”, *Los impactos sociodemográficos de la pandemia de COVID-19 en América Latina y el Caribe* (LC/CRPD.4/3), Santiago.
- (2021), “Los censos de población y vivienda en contextos de pandemia: panorama regional y desafíos urgentes”, 23 de noviembre [en línea] <https://www.cepal.org/es/eventos/censos-poblacion-vivienda-contextos-pandemia-panorama-regional-desafios-urgentes>.
- Chackiel, J. (2004), “La transición de la fecundidad en América Latina 1950-2000”, *Papeles de Población*, vol. 10, N° 41, julio-septiembre.
- Emery, T. y J. C. Koops (2022), “The impact of COVID-19 on fertility behaviour and intentions in a middle income country”, *PLoS ONE*, vol. 17, N° 1.
- González, L. M. (2022), “Vulnerabilidad sociodemográfica y dinámica poblacional en Argentina, 2010-2019”, *VII Congreso Internacional de las Relaciones Interpersonales: “Transformación social para el desarrollo humano sostenible: compromiso personal y responsabilidad público-privada”*, Buenos Aires, Instituto de Ciencias para la Familia, Universidad Austral.
- Livi Bacci, M. (2000), *Historia mínima de la población mundial*, Barcelona, Editorial Ariel.
- Naciones Unidas (2021), “A review of research related to the impact of the COVID-19 pandemic on fertility”, *Background Note*, Nueva York, División de Población [en línea] [https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/undesa\\_pd\\_2021\\_egm\\_inf\\_7\\_background\\_note.pdf](https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/undesa_pd_2021_egm_inf_7_background_note.pdf).
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (2023), “Se acaba la emergencia por la pandemia, pero la COVID-19 continúa”, 6 de mayo [en línea] <https://www.paho.org/es/noticias/6-5-2023-se-acaba-emergencia-por-pandemia-pero-covid-19-continua>.
- Pantelides, E. A. (2006), “La transición de la fecundidad en la Argentina 1869-1947”, *Cuaderno del CENEP*, N° 54, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- (1989), “La fecundidad argentina desde mediados del siglo XX”, *Cuaderno del CENEP*, N° 41, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Peláez, E., L. D. Acosta y L. M. González (2022), “Análisis preliminar del impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida en la provincia de Córdoba (Argentina) en 2020”, *Notas de Población*, N° 114 (LC/PUB.2022/10-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Peláez, E. y otros (2022), “La fecundidad en Argentina a inicios del siglo XXI: ¿el fin de la meseta? El papel de la educación en los cambios”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 39.
- Salazar Acosta, L. M. y B. S. Ribotta (2017), “Evolución de la fecundidad en la Argentina: una comparativa de la incidencia de la escolarización entre el país y las provincias del Noroeste, con especial referencia a Salta”, *Revista de Demografía Histórica*, vol. 35, N° 2, diciembre.

- Sánchez Céspedes, L., Y. Marín Salazar y N. Palacio Martínez (2022), “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*, N° 115 (LC/PUB.2022/22-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Sax, C. y D. Eddelbuettel (2018), “Seasonal adjustment by X-13ARIMA-SEATS in R”, *Journal of Statistical Software*, vol. 87, N° 11.
- Silverio-Murillo, A. y otros (2024), “The (temporary) Covid-19 baby bust in Mexico”, *Population Studies*, vol. 78, N° 1.
- Sobotka, T. y otros (2023), “Pandemic roller-coaster? Birth trends in higher-income countries during the COVID-19 pandemic”, *Population and Development Review*, abril [en línea] <https://doi.org/10.1111/padr.12544>.
- \_\_\_(2022), “From bust to boom? Birth and fertility responses to the COVID-19 pandemic”, *SocArXiv Papers*, agosto [en línea] <https://doi.org/10.31235/osf.io/87acb>.
- \_\_\_(2021), “Baby bust in the wake of the COVID-19 pandemic? First results from the new STFF data series”, *SocArXiv Papers*, marzo [en línea] <https://doi.org/10.31235/osf.io/mvy6z>.

# Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)

Daniel Lozano Keymolen<sup>1</sup>

Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares<sup>2</sup>

Recibido: 26/03/2024

Aceptado: 30/04/2024

## Resumen

Este trabajo analiza la relación entre la inseguridad alimentaria en los hogares y el empleo informal de la persona jefa de hogar a nivel estatal durante el período 2018-2022 en México. Se realizó un estudio descriptivo y correlacional, con datos de las rondas de 2018, 2020 y 2022 de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). Los análisis se hicieron en el nivel nacional para los 32 estados mexicanos, en términos descriptivos y correlacionales, mediante regresiones logísticas binomiales. Al analizar la inseguridad alimentaria respecto del empleo informal, se encontraron asociaciones estadísticas significativas durante los tres años de estudio. En todo el país, con excepción de una entidad federativa, los hogares cuya persona jefa tenía un empleo informal en 2020 presentaban mayor propensión a la inseguridad alimentaria. Ambos indicadores se relacionan de forma heterogénea entre los distintos estados mexicanos.

<sup>1</sup> Doctor en Estudios de Población por El Colegio de México, profesor de tiempo completo en el Centro de Investigación Aplicada para el Desarrollo Social (CIADES) de la Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMéx). Correo electrónico: dlozanok@uaemex.mx.

<sup>2</sup> Doctor en Estudios de Población por El Colegio de México, profesor de tiempo completo en el Centro de Investigación Aplicada para el Desarrollo Social (CIADES) de la Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMéx). Correo electrónico: scgaxiolar@uaemex.mx.

**Palabras clave:** hogares, seguridad alimentaria, condiciones económicas, empleo, sector informal, COVID-19, pandemias, análisis de regresión, México.

## Abstract

This study aims to contribute to the literature on Mexican population dynamics by analysing the relationship between household food insecurity and informal employment of the head of household at the State level during the period 2018–2022. A descriptive and correlational study was conducted, using data from the 2018, 2020 and 2022 rounds of the National Household Income and Expenditure Survey. Analyses were performed at the national level for the 32 Mexican States, in descriptive and correlational terms, using binomial logistic regression. When food insecurity was analysed with respect to informal employment, significant statistical associations were found in the three years covered by the study. Throughout the country, with the exception of one State, households whose head was informally employed in 2020 were more likely to be food insecure. Both indicators are heterogeneously related across different Mexican States.

**Keywords:** households, food security, economic conditions, employment, informal sector, COVID-19, pandemics, regression analysis, Mexico.

## Résumé

Cet article vise à contribuer à littérature sur la population mexicaine en analysant la relation entre l'insécurité alimentaire des ménages et l'emploi informel du chef de famille par état au cours de la période 2018-2022. Une étude descriptive et corrélationnelle a été réalisée à partir des données des cycles 2018, 2020 et 2022 de l'Enquête nationale sur les revenus et les dépenses des ménages (ENIGH). Les analyses ont été menées au niveau national pour les 32 états mexicains, en termes descriptifs et corrélationnels, à l'aide de régressions logistiques binomiales. L'analyse de l'insécurité alimentaire par rapport à l'emploi informel a révélé des associations statistiques significatives au cours des trois années de l'étude. Dans l'ensemble du pays, à l'exception d'un état, les ménages dirigés par une personne ayant un emploi informel en 2020 étaient plus susceptibles d'être en situation d'insécurité alimentaire. La relation entre ces deux indicateurs varie d'un état mexicain à l'autre.

**Mots clés :** menages, securite alimentaire, conditions économiques, emploi, secteur informel, COVID-19, pandémies, analyse de regression, Mexique.

## Introducción

La seguridad alimentaria es uno de los elementos que favorecen el desarrollo, la salud física y mental, y el bienestar de las personas. De manera similar, el empleo es una de las fuentes de recursos financieros con los que las personas y los hogares pueden acceder a los alimentos. En este sentido, existe información empírica sobre la relación entre la ausencia de seguridad alimentaria (inseguridad alimentaria) y determinadas características del empleo, como la informalidad, pero dicha asociación depende de factores específicos del hogar y de su jefatura.

En el contexto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19), diversos aspectos sociales, económicos y de la salud, como el empleo y la seguridad alimentaria, se vieron afectados como consecuencia de las restricciones socioeconómicas impuestas (Gaitán-Rossi y otros, 2021; Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021). En sociedades como la mexicana, tanto la inseguridad alimentaria como el empleo informal son elevados, por lo que es indispensable observar el comportamiento de estos indicadores, incluso una vez que se declaró como concluida la pandemia, y mostrar su heterogeneidad en el país. De este modo, en esta investigación se analiza la relación entre la inseguridad alimentaria y la informalidad laboral en los hogares de México, a nivel estatal, en el período 2018-2022.

Las preguntas que guían este trabajo son las siguientes: ¿cómo se relacionan la inseguridad alimentaria y la informalidad laboral en los estados de México? y ¿cuáles son los efectos de la pandemia de COVID-19 en la inseguridad alimentaria y la informalidad laboral en los estados de México? Los resultados muestran que, si bien antes de la pandemia los hogares presentaban una elevada prevalencia de inseguridad alimentaria, estos porcentajes se incrementaron durante 2020 en casi todas las entidades federativas del país<sup>3</sup>. En contraste, datos de 2022 mostraron que la inseguridad alimentaria continuó presentando los descensos observados antes de la pandemia de COVID-19. En cuanto a la informalidad laboral, destaca el hecho de que alcanza a una proporción entre el 60% y el 90% de las personas jefas de hogar. En 2020 hubo aumentos significativos de la informalidad y en 2022 los porcentajes solo habían disminuido en menos de la mitad de las entidades federativas del país.

Al estudiar la relación entre la inseguridad alimentaria y la informalidad laboral, se observó que en 2020 las asociaciones fueron más intensas, mientras que en 2022 no se detectaron recuperaciones de los indicadores y los hogares cuyas personas jefas se empleaban en el sector informal mostraban mayores probabilidades de presentar inseguridad alimentaria. En consecuencia, la principal contribución de este trabajo es mostrar que en los hogares en los que la persona jefa se emplea en actividades informales existe una mayor propensión a la inseguridad alimentaria y que en los estados de México la inseguridad alimentaria y la informalidad laboral se relacionan de forma heterogénea.

<sup>3</sup> La expresión “entidad federativa” hace referencia a cada una de las 32 divisiones subnacionales o estados de México. En este trabajo, las expresiones “estado” y “entidad federativa” se utilizan como sinónimos.

Este trabajo se divide en seis apartados adicionales a esta introducción. En el apartado A se expone la revisión bibliográfica que da origen al estudio, mientras que en el apartado B se presenta el método de investigación. En el apartado C se exponen los resultados y en el D se discuten los hallazgos y se plantean las conclusiones. En el apartado E se presentan recomendaciones en materia de políticas públicas y, por último, en el apartado F se detallan las limitaciones de la investigación.

## A. Revisión bibliográfica

### 1. Inseguridad alimentaria

La seguridad alimentaria se presenta cuando en todo momento se tiene acceso a alimentos suficientes para tener una vida saludable y activa (Gundersen, Kreider y Pepper, 2011; Coleman-Jensen, McFall y Nord, 2013). La seguridad alimentaria comprende diversas dimensiones que permiten definir su medición: i) disponibilidad, entendida como el equilibrio entre la producción, las reservas, las importaciones y las exportaciones que permiten lograr la estabilidad en la existencia de alimentos; ii) acceso, que se refiere a aspectos de la oferta y la demanda de alimentos que determinan la llegada a estos productos; iii) consumo, que engloba la capacidad de compra, los hábitos, la cultura, la autoproducción, el intercambio, las ayudas o la preparación de los alimentos, y iv) utilización biológica, entendida como la capacidad de aprovechamiento de los nutrientes, que se traduce en el estado nutricional óptimo de las personas. Aunado a ello, la inocuidad se define como la ausencia de contaminantes en los alimentos (CONEVAL, 2010; Torres y Rojas, 2020).

Cuando no se tiene acceso a alimentos suficientes para llevar una vida saludable y activa, según las dimensiones de la seguridad alimentaria, existe inseguridad alimentaria. Si la inseguridad alimentaria es grave o prolongada provoca hambre (un estado fisiológico), lo que afecta la nutrición y el estado de salud física y mental de las personas de todas las edades (Coleman-Jensen, McFall y Nord, 2013; Devine y Lawlis, 2019; Thomas, Miller y Morrissey, 2019). Estimaciones de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO) señalan que en 2022, a nivel mundial, entre 691 millones y 783 millones de personas se encontraban en situación de inseguridad alimentaria, es decir, una de cada nueve personas. Esto se vio agravado por el contexto de la pandemia de COVID-19 (FAO y otros, 2023).

En los últimos años, la inseguridad alimentaria ha aumentado especialmente entre los grupos sociales más vulnerables, que, además, presentan indicadores negativos de nutrición (Devine y Lawlis, 2019; Reeves, Loopstra y Tarasuk, 2021a). En particular, la inseguridad alimentaria tiene una profunda incidencia en los hogares en situación de pobreza, con disminución de ingresos, pérdida del empleo o precariedad laboral, así como en ciertos grupos demográficos, como los niños, las mujeres y las personas mayores o con bajo nivel educativo (Ávila-Arcos y otros, 2021; Idzerda y otros, 2022; Li, Li y King, 2022; Waxman y otros, 2022).

## 2. Empleo informal

El empleo representa, entre otras cosas, una fuente de aprovisionamiento de recursos financieros para la satisfacción de las necesidades de las personas, las familias o los hogares, como el mantenimiento de la salud, la alimentación o la vivienda (Singleton y otros, 2022). En las últimas décadas, sin embargo, el empleo se ha visto afectado por una serie de transformaciones negativas, como salarios bajos, inestabilidad, escasos o nulos beneficios complementarios y horarios inestables e impredecibles, que han deteriorado el bienestar, las condiciones de vida y la salud de las personas trabajadoras y sus familias (Benach y otros, 2014; Cohn-Schwarz y Naegele, 2023; Jones, 2017; Nagata y otros, 2021; Schneider y Harknett, 2021).

Considerando aspectos como los mencionados, el análisis de los cambios en las condiciones y los derechos laborales, así como de la estructura del mercado laboral, se ha realizado en virtud de conceptos como los de precariedad laboral y empleo informal. La precariedad laboral se entiende como un concepto que permite comparar, en una gradiente, a quienes, en un extremo, tienen un trabajo seguro a tiempo completo, durante todo el año, con protección social y remuneración adecuada, con aquellos que, en el otro extremo, carecen de todo lo anterior (Benach y otros, 2014, pág. 230). Por su parte, el empleo informal hace referencia a las ocupaciones que se ejercen en condiciones de autoempleo o las que carecen de garantías y derechos laborales elementales, como la seguridad social (Conover, Khamis y Pearlman, 2022; Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021).

El empleo informal es característico de las economías emergentes y en desarrollo, en las que entre el 60% y el 70% de la población ocupada ejerce este tipo de actividades (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021). Un aspecto central del empleo informal es que este no solo se caracteriza por la actividad económica, sino que puede darse en el nivel individual o grupal, es decir, cuando el empleador incluye a trabajadores informales (Aleksynska y Wojcieszynski, 2022). El empleo informal adquiere relevancia incluso a nivel institucional, pues se ha asociado con una percepción negativa del accionar de las instituciones públicas (Aleksynska y Wojcieszynski, 2022).

## 3. Inseguridad alimentaria e informalidad laboral

Tanto la seguridad alimentaria como el empleo, así como las condiciones en que ambos se dan, forman parte de los determinantes, las desigualdades y la equidad en la salud de las personas, las familias y las comunidades (Abrams y otros, 2022; Benach y otros, 2014; Coats y otros, 2022). La relación entre el empleo y la inseguridad alimentaria es compleja y se vincula con ciertos factores, como la duración de la jornada laboral o el tipo de empleo, que afectan el tipo de alimentos o las porciones que se consumen (Gundersen, Kreider y Pepper, 2011; Idzerda y otros, 2022; Loopstra y Tarasuk, 2013; Mabli y otros, 2023; Sheely, 2022; Wolf y Morrissey, 2017). Además, quienes se ven afectados por la pérdida del empleo tienen mayor riesgo de presentar inseguridad alimentaria al disminuir los recursos

que favorecen una mejor dieta, pero también como consecuencia del desarrollo de conductas que incentivan el consumo de alimentos no saludables (Ávila-Arcos y otros, 2021; Coats y otros, 2022; Thompson, 2022).

Además del nivel de ingresos, otros factores, como el número de adultos con empleo a tiempo completo o de proveedores del hogar, el empleo a tiempo parcial y la recepción de recursos de asistencia social, influyen en la inseguridad alimentaria (Loopstra y Tarasuk, 2013; Smith, Rabbitt y Coleman-Jensen, 2017; Thompson, 2022; Wolf y Morrisey, 2017). De forma similar, se sabe que en los países que han implementado una política de salario mínimo existen menores riesgos de sufrir inseguridad alimentaria (Reeves, Loopstra y Tarasuk, 2021b).

#### 4. Inseguridad alimentaria e informalidad laboral en México

La inseguridad alimentaria en México disminuyó 14 puntos porcentuales entre 2012 y 2018, según estimaciones realizadas con la Escala Latinoamericana y Caribeña de Seguridad Alimentaria (ELCSA) y datos de las Encuestas Nacionales de Salud y Nutrición (ENSANUT) (Shamah-Levy y otros, 2021). De manera similar, datos de la Escala Mexicana de Seguridad Alimentaria (EMSA) correspondientes a 2012 y 2016 indican que la inseguridad alimentaria moderada y severa descendieron cerca de 2 puntos porcentuales (Saldivar-Frausto y otros, 2022). Sin embargo, durante 2020, en el contexto de la pandemia de COVID-19, aumentó la inseguridad alimentaria leve y moderada (Gaitán-Rossi y otros, 2021), una situación observada en distintas regiones del país (Torres y Rojas, 2020).

Se ha estimado que en México cerca del 60% de la población ocupada ejerce actividades informales. En el último trimestre de 2019, sin embargo, estados como Baja California, con un 37,6%, y Oaxaca, con un 81,6%, muestran la heterogeneidad del empleo informal en el país (Ibarra-Olivo y otros, 2021). El mercado laboral en México se caracteriza por interacciones entre las ocupaciones formales e informales, aunque quienes tienen escolaridad elevada suelen incorporarse a un empleo formal en mayor medida que los trabajadores con menor escolaridad (Valdivia-López y Pedrero-Nieto, 2011). No obstante, la relación no es concluyente, puesto que el aumento de la escolaridad entre la población que se desempeña en el sector informal indica que la educación formal no protege contra el trabajo de baja calidad (Conover, Khamis y Pearlman, 2022). Esto es importante porque se ha discutido que la permanencia y el aparente incremento de los empleos informales se relaciona no solo con factores económicos, como la ausencia de capital humano, sino también con factores sociales, como las características y la división del trabajo en el hogar (Duval-Hernández, 2022; Sen, Danquah y Schotte, 2022).

Los contextos económicos adversos, como el que se vivió durante la crisis financiera de 2008, afectan la seguridad alimentaria, las condiciones de empleo, la calidad de vida y la salud física y mental de las personas (Benach y otros, 2014; Davis y Geiger, 2017; Torres y Rojas, 2020). Al respecto, la pandemia de COVID-19 tuvo efectos negativos en los grupos sociales de ingresos bajos y en los que tienen condiciones laborales precarias o pertenecen al mercado laboral informal, dado que estos grupos suelen tener menos recursos de sostenimiento ante contingencias como la de la crisis sanitaria (Abrams y otros, 2022; Burström y Tao, 2020; Devine y Lawlis, 2019).

En virtud de datos como los expuestos, es fundamental explorar los efectos que tuvo la pandemia sobre la inseguridad alimentaria entre las personas ocupadas en el sector informal para determinar si se trató de algo coyuntural o es una constante entre la población ocupada. En ese sentido, este trabajo tiene por objeto contribuir a la bibliografía sobre la población mexicana mediante el análisis de la relación entre la inseguridad alimentaria en los hogares y el empleo informal de la persona jefa de hogar a nivel estatal durante el período 2018-2022.

## B. Metodología

### 1. Fuente de datos y muestras de análisis

En este estudio se utilizaron datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de México, una encuesta transversal con levantamiento bienal, cuyo objetivo principal es determinar, en términos estadísticos, el comportamiento de los ingresos y gastos, y la infraestructura y equipamiento de los hogares, así como conocer las características ocupacionales y sociodemográficas de sus integrantes (INEGI, 2018, 2020 y 2022). Según su diseño estadístico muestral complejo, la ENIGH permite realizar inferencias estadísticas en los niveles nacional y de entidad federativa a partir de 2016.

Para este estudio se emplearon las rondas de 2018, 2020 y 2022 de la ENIGH, cuya representatividad a nivel de entidad federativa permite realizar los análisis considerando las heterogeneidades en materia de inseguridad alimentaria y condiciones laborales y socioeconómicas de los hogares de dichas entidades de México. El análisis es para las respuestas completas de las variables del estudio y, si bien se efectúa a nivel del hogar, a fin de definir la informalidad en cada ENIGH, se selecciona a las personas jefas de hogar con 12 años y más que declararon haber trabajado en el último mes anterior a la entrevista. Una vez efectuado el procedimiento de selección de casos con información de los hogares, se estudió un total de 215.158 observaciones de hogares de México: 65.371 representativas de 29.756.416 hogares en la ENIGH 2018 (t1), 73.877 representativas de 28.856.492 hogares en la ENIGH 2020 (t2) y 75.910 representativas de 31.130.795 hogares en la ENIGH 2022 (t3).

### 2. Variables del estudio

#### a) Variable dependiente

Inseguridad alimentaria en el hogar: se define mediante la EMSA una escala de 12 reactivos que clasifica a los hogares en situación de seguridad e inseguridad alimentaria a partir de una suma de 0 a 12 puntos, según residan o no menores de 18 años en el hogar, con respuestas codificadas: Sí = 1 y No = 0 (Villagómez-Ornelas y otros, 2014). Para esta investigación, la inseguridad alimentaria se evalúa de forma dicotómica (0 = seguridad alimentaria, 1 = inseguridad alimentaria).

**b) Variable independiente**

Informalidad laboral de la persona jefa del hogar: se construyó a partir de las actividades de autoempleo o aquellas en las que no existen prestaciones laborales (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021; Moreno y Cuellar, 2021; Duval-Hernández, 2022). En la definición de empleo informal se utilizaron observaciones de personas de 12 años y más porque es común que las personas jóvenes tengan ocupaciones informales, y, en todos los casos, se seleccionó a las personas jefas del hogar, incluidas las que no residían con alguien. La variable se operacionaliza en forma dicotómica (0 = formal, 1 = informal).

**c) Variables de control**

- i) Sexo de la persona jefa del hogar: las mujeres siempre han sido uno de los grupos que presentan más riesgo de ejercer una ocupación informal o sufrir inseguridad alimentaria (Coats y otros, 2022; Cuellar y Moreno, 2022; Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021; Sen, Danquah y Schotte, 2022). Así, los hogares encabezados por mujeres tienen una mayor probabilidad de presentar inseguridad alimentaria que los conducidos por hombres (Santos y otros, 2022). Esto contrasta con datos que indican que la participación laboral de las mujeres disminuye la probabilidad de presentar inseguridad alimentaria (Frongillo y otros, 2018).
- ii) Edad de la persona jefa del hogar: las personas más jóvenes y las de edades avanzadas tienen mayores probabilidades de ejercer una ocupación informal (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021). Además, los niños, las personas jóvenes y las personas mayores tienen mayor probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria (Ávila-Arcos y otros, 2021; Idzerda y otros, 2022; Li, Li y King, 2022; Waxman y otros, 2022). En virtud de lo mencionado, la variable se operacionaliza de forma continua según los años cumplidos a la fecha de la entrevista.
- iii) Situación conyugal de la persona jefa del hogar: la situación conyugal es una de las variables relacionadas con la inseguridad alimentaria (Gundersen, Kreider y Pepper, 2011). Así, se documentó que, en el contexto de la pandemia de COVID-19, las personas solteras o no unidas tenían mayor prevalencia de inseguridad alimentaria que las personas casadas o unidas (Idzerda y otros, 2022). La variable se operacionaliza de forma categórica (0 = casado(a)/unido(a), 1 = divorciado(a)/viudo(a), 2 = soltero(a)).
- iv) Escolaridad de la persona jefa del hogar: un menor número de años aprobados de educación formal se traduce en una mayor probabilidad de ejercer un empleo informal (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021). Sin embargo, en un estudio realizado en México se encontró que los mayores niveles de escolaridad se asocian con una mayor probabilidad de tener un empleo informal, lo que se compensa con mayores ingresos (Duval-Hernández, 2022). De manera similar, la inseguridad alimentaria también se asocia con la escolaridad (Gundersen, Kreider y Pepper, 2011). En particular, tanto las personas con menor escolaridad, como los hogares que tienen una persona jefa con

esa característica, tienen mayor probabilidad de presentar inseguridad alimentaria (Milovanska-Farrington, 2021; Shamah-Levy y otros, 2021; Santos y otros, 2022). La variable se operacionaliza de forma categórica (0 = sin escolaridad, 1 = primaria, 2 = secundaria, 3 = preparatoria, 4 = licenciatura, 5 = posgrado).

- v) Etnicidad de la persona jefa del hogar: diversas investigaciones indican que los hogares en los que al menos uno de los integrantes es hablante de alguna lengua indígena son más propensos a presentar inseguridad alimentaria que aquellos en los que esto no sucede (Gundersen, Kreider y Pepper, 2011; Magaña-Lemus y otros, 2016; Nagata y otros, 2021). Durante la pandemia de COVID-19, las personas pertenecientes a minorías étnicas presentaron mayores tasas de inseguridad alimentaria y de pérdida del empleo (Coats y otros, 2022; Waxman y otros, 2022). La variable se operacionaliza de forma dicotómica, según si la persona jefa del hogar declaró hablar o no una lengua indígena (0=sin etnicidad, 1=con etnicidad).
- vi) Tamaño del hogar: la presencia de un mayor número de integrantes o de dependientes económicos en el hogar se asocia con la informalidad (Ibarra-Olivo y otros, 2021). En el contexto de la pandemia, se estimó que los hogares con más cantidad de menores de edad experimentaron una mayor probabilidad de presentar inseguridad alimentaria (Ávila-Arcos y otros, 2021). La variable se operacionaliza de forma continua.
- vii) Tipo de localidad donde se encuentra el hogar: los datos indican que los hogares asentados en localidades rurales tienen mayor probabilidad de presentar inseguridad alimentaria que los situados en áreas urbanas (Magaña-Lemus y otros, 2016). Esta variable se relaciona, además, con la incorporación de la población ocupada a los sectores formal o informal, ya que en México se han encontrado diferencias entre la pertenencia a uno u otro sector, dependiendo del tamaño de la localidad de residencia (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021). La variable se operacionaliza de forma dicotómica (0 = urbana  $\geq$  2.500 habitantes, 1 = rural  $<$  2.500 habitantes).

### 3. Procedimiento de análisis

Se realizaron análisis descriptivos a partir de los cambios en las prevalencias de inseguridad alimentaria y de empleo informal entre los estados de México al comparar los estimadores de la ENIGH 2018 (t1) con la ENIGH 2020 (t2) y posteriormente con la ENIGH 2022 (t3). Para evaluar los efectos del empleo informal en la inseguridad alimentaria se diseñaron modelos de regresión logística binomial y se compararon las estimaciones de t1 con las de t2 y posteriormente con las de t3. Estos modelos se ajustaron por las variables de control seleccionadas y se utilizó como estadístico la razón de momios (RM). Para determinar la sobredispersión de los modelos se ajustaron distribuciones cuasibinomiales. Tanto en el análisis descriptivo como en el de regresión se consideró el nivel de significancia al 5%. Los análisis se realizaron según los diseños muestrales complejos de las ENIGH y, dado que la inseguridad alimentaria se evalúa a nivel del hogar, las estimaciones son acordes al diseño

complejo y la expansión muestral de hogares en las ENIGH. El análisis de datos se hizo utilizando R (R Core Team, 2023) y los paquetes tidyverse (Wickham y otros, 2019), srvyr (Freedman y Schneider, 2023) y survey (Lumley, 2023).

## C. Resultados

El análisis descriptivo permite observar que en casi el 50% de las entidades federativas del país la cantidad de hogares con inseguridad alimentaria aumentó al comparar datos de 2018 y de 2020. Esto quiere decir que, en el contexto de la pandemia de COVID-19, en 15 estados la seguridad alimentaria disminuyó. Posteriormente, entre 2020 y 2022, la inseguridad alimentaria descendió en 29 estados, incluidos algunos como Chiapas, Guerrero, Oaxaca y Puebla, que tienen los mayores índices de marginación del país (CONAPO, 2022). Esto representa una continuación de lo observado entre 2012 y 2016 según la EMSA (Saldivar-Frausto y otros, 2022), o entre 2012 y 2018 según la ELCSA (Shamah-Levy y otros, 2021). Sin embargo, los resultados de este estudio exponen que entre los estados de México existe una importante heterogeneidad en materia de inseguridad alimentaria de los hogares, y que estos indicadores se vieron afectados por la pandemia de COVID-19, según se observa en su comportamiento temporal (véase el cuadro 1).

Cuadro 1  
México: inseguridad alimentaria en los hogares a nivel estatal, 2018, 2020 y 2022  
(En porcentajes)

Entidad federativa	ENIGH 2018 (t1)			ENIGH 2020 (t2)			ENIGH 2022 (t3)		
	LI	LS		LI	LS		LI	LS	
Aguascalientes	26,3	24,3	28,3	<b>30,3</b>	28,3	32,4	<b>25,5</b>	23,5	27,5
Baja California	22,4	20,3	24,5	26,3	24,2	28,5	<b>15,2</b>	13,5	16,9
Baja California Sur	31,4	29,2	33,6	<b>35,7</b>	33,6	37,9	<b>21,2</b>	19,4	23,0
Campeche	51,4	49,1	53,6	48,1	46,0	50,3	<b>38,3</b>	36,2	40,3
Coahuila	29,7	27,9	31,5	29,3	27,6	31,0	<b>23,3</b>	21,3	25,2
Colima	35,9	33,6	38,1	32,2	30,1	34,3	<b>23,2</b>	21,1	25,3
Chiapas	51,1	48,8	53,3	48,8	46,7	50,9	<b>41,4</b>	39,3	43,5
Chihuahua	27,9	26,1	29,7	<b>24,2</b>	22,6	25,8	<b>18,2</b>	16,8	19,6
Ciudad de México	25,6	23,3	27,9	<b>33,8</b>	31,2	36,3	<b>21,7</b>	19,6	23,8
Durango	29,7	27,5	31,9	<b>34,9</b>	32,8	37,0	35,7	33,6	37,7
Guanajuato	35,1	33,0	37,3	<b>40,3</b>	38,2	42,5	<b>31,1</b>	29,1	33,2
Guerrero	63,3	61,2	65,4	62,6	60,6	64,6	<b>54,5</b>	52,5	56,5
Hidalgo	47,8	45,5	50,1	51,7	49,5	53,9	<b>37,5</b>	35,3	39,6
Jalisco	28,3	26,1	30,4	29,9	27,9	32,0	<b>25,8</b>	23,8	27,8
Estado de México	38,1	35,8	40,4	<b>43,5</b>	41,3	45,7	<b>35,2</b>	33,1	37,2
Michoacán	40,5	38,2	42,8	41,1	38,8	43,3	37,3	35,1	39,5
Morelos	45,8	43,3	48,4	45,4	43,0	47,7	<b>34,3</b>	32,1	36,6
Nayarit	34,2	31,9	36,5	37,4	35,2	39,7	<b>28,3</b>	26,2	30,4
Nuevo León	22,7	20,6	24,7	<b>26,8</b>	24,7	28,9	<b>20,4</b>	18,6	22,2
Oaxaca	58,5	56,5	60,5	57,9	55,9	59,9	<b>48,7</b>	46,7	50,6

Entidad federativa	ENIGH 2018 (t1)		ENIGH 2020 (t2)		ENIGH 2022 (t3)				
	LI	LS	LI	LS	LI	LS			
Puebla	42,0	39,8	44,3	<b>52,2</b>	49,9	54,4	<b>41,9</b>	39,7	44,1
Querétaro	27,3	25,5	29,1	<b>33,0</b>	31,2	34,8	<b>25,1</b>	23,5	26,8
Quintana Roo	33,9	31,6	36,3	<b>50,6</b>	48,2	53,0	<b>28,8</b>	26,9	30,7
San Luis Potosí	34,5	32,3	36,7	<b>41,0</b>	38,9	43,1	<b>30,8</b>	28,8	32,8
Sinaloa	41,2	39,1	43,3	37,3	35,3	39,3	<b>31,3</b>	29,4	33,2
Sonora	33,8	31,5	36,1	37,1	34,8	39,5	<b>32,2</b>	30,1	34,4
Tabasco	65,4	63,1	67,7	<b>58,6</b>	56,4	60,9	<b>51,0</b>	48,9	53,1
Tamaulipas	30,0	27,6	32,4	28,3	26,1	30,4	24,8	22,8	26,9
Tlaxcala	42,2	39,9	44,6	<b>52,0</b>	49,6	54,3	<b>39,6</b>	37,3	41,8
Veracruz	53,3	51,1	55,5	50,9	48,8	53,0	<b>41,7</b>	39,7	43,7
Yucatán	39,0	36,9	41,1	<b>46,1</b>	44,1	48,2	<b>30,4</b>	28,5	32,3
Zacatecas	35,8	33,6	38,0	36,8	34,8	38,9	<b>29,8</b>	27,7	31,8

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2018, 2020 y 2022.

**Nota:** ENIGH = Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares. Estimaciones ponderadas. Se destacan en letra negrita los casos en que la diferencia estadística entre los estimadores de t1 y de t2 o entre los estimadores de t2 y de t3 fue significativa ( $p < 0,05$ ). LI = límite inferior; LS = límite superior.

El comportamiento del empleo indicó que entre 2018 y 2020 se presentaron incrementos de la informalidad en todas las entidades federativas, con excepción de Oaxaca (véase el cuadro 2). En contraste, solo en Coahuila, Colima, Nuevo León y San Luis Potosí se produjeron recuperaciones de la ocupación formal en 2022 respecto de 2020. Ante resultados como estos, queda expuesto que, tras los descensos del empleo formal durante 2020, en 2022 aún no se había logrado la recuperación del indicador de este tipo de actividades. Como se indicó, las actividades formales son fundamentales para las economías, ya que a través de ellas se logra el acceso a prestaciones y mejores condiciones laborales (Conover y otros, 2022; Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021).

Cuadro 2

**México: empleo informal de las personas jefas de hogar a nivel estatal, 2018, 2020 y 2022**  
(En porcentajes)

Entidad federativa	ENIGH 2018 (t1)		ENIGH 2020 (t2)		ENIGH 2022 (t3)				
	LI	LS	LI	LS	LI	LS			
Aguascalientes	47,1	44,8	49,4	<b>53,3</b>	51,0	55,6	53,5	51,2	55,8
Baja California	39,9	37,4	42,4	<b>53,9</b>	51,4	56,3	51,4	49,1	53,8
Baja California Sur	39,7	37,3	42,0	<b>51,4</b>	49,1	53,7	50,9	48,6	53,2
Campeche	69,6	67,6	71,5	<b>74,7</b>	72,9	76,4	74,1	72,5	75,8
Coahuila	37,0	35,1	39,0	<b>45,3</b>	43,4	47,2	<b>41,5</b>	39,3	43,6
Colima	53,4	51,0	55,8	<b>63,5</b>	61,3	65,8	<b>58,1</b>	55,6	60,6
Chiapas	84,9	83,4	86,4	<b>89,8</b>	88,6	91,1	89,3	88,0	90,5
Chihuahua	42,5	40,6	44,5	<b>50,4</b>	48,6	52,2	49,4	47,6	51,2
Ciudad de México	49,7	47,0	52,5	<b>58,6</b>	55,9	61,3	56,5	53,9	59,1
Durango	54,2	51,9	56,6	<b>64,3</b>	62,2	66,5	65,2	63,1	67,2
Guanajuato	58,7	56,5	60,9	<b>66,5</b>	64,3	68,6	67,8	65,7	69,9
Guerrero	81,7	80,0	83,4	<b>87,0</b>	85,5	88,4	86,6	85,3	88,0

Entidad federativa	ENIGH 2018 (t1)			ENIGH 2020 (t2)			ENIGH 2022 (t3)		
	LI	LS		LI	LS		LI	LS	
Hidalgo	78,1	76,3	79,9	<b>81,6</b>	79,9	83,3	81,3	79,7	83,0
Jalisco	51,7	49,2	54,1	<b>61,6</b>	59,4	63,9	62,0	59,7	64,2
Estado de México	63,6	61,3	66,0	<b>68,4</b>	66,2	70,5	71,0	69,1	72,9
Michoacán	72,1	70,0	74,2	<b>82,1</b>	80,3	83,9	81,4	79,7	83,1
Morelos	71,3	69,0	73,6	<b>78,4</b>	76,4	80,3	78,2	76,2	80,2
Nayarit	71,1	69,0	73,2	<b>76,5</b>	74,6	78,4	73,6	71,7	75,6
Nuevo León	40,2	37,8	42,6	<b>51,4</b>	48,9	53,9	<b>45,5</b>	43,3	47,8
Oaxaca	86,4	85,0	87,9	88,5	87,2	89,8	90,3	89,1	91,5
Puebla	75,2	73,3	77,1	<b>83,6</b>	81,9	85,2	81,8	80,1	83,5
Querétaro	52,6	50,6	54,7	<b>62,8</b>	60,9	64,8	61,5	59,7	63,4
Quintana Roo	48,0	45,6	50,5	<b>60,3</b>	58,0	62,6	60,6	58,5	62,6
San Luis Potosí	62,9	60,7	65,1	<b>70,6</b>	68,7	72,5	<b>66,1</b>	64,1	68,1
Sinaloa	52,7	50,6	54,8	<b>60,6</b>	58,7	62,5	61,8	60,0	63,7
Sonora	48,0	45,4	50,5	<b>53,9</b>	51,5	56,3	55,4	53,1	57,7
Tabasco	68,7	66,5	70,9	<b>77,2</b>	75,3	79,1	77,0	75,3	78,7
Tamaulipas	49,0	46,4	51,7	<b>54,7</b>	52,3	57,1	56,3	54,0	58,7
Tlaxcala	67,1	64,9	69,3	<b>78,8</b>	76,9	80,7	76,9	75,0	78,8
Veracruz	74,5	72,6	76,4	<b>80,9</b>	79,2	82,6	79,0	77,4	80,7
Yucatán	61,4	59,3	63,5	<b>73,3</b>	71,5	75,1	71,0	69,1	72,9
Zacatecas	70,5	68,6	72,5	<b>76,5</b>	74,8	78,2	73,0	71,2	74,9

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2018, 2020 y 2022.

**Nota:** ENIGH = Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares. Estimaciones ponderadas. Se destacan en negritas los casos en que la diferencia estadística entre los estimadores de t1 y de t2 o entre los estimadores de t2 y de t3 fue significativa ( $p < 0,05$ ). LI = límite inferior; LS = límite superior.

En cuanto a las variables de control (no se muestran los resultados), se observa que, en todas las entidades federativas, la jefatura del hogar la ejercen mayormente los hombres. Sin embargo, las cifras oscilaron del 70,5% (IC 95% = 67,9-73,0) en la Ciudad de México al 85,6% (IC 95% = 84,0-87,2) en Zacatecas, según datos de la ENIGH 2018. En el contexto de la pandemia de COVID-19, estos porcentajes se mantuvieron sin cambios estadísticos, al menos para la Ciudad de México y Zacatecas, mientras que con la ENIGH 2022 se identificó un descenso del porcentaje de hogares encabezados por un hombre: la Ciudad de México registró un 66,5% (IC 95% = 63,7-68,7) y Zacatecas, un 82,0% (IC 95% = 80,3-83,7).

La situación conyugal es otra de las variables que destaca en el análisis de las variables de control. Según los datos estudiados, en 2018 en la Ciudad de México, el 61,1% (IC 95% = 58,4-63,8) de las personas jefas de hogar se encontraban casadas o unidas, mientras que en Zacatecas el 82,4% estaba en esa situación (IC 95% = 80,7-84,2). En el contexto de la pandemia de COVID-19, en 2020, no se estimaron cambios en la Ciudad de México, mientras que en Zacatecas la proporción disminuyó al 79,1% (IC 95% = 77,4-80,8). Según la ENIGH 2022, en la Ciudad de México, el 59,6% (IC 95% = 57,0-62,2) de las personas jefas de hogar se encontraban casadas o unidas y en Zacatecas estaba en esa situación el 79,6% (IC 95% = 77,9-81,4).

Los resultados del análisis de regresión logística binomial confirman la heterogeneidad a nivel estatal de la relación entre la inseguridad alimentaria y el empleo informal. En cuanto a 2018, en 12 de las 32 entidades federativas existe una asociación estadística significativa entre la inseguridad alimentaria y el empleo informal ( $p < 0,05$ ). Es decir, la presencia de empleo informal incrementa la propensión a la inseguridad alimentaria, que va desde el 27% en Tabasco (RM = 1,27) hasta cerca del 70% en Nayarit (RM = 1,65), Chiapas (RM = 1,71) o Guerrero (RM = 1,71). Esta situación se modifica considerablemente, ya que para 2020, la inseguridad alimentaria se asoció al empleo informal en los hogares de 27 estados. En este punto del análisis, la propensión a la inseguridad alimentaria en los hogares donde la persona jefa del hogar tiene un empleo informal va desde el 30% en Chihuahua (RM = 1,30), Sinaloa (RM = 1,30) o Colima (RM = 1,31) hasta cerca del 90% en Guerrero (RM = 1,90), Morelos (RM = 1,90), la Ciudad de México (RM = 1,91), Campeche (RM = 1,93) o Chiapas (RM = 1,98) (véase el cuadro 3).

Cuadro 3

**México: asociación entre la inseguridad alimentaria en el hogar y el empleo informal de la persona jefa del hogar a nivel estatal, 2018, 2020 y 2022**

Entidad federativa	ENIGH 2018 (t1)			ENIGH 2020 (t2)			ENIGH 2022 (t3)		
	Beta	EE	RM	Beta	EE	RM	Beta	EE	RM
Aguascalientes	0,171	0,117	1,19	0,381	0,116	<b>1,46</b>	-0,068	0,114	0,93
Baja California	-0,075	0,135	0,93	0,140	0,122	1,15	0,263	0,141	1,30
Baja California Sur	0,201	0,116	1,22	0,415	0,106	<b>1,51</b>	0,417	0,123	<b>1,52</b>
Campeche	0,437	0,118	<b>1,55</b>	0,656	0,126	<b>1,93</b>	0,536	0,125	<b>1,71</b>
Coahuila	0,246	0,099	<b>1,28</b>	0,141	0,093	1,15	0,519	0,129	<b>1,68</b>
Colima	0,186	0,114	1,20	0,268	0,121	<b>1,31</b>	0,030	0,138	1,03
Chiapas	0,534	0,158	<b>1,71</b>	0,684	0,171	<b>1,98</b>	0,222	0,174	1,25
Chihuahua	-0,015	0,108	0,98	0,265	0,109	<b>1,30</b>	0,220	0,113	1,25
Ciudad de México	0,222	0,148	1,25	0,656	0,139	<b>1,93</b>	0,315	0,146	<b>1,37</b>
Durango	0,103	0,123	1,11	0,330	0,120	<b>1,39</b>	0,223	0,115	1,25
Guanajuato	-0,125	0,116	0,88	0,077	0,115	1,08	-0,036	0,119	0,96
Guerrero	0,539	0,146	<b>1,71</b>	0,643	0,152	<b>1,90</b>	0,406	0,154	<b>1,50</b>
Hidalgo	0,222	0,137	1,25	0,518	0,142	<b>1,68</b>	0,258	0,143	1,29
Jalisco	0,138	0,123	1,15	0,008	0,118	1,01	0,181	0,129	1,20
Estado de México	0,358	0,123	<b>1,43</b>	0,530	0,117	<b>1,70</b>	0,231	0,122	1,26
Michoacán	0,263	0,126	<b>1,30</b>	0,351	0,161	<b>1,42</b>	0,210	0,146	1,23
Morelos	0,104	0,129	1,11	0,640	0,141	<b>1,90</b>	0,012	0,155	1,01
Nayarit	0,502	0,145	<b>1,65</b>	0,335	0,133	<b>1,40</b>	0,344	0,148	<b>1,41</b>
Nuevo León	0,169	0,130	1,18	0,365	0,122	<b>1,44</b>	0,249	0,127	<b>1,28</b>
Oaxaca	0,285	0,156	1,33	0,604	0,157	<b>1,83</b>	0,139	0,166	1,15
Puebla	0,081	0,136	1,08	0,523	0,154	<b>1,69</b>	0,246	0,156	1,28
Querétaro	0,441	0,106	<b>1,56</b>	0,391	0,106	<b>1,48</b>	0,250	0,109	<b>1,28</b>
Quintana Roo	0,207	0,126	<b>1,31</b>	0,401	0,119	<b>1,49</b>	0,449	0,119	<b>1,57</b>
San Luis Potosí	0,263	0,135	1,30	0,368	0,125	<b>1,45</b>	0,324	0,132	<b>1,38</b>
Sinaloa	0,022	0,102	1,02	0,261	0,101	<b>1,30</b>	0,050	0,106	1,05
Sonora	0,018	0,123	1,02	0,208	0,121	1,23	0,075	0,115	1,08
Tabasco	0,240	0,122	<b>1,27</b>	0,518	0,126	<b>1,68</b>	0,514	0,122	<b>1,67</b>

Entidad federativa	ENIGH 2018 (t1)			ENIGH 2020 (t2)			ENIGH 2022 (t3)		
	Beta	EE	RM	Beta	EE	RM	Beta	EE	RM
Tamaulipas	0,198	0,136	1,22	0,522	0,132	<b>1,69</b>	0,266	0,133	<b>1,30</b>
Tlaxcala	0,357	0,122	<b>1,43</b>	0,506	0,130	<b>1,66</b>	0,517	0,136	<b>1,68</b>
Veracruz	0,487	0,132	<b>1,63</b>	0,486	0,138	<b>1,63</b>	0,412	0,143	<b>1,52</b>
Yucatán	0,207	0,109	1,23	0,498	0,111	<b>1,65</b>	-0,146	0,120	0,86
Zacatecas	-0,027	0,130	0,97	0,507	0,138	<b>1,66</b>	0,117	0,140	1,12

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2018, 2020 y 2022.

**Nota:** ENIGH = Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares. Estimaciones ponderadas. Se destacan en negritas los casos en que la diferencia estadística entre los estimadores de t1 y de t2 o entre los estimadores de t2 y de t3 fue significativa ( $p < 0,05$ ). Beta = coeficiente; EE = error estándar; RM = razón de momios. Los modelos están ajustados por las variables de control.

Al analizar los resultados para 2022, se observa que en 14 estados se presentó una relación significativa entre la inseguridad alimentaria y el empleo informal. Así, en entidades como Nuevo León (RM = 1,28), Querétaro (RM = 1,28) o Tamaulipas (RM = 1,30), los hogares con informalidad laboral tenían menor propensión a presentar inseguridad alimentaria, mientras que en Coahuila (RM = 1,68), Tlaxcala (RM = 1,68) o Campeche (RM = 1,71) dicha propensión era cercana al 70%. Estos resultados son indicativos del efecto de las modificaciones laborales y económicas asociadas con la pandemia de COVID-19. Los resultados contrastan con otros según los cuales, en 2022, tras la pandemia, se observa que cerca del 17% de los trabajadores empleados tenían inseguridad alimentaria, frente al 38% de quienes no se encontraban trabajando. Sin embargo, las cifras deben considerarse con cautela, ya que entre las personas que no trabajan pueden estar incluidas las que han salido de la fuerza laboral por edad, por discapacidad o porque reciben apoyos gubernamentales (Waxman y otros, 2022).

## D. Discusión y conclusiones

Este trabajo tiene como objetivo analizar la relación entre la inseguridad alimentaria en los hogares y el empleo informal de la persona jefa del hogar a nivel estatal durante el período 2018-2022. Mediante datos de encuestas nacionales con representatividad estadística, se contrastaron estimadores de inseguridad alimentaria y empleo informal y de la relación estadística entre ambos indicadores en 2018, 2020 y 2022, ajustando por controles estadísticos, según la bibliografía consultada.

Los resultados permiten responder a las preguntas de investigación al establecer que la relación entre la inseguridad alimentaria y el empleo informal es heterogénea y muestra diferenciales temporales. Es posible, por tanto, que esos contrastes se relacionen con las características poblacionales, económicas y del mercado de trabajo de los estados de México, pero también pueden ser parte de los efectos de la pandemia de COVID-19, como permiten intuir los resultados de 2020. A continuación, se detallan y discuten esos resultados.

En primer término, al analizar el comportamiento de la inseguridad alimentaria (severa, moderada y leve), se observa que en 2020 el porcentaje de hogares con carencia de seguridad alimentaria aumentó respecto de 2018 en 15 entidades federativas. Por el contrario, en 2022, en comparación con los datos de 2020, hubo disminuciones en el porcentaje de hogares en situación de inseguridad alimentaria en 29 entidades federativas del país. Sobre estos resultados se discuten algunas ideas que surgen de la literatura relacionada.

Es posible que los indicadores de inseguridad alimentaria se incrementaran en el contexto de la pandemia de COVID-19 en los estados del país (Ávila-Arcos y otros, 2021; Gaitán-Rossi y otros, 2021), como resultado de procesos como la disminución de ingresos, la inflación y el aumento de precios, así como por el aumento de los costos de cubrir otras necesidades, como la renta de la vivienda o el transporte (Waxman y otros, 2022). Sin embargo, la inseguridad alimentaria ha mostrado una tendencia al descenso con excepción de lo estimado en 2020, resultados que coinciden con la literatura, al menos para el período 2012-2018 (Saldívar-Frausto y otros, 2022; Shamah-Levy y otros, 2021).

Cabe destacar, no obstante, que estos resultados, al identificar los estados con mayor prevalencia de inseguridad alimentaria, colaboran con el objetivo de conocer las características, circunstancias y ubicación de las personas y los hogares que presentan inseguridad alimentaria, lo que puede mejorar los esfuerzos, las políticas y la distribución de los recursos para que esa inseguridad disminuya (Smith, Rabbitt y Coleman-Jensen, 2017). Además, es importante recordar que la inseguridad alimentaria es más prevalente en los hogares con jefatura femenina (Ávila-Arcos y otros, 2021; Idzerda y otros, 2022; Moreno y Cuellar, 2021) o de bajos ingresos (Magaña-Lemus y otros, 2016; Ávila-Arcos y otros, 2021).

En segundo término, el empleo informal es más prevalente en las entidades federativas del centro y el sur del país, mientras que en el norte se registraron las más bajas prevalencias. Estos patrones se observaron en 2018, 2020 y 2022. Sobre esto, destaca que en 2020, y respecto de 2018, con excepción de Oaxaca, en las restantes 31 entidades federativas del país se produjo un aumento significativo del empleo informal, lo que contrasta con investigaciones que dan cuenta de una contracción de la informalidad entre 2019 y 2020 (Moreno y Cuellar, 2021). Debe notarse, sin embargo, que Oaxaca es una de las entidades federativas con mayor prevalencia de empleo informal en los tres puntos de análisis: 2018, 2020 y 2022. Posteriormente, al comparar las estimaciones de 2022 con las de 2020, se observa que los niveles de informalidad solo habían descendido en Coahuila, Colima, Nuevo León y San Luis Potosí, estados en los que existe una baja participación de la fuerza laboral en el sector informal (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo 2021).

Ante la elevada informalidad laboral en México, algunos aspectos son destacables, ya que quienes realizan este tipo de actividades suelen ser personas jóvenes o de edad avanzada (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021), lo que incrementa su vulnerabilidad social, económica y de salud. Quienes más se desempeñan en empleos informales son mujeres (Moreno y Cuellar, 2021), personas residentes en localidades rurales (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021), personas que no se encuentran unidas (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021; Schneider, Harknett y Stimpson, 2019; Schneider y Harknett, 2021) y personas con baja

escolaridad (Ibarra-Olivo, Acuña y Espejo, 2021; Schneider, Harknett y Stimpson, 2019; Schneider y Harknett, 2021). No obstante, en México se ha encontrado que incluso los trabajadores con mayor escolaridad optan por una ocupación informal como un mecanismo de incremento de los ingresos (Duval-Hernández, 2022). Situaciones como las mencionadas apuntan a la urgencia de mejorar las condiciones laborales de la población mexicana.

Los resultados de las regresiones estadísticas muestran conformidad con los análisis descriptivos en términos de las entidades federativas cuyos hogares presentan mayor inseguridad alimentaria e informalidad laboral de la persona que ejerce la jefatura. Esos resultados indicarían que la relación entre la informalidad laboral y la inseguridad alimentaria se mantiene en el tiempo. Sin embargo, es importante destacar que, si bien la inseguridad alimentaria se relaciona con aspectos del trabajo, como la pérdida del empleo, esta relación depende del momento en que ocurre dicha pérdida (Mabli y otros, 2023).

Por último, los resultados de este trabajo dejan pendientes algunas preguntas que se relacionan con la interacción temporal entre la pérdida del empleo o la disminución de recursos financieros y la inseguridad alimentaria en México. También será fundamental conocer si la desagregación de los niveles de inseguridad alimentaria tiene efectos en la relación de este indicador con el de informalidad laboral. Más adelante puede explorarse la calidad de la dieta o los patrones de consumo de alimentos en los hogares que viven una situación de inseguridad alimentaria e informalidad laboral y sus contrapartes.

## E. Recomendaciones en materia de políticas públicas

La inseguridad alimentaria y el empleo informal muestran una sólida asociación entre 2018 y 2022, y los hogares de las entidades federativas del sur del país son los que presentan mayores niveles de estos indicadores. Esto se debe a que la inseguridad alimentaria en México está asociada con las desigualdades sociales, económicas y territoriales que se registran en el país (Torres y Rojas, 2020). Sin embargo, aunque los datos señalan que la inseguridad alimentaria ha descendido (Shamah-Levy y otros, 2021; Saldivar-Frausto y otros, 2022), se deben mantener los esfuerzos institucionales en las entidades federativas señaladas, en las que existe una elevada coexistencia de inseguridad alimentaria e informalidad laboral. Entonces, puede sugerirse:

- i) Focalizar acciones y programas de mejora de la seguridad alimentaria en entidades federativas que mostraron los mayores niveles de inseguridad alimentaria, según datos de 2022, como Guerrero (54,5%), Tabasco (51,0%), Oaxaca (48,7%), Puebla (41,9%) y Chiapas (41,4%). Dichas acciones pueden consistir en políticas de control y subsidio del precio de los alimentos, ya que la seguridad alimentaria está relacionada con el precio y la capacidad de adquisición (Martínez y otros, 2009). Esto se sugiere dados los porcentajes de hogares en los que la persona jefa del hogar se dedica a actividades informales, lo que supone una estrechez de los ingresos que afectaría la capacidad de

compra de alimentos. Es conveniente resaltar que en los últimos años los alimentos han experimentado incrementos de precios en México, lo que ha afectado a la población en condiciones de pobreza (León-Bon y Díaz-Bautista, 2020).

- ii) Promover el empleo formal en entidades federativas que presentaron los mayores porcentajes de informalidad de acuerdo con la ENIGH 2022, como Oaxaca (90,3%), Chiapas (89,3%), Guerrero (86,6%), Puebla (81,8%) y Michoacán (81,4%). Mediante el empleo con seguridad social o prestaciones, los hogares y sus integrantes pueden contar con ingresos adicionales para la adquisición de alimentos o con recursos que evitan tener que incurrir en gastos que compiten con la compra de alimentos.

## F. Limitaciones de la investigación

Este trabajo presenta diversas limitaciones que pueden afectar la interpretación de los resultados obtenidos. Si bien se utiliza una escala de experiencia de los hogares que ha mostrado propiedades adecuadas para identificar a los que se encuentran en situación de inseguridad alimentaria (Smith, Rabbitt y Coleman-Jensen, 2017; Villagómez-Ornelas y otros, 2014), un estudio realizado a los reactivos de la EMSA planteó que al menos dos ítems aplicados a los hogares con menores de 18 años presentan colinealidad (Ramírez Jiménez, Ramírez Guzmán y González Estrada, 2021).

Otra limitación de este estudio es el uso de una definición de empleo informal basada en la existencia o no de prestaciones laborales. Esto puede discutirse, sobre todo en un momento en que las nuevas formas del empleo podrían incrementar la informalidad. Aunado a ello, podría existir una restricción en la estimación de la informalidad en las entidades mexicanas, como resultado del uso de una fuente secundaria de información.

## Bibliografía

- Abrams, E. M. y otros (2022), "The COVID-19 pandemic: adverse effects on the social determinants of health in children and families", *Annals of Allergy, Asthma & Immunology: Official Publication of the American College of Allergy, Asthma, & Immunology*, vol. 128, No 1.
- Aleksynska, M. y E. Wojcieszynski (2022), "Informal employment and the social contract: an individual-level perspective", *OECD Development Centre Working Papers*, N° 348, París, OECD Publishing.
- Ávila-Arcos, M. A. y otros (2021), "La inseguridad alimentaria y factores asociados en hogares mexicanos con casos de COVID-19", *Salud Pública de México*, vol. 63, No 6.
- Benach, J. y otros (2014), "Precarious employment: understanding an emerging social determinant of health", *Annual Review of Public Health*, vol. 35.
- Burström, B. y W. Tao (2020), "Social determinants of health and inequalities in COVID-19", *European Journal of Public Health*, vol. 30, No 4.
- Coats, J. V. y otros (2022), "Employment loss and food insecurity - race and sex disparities in the context of COVID-19", *Preventing Chronic Disease*, vol. 19.

- Cohn-Schwartz, E. y L. Naegele (2023), "Employment over the life course and post-retirement social networks: a gendered perspective", *International Psychogeriatrics*, vol. 1, Cambridge University Press.
- Coleman-Jensen, A., W. McFall y M. Nord (2013), "Food insecurity in households with children: prevalence, severity, and household characteristics, 2010-11", *Economic Information Bulletin*, N° (EIB-113).
- CONAPO (Consejo Nacional de Población) (2022), *Índice de marginación por entidad federativa, 2020*, Ciudad de México [en línea] <https://www.gob.mx/conapo/documentos/indices-de-marginacion-2020-284372>.
- CONEVAL (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social) (2010), *Dimensiones de la seguridad alimentaria: evaluación estratégica de nutrición y abasto. México* [en línea] [https://www.coneval.org.mx/rw/resource/coneval/info\\_public/pdf\\_publicaciones/dimensiones\\_seguridad\\_alimentaria\\_final\\_web.pdf](https://www.coneval.org.mx/rw/resource/coneval/info_public/pdf_publicaciones/dimensiones_seguridad_alimentaria_final_web.pdf).
- Conover, E., M. Khamis y S. Pearlman (2022), "Job quality and labour market transitions. evidence from Mexican informal and formal workers", *The Journal of Development Studies*, vol. 58, No 7.
- Cuellar, C. D. y J. O. Moreno (2022), "Employment, wages, and the gender gap in Mexico: evidence of three decades if the urban labor market", *Latin American Journal of Central Banking*, vol. 3, No 2.
- Davis, O. y B. Geiger (2017), "Did food insecurity rise across Europe after the 2008 Crisis? An analysis across welfare regimes", *Social Policy and Society*, vol. 16, No 3.
- Devine, A. y T. Lawlis (2019), "Nutrition and vulnerable groups", *Nutrients*, vol. 11, No 5.
- Duval-Hernández, R. (2022), "Choices and constraints: the nature of informal employment in urban Mexico", *The Journal of Development Studies*, vol. 58, No 7.
- FAO (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura) y otros (2023), *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2023. Urbanización, transformación de los sistemas agroalimentarios y dietas saludables a lo largo del continuo rural-urbano*, Roma.
- Freedman, E. G. y B. Schneider (2023), "srvyr: 'dplyr'-Like Syntax for Summary Statistics of Survey Data. R package version 1.2.0" [en línea] <https://cran.r-project.org/web/packages/srvyr/srvyr.pdf>.
- Frongillo, E. A. y otros (2019), "Food insecurity is more strongly associated with poor subjective well-being in more-developed countries than in less-developed countries", *The Journal of Nutrition*, vol. 149, No 2.
- Gaitán-Rossi, P. y otros (2021), "Food insecurity measurement and prevalence estimates during the COVID-19 pandemic in a repeated cross-sectional survey in Mexico", *Public Health Nutrition*, vol. 24, No 3.
- Gundersen, C., B. Kreider y J. Pepper (2011), "The economics of food insecurity in the United States", *Applied Economic Perspectives and Policy*, vol. 33, No 3.
- Ibarra-Olivo, E., J. Acuña y A. Espejo (2021), "Estimación de la informalidad en México a nivel subnacional", *Documentos de Proyectos (LC/TS.2021/19)*, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Idzerda, L. y otros (2022), "What is known about the prevalence of household food insecurity in Canada during the COVID-19 pandemic: a systematic review", *Health promotion and chronic disease prevention in Canada: Research, Policy and Practice*, vol. 42, No 5.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2022), "Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). 2022 Nueva serie" [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2022/>.
- \_\_\_\_\_(2020), "Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). 2020 Nueva serie" [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2020/>.
- \_\_\_\_\_(2018), "Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). 2018 Nueva serie" [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2018/>.

- Jones, A. D. (2017), "Food insecurity and mental health status: a global analysis of 149 countries", *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 53, No 2.
- León-Bon, T. S. y A. Díaz-Bautista (2020), "Impacto de la inflación de los precios de los alimentos en el bienestar de los hogares en situación de pobreza en México", *Estudios Sociales. Revista de Alimentación Contemporánea y Desarrollo Regional*, vol. 30, No 56.
- Li, Y., D. Li y C. King (2022), "Food insufficiency among job-loss households during the pandemic: the role of food assistance programs", *Sustainability*, vol. 14.
- Loopstra, R. y V. Tarasuk (2013), "Severity of household food insecurity is sensitive to change in household income and employment status among low-income families", *The Journal of Nutrition*, vol. 143, No 8.
- Lumley, T. (2023), *Survey: Analysis of Complex Survey Samples. R package version 4.2* [en línea] <https://cran.r-project.org/web/packages/survey/survey.pdf>.
- Mabli, J. y otros (2023), "Food insecurity transitions and changes in employment and earnings", *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 64, No 3.
- Magaña-Lemus, D. y otros (2016), "Determinants of household food insecurity in Mexico", *Agricultural and Food Economics*, vol. 4.
- Martínez, R. y otros (2009), "Inseguridad alimentaria y nutricional en América Latina y el Caribe", *Documentos de Proyectos*, N° 274 (LC/W.274), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Milovanska-Farrington, S. (2021), "Job loss and food insecurity during the COVID-19 pandemic", *Discussion Paper Series IZA DP*, N° 14273, Institute of Labor Economics (IZA) [en línea] <https://docs.iza.org/dp14273.pdf>.
- Moreno, J. O. y C. D. Cuellar (2021), "Informality, gender employment gap, and COVID-19 in Mexico: identifying persistence and dynamic structural effects", *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, vol. 16, No 3.
- Nagata, J. M. y otros (2021), "Food insufficiency and mental health in the U.S. during the COVID-19 Pandemic", *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 60, No 4.
- Ramírez Jiménez, A. L., M. E. Ramírez Guzmán y E. González Estrada (2021), "Validación de la escala mexicana de seguridad alimentaria a través de correlación tetracórica con base en la distribución normal asimétrica bivariada", *Agrociencia*, vol. 55, No 1.
- R Core Team (2023), *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Viena [en línea] <https://www.R-project.org>.
- Reeves, A., R. Loopstra y V. Tarasuk (2021a), "Family policy and food insecurity: an observational analysis in 142 countries", *The Lancet. Planetary Health*, vol. 5, No 8.
- (2021b), "Wage-Setting policies, employment, and food insecurity: a multilevel analysis of 492 078 people in 139 countries", *American Journal of Public Health*, vol. 111, No 4.
- Saldívar-Frausto, M. y otros (2022), "Effect of a conditional cash transference program on food insecurity in Mexican households: 2012–2016", *Public Health Nutrition*, vol. 25, No 4.
- Santos, M. P. y otros (2022), "Determinants of food insecurity among households with children in Villa el Salvador, Lima, Peru: the role of gender and employment, a cross-sectional study", *BMC Public Health*, vol. 22.
- Schneider, D. y K. Harknett (2021), "Hard times: routine schedule unpredictability and material hardship among service sector workers", *Social Forces; A Scientific Medium of Social Study and Interpretation*, vol. 99, No 4.
- Schneider, D., K. Harknett y M. Stimpson (2019), "Job quality and the educational gradient in entry into marriage and cohabitation", *Demography*, vol. 56, No 2.

- Sen, K., M. Danguah y S. Schotte (2022), "Introduction: what sustains informality?", *The Journal of Development Studies*, vol. 58, No 7.
- Shamah-Levy, T. y otros (2021), "Factores asociados con el cambio en la inseguridad alimentaria en México: Ensanut 2012 y 2018-19", *Salud Pública de México*, vol. 63, No 3.
- Sheely, A. (2022), "More than money? Job quality and food insecurity among employed lone mother households in the United States", *Social Policy and Society*, First View.
- Singleton, C. R. y otros (2022), "Change in employment status due to the COVID-19 pandemic, SNAP participation, and household food insecurity among black and Latino adults in Illinois", *Nutrients*, vol. 14, No 8.
- Smith, M. D., M. P. Rabbitt y A. Coleman-Jensen (2017), "Who are the world's food insecure? New evidence from the Food and Agriculture Organization's food insecurity experience scale", *World Development*, vol. 93.
- Thomas, M. M. C., D. P. Miller y T. W. Morrissey (2019), "Food insecurity and child health", *Pediatrics*, vol. 144, No 4.
- Thompson, C. (2022), "Dietary health in the context of poverty and uncertainty around the social determinants of health", *Proceedings of the Nutrition Society*, vol. 81, No 2.
- Torres, F. y A. Rojas (2020), "Seguridad alimentaria y sus desequilibrios regionales en México", *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, vol. 51, No 201.
- Valdivia-López, M. y M. Pedrero-Nieto (2011), "Segmentación laboral, educación y desigualdad salarial en México", *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 73, No 1.
- Villagómez-Ornelas, P. y otros (2014), "Validez estadística de la escala mexicana de seguridad alimentaria y la escala latinoamericana y caribeña de seguridad alimentaria", *Salud Pública de México*, vol. 56, Sup. 1.
- Waxman, E. y otros (2022), *Food Insecurity Trended Upward in Midst of High Inflation and Fewer Supports*, Washington, D.C., Urban Institute [en línea] <https://collections.nlm.nih.gov/catalog/nlm:nlmuid-9918503479806676-pdf>.
- Wickham, H. y otros (2019), "Welcome to the tidyverse", *Journal of Open Source Software*, vol. 4, No 43.
- Wolf, S. y T. Morrissey (2017), "Economic instability, food insecurity, and child health in the wake of the Great Recession", *Social Service Review*, vol. 91, No 3.

# Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil

Gilvan Guedes<sup>1</sup>

Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha<sup>2</sup>

Lara de Melo Barbosa Andrade<sup>3</sup>

Daniele Tôrres Rodrigues<sup>4</sup>

Albert Smith Feitosa Suassuna Martins<sup>5</sup>

Recibido: 12/03/2024

Aceptado: 19/04/2024

## Resumen

La región semiárida del Brasil ha sido tradicionalmente una zona homogénea en lo referido a su escaso desarrollo socioeconómico y déficits de precipitaciones. Sin embargo, la distribución temporal y espacial de los desastres, de los fenómenos meteorológicos extremos y de los atributos demográficos presenta varios matices.

<sup>1</sup> Departamento de Demografía, Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR), Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil. Correo electrónico: gilvan@epopea.com.br.

<sup>2</sup> Departamento de Economía, Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR) Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil. Correo electrónico: knoronha@cedeplar.ufmg.br.

<sup>3</sup> Departamento de Ciencias Atmosféricas y Climáticas, Universidad Federal de Río Grande del Norte (UFRN), Brasil. Correo electrónico: lara.ufrn@gmail.com.

<sup>4</sup> Departamento de Estadística, Universidad Federal de Piauí, Brasil. Correo electrónico: mspdany@yahoo.com.br.

<sup>5</sup> Programa de Posgrado en Ciencias Climáticas, Departamento de Ciencias Atmosféricas y Climáticas, Universidad Federal de Río Grande del Norte (UFRN), Brasil. Correo electrónico: albert.suassuna.018@ufrn.edu.br.

En este artículo se examina la interrelación entre estas tres dimensiones en la región semiárida del Brasil. Definimos cuatro perfiles: 1) zonas empobrecidas altas propensas a las sequías y a las inundaciones repentinas, 2) zonas empobrecidas propensas a las sequías, 3) zonas empobrecidas bajas propensas a las inundaciones y 4) zonas altas propensas a los desastres. Estos resultados sugieren que la región es más heterogénea en lo referido a sus características climáticas y geofísicas que en sus rasgos socioeconómicos y demográficos. Si bien en los cuatro perfiles definidos se observa susceptibilidad a las sequías, el tercero también se caracteriza por la marcada vulnerabilidad a inundaciones.

**Palabras clave:** cambio climático, desastres naturales, lluvia, inundaciones, sequía, aspectos sociales, aspectos demográficos, condiciones económicas, condiciones sociales, geografía regional, Brasil.

## Abstract

Brazil's semi-arid region has been historically homogeneous in terms of limited socioeconomic development and precipitation deficits. However, the temporal and spatial distribution of disasters, extreme weather events and demographic attributes is more nuanced. This article examines the interrelationship among these three dimensions in the semi-arid region of Brazil. Four profiles are defined: (1) impoverished highland areas prone to droughts and flash floods; (2) impoverished areas prone to droughts; (3) impoverished low-lying areas prone to floods and (4) disaster-prone highland areas. The results suggest that the region is more heterogeneous in its climatic and geophysical characteristics than in its socioeconomic and demographic features. Although susceptibility to drought is observed across the four profiles, the third profile is also characterized by an acute vulnerability to flooding.

**Keywords:** climate change, natural disasters, rain, floods, drought, social aspects, population aspects, economic conditions, social conditions, regional geography, Brazil.

## Résumé

La région semi-aride du Brésil est traditionnellement une zone homogène en termes de faible développement socioéconomique et de déficits pluviométriques. La répartition temporelle et spatiale des catastrophes, des phénomènes météorologiques extrêmes et des caractéristiques démographiques est toutefois nuancée. Cet article étudie les interactions entre ces trois dimensions dans la région semi-aride du Brésil. Quatre profils ont été définis : 1) les zones paupérisées fortement sujettes à la sécheresse et aux crues soudaines, 2) les zones paupérisées sujettes à la sécheresse, 3) les zones paupérisées faiblement sujettes aux inondations et 4) les zones fortement sujettes aux catastrophes. Ces résultats suggèrent que la région est plus hétérogène en termes de caractéristiques climatiques et géophysiques qu'en termes de caractéristiques socioéconomiques et démographiques. Si la vulnérabilité à la sécheresse est présente dans les quatre profils définis, le troisième profil se caractérise également par une vulnérabilité prononcée face aux inondations.

**Mots clés :** changements climatiques, catastrophes naturelles, pluie, inondations, sécheresse, aspects sociaux, aspects démographiques, conditions économiques, conditions sociales, géographie régionale, Brésil.

## Introducción

El debate científico y político en torno a las causas y las consecuencias del cambio climático ha cobrado prominencia en las últimas décadas debido a la manifestación y la ubicuidad de sus consecuencias ambientales y sociales (IPCC, 2023; Domingues, 2023). El cambio climático, un fenómeno de alcance mundial y, hasta cierto grado, impredecible, trasciende las fronteras geográficas. Sus efectos se manifiestan a corto y largo plazo, y sus consecuencias intergeneracionales abarcan múltiples dimensiones, entre ellas la económica (Raad, Guedes y Vaz, 2019), la social (Mah y otros, 2023), la cultural (Yaworsky, Hussain y Riede, 2023) y la sanitaria (Menezes y otros, 2018; Andrade y otros, 2021). Las investigaciones sobre las repercusiones del cambio climático y la aplicación de políticas dirigidas a mitigar sus efectos son prioridades fundamentales, habida cuenta de los desafíos presentes y futuros en torno a la preservación del bienestar social (Confalonieri, 2009; Raad, Guedes y Vaz, 2019).

El IPCC (2023) destaca la incidencia directa del cambio climático en las variaciones de los patrones meteorológicos mundiales en diferentes escalas temporales y espaciales. A ese respecto, los cambios en la temperatura atmosférica y en los patrones de las precipitaciones han aumentado en frecuencia e intensidad (Tian, Wood y Yuan, 2017; PBMC, 2014). En un contexto de agravamiento del cambio climático, se observa una creciente tendencia hacia los fenómenos meteorológicos extremos (temperaturas y precipitaciones extremas), que se asocian con cambios en los patrones atmosféricos (Marengo, 2009; Marengo y otros, 2021).

Los fenómenos meteorológicos extremos pueden desencadenar desastres naturales, pero los efectos de estas catástrofes en las poblaciones humanas varían en función del contexto, y dependen de la geografía, la densidad demográfica, la infraestructura y las condiciones socioeconómicas de las regiones afectadas (Barbieri y Pan, 2022). Si bien el término “desastre natural” parece restar importancia a la incidencia de las poblaciones humanas y su contexto, los estudios más críticos y recientes en materia de investigaciones sobre los desastres reconocen sin ambages que hasta en los desastres provocados por causas naturales, la presencia humana y las condiciones sociales preexistentes son los principales factores que convierten un peligro en un desastre (Valencio, Valencio y Baptista, 2023). Además, la percepción de los riesgos negociada socialmente y la red socialmente construida ayudan a definir y modificar los aspectos referidos a la percepción, la intensidad y la capacidad de respuesta frente a los desastres (Oliver-Smith, 2022).

Los perjuicios ocasionados por los desastres naturales tienden a aumentar en las zonas con mayores niveles de vulnerabilidad socioambiental. La noción de vulnerabilidad socioambiental supone una interrelación entre la vulnerabilidad biofísica (entendida como los peligros y fenómenos extremos) y la social (que se refiere a las condiciones del contexto social y económico del sistema socioecológico que transforman los peligros en desastres) (O'Brien y otros, 2007; Gupta y otros, 2020). Incluso dentro de la misma sociedad, las repercusiones de los desastres naturales pueden variar considerablemente entre los diversos grupos socioeconómicos (Pielke y Carbone, 2002). Pueden causar daños irremediables —como la pérdida de vidas—, además de daños difusos que se traducen en lesiones, en la privación de la vivienda, en pérdidas económicas y en perjuicios ambientales (Botzen,

Deschenes y Sanders, 2020; Guedes, Raad y Raad, 2019). En varios estudios se ha hecho hincapié en la importancia de tener en cuenta las dimensiones sociales al investigar las repercusiones de los desastres naturales (Valencio, 2014; Menezes y otros, 2018; Andrade y otros, 2021; Marengo, Rodrigues-Filho y Santos, 2021; Valencio, Valencio y Baptista, 2023).

El Brasil se cuenta entre los países donde se observan los patrones del cambio climático que más contribuyen al aumento en el número de precipitaciones extremas (Mutti y otros, 2020) y, en consecuencia, a la intensificación de los desastres naturales (CEPED, 2012; Palharini y otros, 2020; Medeiros, Lima y Santos, 2023). En décadas recientes, diversas zonas del país se han visto gravemente afectadas por desastres naturales, que han tenido profundas consecuencias en los planos humano y económico (Perez y otros, 2020; Rodrigues y otros, 2020; Freitas y otros, 2020; Palharini y otros, 2021). Si bien los desastres podrían variar en intensidad y afectar a las poblaciones a distintos grados, los 15.950 desastres naturales de tipo climático, geológico, hidrológico y meteorológico registrados en el Brasil entre 2000 y 2015 tuvieron un enorme costo económico para los residentes locales y el Gobierno. Los desastres hidrológicos, que incluyen las inundaciones fluviales, pluviales y repentinas, representaron la mayor parte de los costos (Freitas y otros, 2020).

Los riesgos de que ocurra un desastre se distribuyen espacialmente de forma desigual y en general son más altos en las zonas de ingreso bajo (De Coninck y otros, 2018; IBGE, 2018a). Este patrón espacial obedece en gran medida a que las poblaciones vulnerables no pueden huir de los peligros (Valencio, 2014). Por ende, las condiciones sociales preexistentes de las poblaciones afectadas representan una dimensión clave de los desastres y de sus consecuencias en los planos humano, social y económico. En el Brasil, la región del Nordeste es una de las más susceptibles del país al cambio climático (IPCC, 2022). La región alberga a la amplia mayoría de los territorios semiáridos del Brasil (89,5%) (IBGE, 2018b), donde se observan las tasas de desarrollo económico y social más bajas de entre todas las regiones del país (Lemos, 2012; Petersen y otros, 2020). Además, su vulnerabilidad podría obedecer a las características fisiográficas y climáticas de la región (PBMC, 2014), que se sitúa en la zona tropical y es la región semiárida más lluviosa del mundo (Alvares y otros, 2013; Hartmann, 2016). Si bien las proyecciones climáticas sugieren que el volumen de precipitaciones en la región semiárida del Brasil disminuirá, se prevé que, en función de la hipótesis considerada, entre 2081 y 2100 la temperatura aumentará entre 1,4 °C y 4,4 °C (IPCC, 2023), lo que podría traducirse en un aumento en la frecuencia y la intensidad de las precipitaciones extremas (Rodrigues y otros, 2020).

Varios estudios han examinado los fenómenos meteorológicos extremos en el Brasil (Torres y otros, 2012; Raad, Guedes y Vaz, 2019; Guedes, Raad y Raad, 2019; Freitas y otros, 2020). En estos estudios se utilizan series temporales meteorológicas para establecer correspondencias entre los comportamientos temporales de los desastres naturales y el momento y el lugar en que ocurren. Santos y otros (2020), Dos Santos y otros (2022) y Morales y otros (2023) se centran en la importancia de los índices de precipitaciones extremas, que son más idóneos que los datos meteorológicos para entender la evolución actual y futura de los desastres naturales relacionados con las precipitaciones. No obstante, estos estudios no establecen una relación directa entre los patrones de precipitaciones extremas y la ocurrencia de desastres naturales.

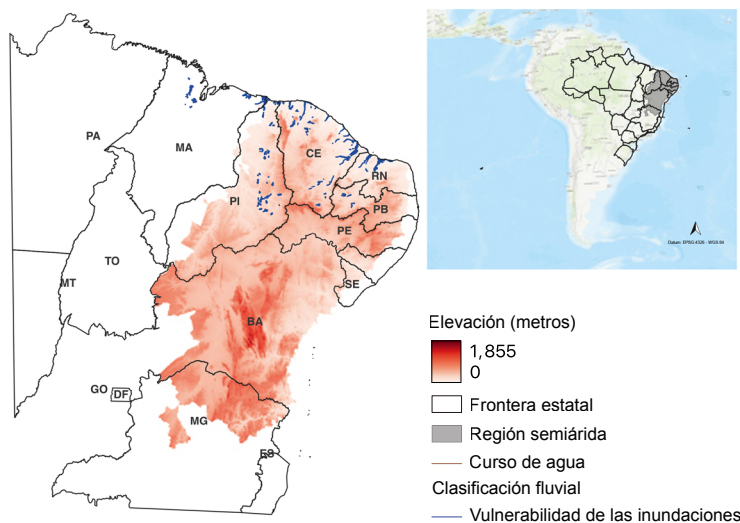
Este estudio busca examinar los desastres naturales hidrológicos en los municipios pertenecientes a la región semiárida del Brasil y determinar qué relación existe entre las precipitaciones extremas y los rasgos sociodemográficos y geofísicos. Para estudiar esta relación, se aplica el modelo estadístico multinomial de máxima probabilidad denominado grado de membresía (ML-GOM) (Erosheva, Fienberg y Joutard, 2007) a fin de determinar patrones a nivel municipal. El uso del modelo ML-GOM también es útil para observar la heterogeneidad interna de una región que tradicionalmente se ha considerado homogénea desde el punto de vista socioeconómico, ya que nos permite, por ejemplo, identificar grupos de municipios con rasgos socioeconómicos muy similares, pero con condiciones climáticas y patrones de desastres que difieren considerablemente.

## A. Datos y métodos

### 1. Zona de estudio

La región semiárida del Brasil abarca una porción considerable de la región Nordeste (89,5%) y una sección pequeña de la región Sudeste (10,5%) del país (IBGE, 2018b). Se extiende a lo largo de 1.182.697 km<sup>2</sup> (SUDENE, 2017) y alberga una población estimada de 28.096.547 personas, lo que la transforma en una de las regiones semiáridas más pobladas del mundo (Freire, Gonzaga y Queiroz, 2019) (véase el mapa 1).

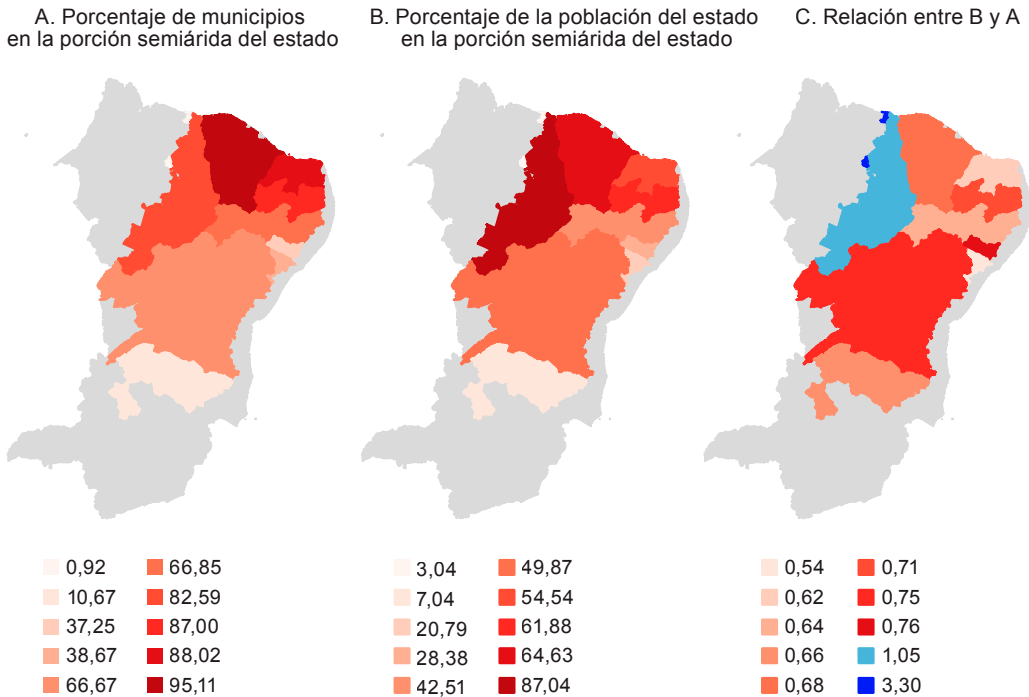
Mapa 1  
Brasil: localización de la región semiárida



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de C. A. Alvares y otros, "Köppen's climate classification map for Brazil", *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, N° 6, 2013; e Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística (IBGE), "Biomás", 2020 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/geociencias/informacoes-ambientais/estudos-ambientais/15842-biomass.html?edicao=16060&t=downloads>.

Según el Censo Demográfico de 2010 del Brasil, un 63% de la población de la región semiárida reside en zonas urbanas (IBGE, 2010). En el mapa 2 (panel A) se observa que Ceará, Rio Grande do Norte y Paraíba son los estados con el mayor número de municipios ubicados en la región semiárida. Al mismo tiempo, la mayor parte de las poblaciones de Piauí, Ceará y Paraíba viven dentro de las fronteras de la región (véase el mapa 2, panel B). En el mapa 2 (panel B/A) se observa que Piauí es el único estado donde la proporción de la población que vive en la región semiárida es mayor que la proporción de municipios (relación entre B y A de 1,05), ya que la capital del estado (Teresina) se ubica en esta zona<sup>6</sup>. Se observa lo opuesto en Sergipe (relación de 0,54) y en Río Grande do Norte (relación de 0,62), donde la mayoría de las poblaciones reside cerca de la costa.

Mapa 2  
**Brasil: proporción de los municipios y población situados en la región semiárida, por estado, 2010**



**Fuente:** Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística (IBGE), “Censo Demográfico”, 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023].

La región semiárida brasileña se caracteriza por un clima predominantemente caluroso y seco, y registra temperaturas de entre 24 °C y 28 °C (Moscati y Gan, 2007), un porcentaje de déficit hídrico diario de un 60% o más, un índice Thornthwaite de aridez de hasta 0,5

<sup>6</sup> Maranhão es el estado con el mayor índice entre B y A, pero no se señaló debido a que apenas dos de sus municipios se sitúan en la región semiárida.

(SUDENE, 2017) y un promedio anual de precipitaciones inferior a 800 mm (Rodrigues y otros, 2020; Dos Santos y otros, 2022). La región se caracteriza por una elevada variabilidad estacional (Valadão y otros, 2017; Rodrigues y otros, 2020) e interanual (Dos Santos y otros, 2022) de las precipitaciones, así como por períodos de sequía prolongados (Marengo, Torres y Alves, 2017) y por episodios de precipitaciones excesivas capaces de ocasionar desastres naturales, como inundaciones, inundaciones repentinas y deslaves (Rodrigues y otros, 2020; Palharini y otros, 2020).

## 2. Datos

En el cuadro 1 se ofrece una síntesis de los distintos conjuntos de datos e indicadores utilizados en este estudio. Los datos sobre los desastres naturales ocurridos se extrajeron de dos bases de datos que abarcan los 1.262 municipios de la región semiárida del Brasil. Los datos correspondientes al período transcurrido entre 1991 y 2002 provienen del *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais* (CEPED, 2012), y los correspondientes al período que va de 2003 a 2016 de la Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC, 2016). De entre todos los desastres naturales consignados en los conjuntos de datos, seleccionamos los relacionados con las precipitaciones (sequías, inundaciones e inundaciones repentinas), que son los de mayor incidencia en la zona objeto de estudio (Ribeiro y otros, 2022). Las sequías se definen como períodos prolongados de precipitaciones nulas o de escaso volumen, caracterizadas por su gestación progresiva y por una frecuente percepción de irregularidad con respecto a los patrones climáticos de largo plazo referidos a las precipitaciones, la humedad del suelo, las aguas subterráneas y los caudales de los ríos (Marengo, 2009; Santos y otros, 2020). En contraste, las inundaciones tienen su origen en las precipitaciones excesivas, que se definen por un aumento de los niveles de los cursos de agua que supera los caudales normales, lo que lleva a desbordes en las zonas aledañas (Marengo, 2009; Perez y otros, 2020). Las inundaciones repentinas, que se definen como un flujo concentrado de aguas superficiales que transporta una gran cantidad de energía, son el producto de precipitaciones intensas o concentradas, y ocurren con mayor frecuencia en zonas con pendientes naturales elevadas (Tominaga, Santoro y Amaral, 2009).

Cuadro 1  
Descripción de las variables del estudio: tipo de desastre  
y variables climáticas, sociales y sanitarias

Identificación	Indicador	Definición	Unidades
<b>Índices de precipitaciones extremas</b>			
RX1day	Volumen máximo de precipitaciones (1 día)	Máximo mensual de precipitaciones (1 día)	Mm
RX5day	Volumen máximo de precipitaciones (5 días)	Máximo mensual de precipitaciones (5 días)	Mm
SDII	Índice simple de intensidad diaria	Total anual de precipitaciones dividido entre el número de días húmedos (definidos como días con un volumen de precipitaciones igual o mayor a 1 mm) durante el año	mm/día

Identificación	Indicador	Definición	Unidades
<b>Índices de precipitaciones extremas</b>			
R10mm	Días con precipitaciones intensas	Total anual de días con un nivel de precipitaciones igual o mayor a 10 mm	Días
R20mm	Días con precipitaciones extremadamente intensas	Total anual de días con un nivel de precipitaciones igual o mayor a 20 mm	Días
CDD	Días secos consecutivos	Número máximo de días consecutivos con índice diario de precipitaciones inferior a 1 mm	Días
CWD	Días húmedos consecutivos	Número máximo de días consecutivos con índice diario de precipitaciones superior a 1 mm	Días
R95ptot	Días extremadamente húmedos	Total anual de precipitaciones cuando el índice diario supera el 95° percentil	Mm
<b>Atributos geofísicos</b>			
ELV	Elevación relativa al nivel del mar	Número de metros por encima del nivel del mar	M
<b>Desastres naturales</b>			
FD	Inundaciones	Número de inundaciones	Número
RF	Inundaciones repentinas	Número de inundaciones repentinas	Número
DR	Sequías/períodos secos	Número de sequías o períodos secos	Número
IMR	Tasa de mortalidad infantil	Número de muertes de niños menores de un año por cada 1.000 nacidos vivos	Porcentaje
TDR	Tasa total de dependencia	Relación entre el número de niños (0 a 14 años de edad) y de personas mayores (65 años y más) y la población en edad laboral (15 a 64 años)	Porcentaje
<b>Atributos sociodemográficos</b>			
IR	Tasa de analfabetismo	Relación entre el número de personas de 15 años y más que no pueden leer ni escribir una nota simple y el total de la población de 15 años y más multiplicada por 100	Porcentaje
GINI	Coeficiente de Gini	El coeficiente de Gini mide la desigualdad entre los valores de una distribución de frecuencias, como los niveles de ingresos	
UA	Porcentaje de personas que residen en zonas urbanas	Población urbana como porcentaje de la población total	Porcentaje
GC	Porcentaje de hogares sin un sistema de recolección de residuos adecuado	Porcentaje de hogares sin un sistema adecuado de recolección de residuos sólidos	Porcentaje
IS	Porcentaje de hogares sin un sistema de saneamiento adecuado	Porcentaje de hogares sin un suministro adecuado de agua o servicios de saneamiento	Porcentaje
IM	Porcentaje de hogares con paredes inadecuadas	Porcentaje de hogares con paredes construidas con materiales de baja calidad	Porcentaje
POOR	Porcentaje de personas de ingreso bajo	Porcentaje de personas con un ingreso de hogar per cápita igual o inferior a 140 reales por mes (en reales de agosto de 2010). Se incluye solo a las personas que viven en hogares privados permanentes	Porcentaje

**Fuente:** Elaboración propia.

Para este estudio se utilizó información meteorológica de Xavier, King y Scanlon (2016). Los datos se organizan en una matriz regular de  $0,25^\circ$  de latitud por  $0,25^\circ$  de longitud compuesta por 3.625 pluviómetros y 735 estaciones meteorológicas que aportan las mediciones disponibles desde 1980 hasta 2013. Xavier, King y Scanlon (2016) interpolaron los datos en un formato de matriz antes de analizarlos y validarlos. En este estudio se extrajo información sobre las precipitaciones diarias acumuladas a partir del punto de la matriz más cercano (en función de la latitud y la longitud) a cada sede municipal en la región semiárida del Brasil. A continuación, se aplicó el algoritmo ClimDex (Zhang y Yang, 2004) a los datos muestrales para crear 27 índices de extremos climáticos. Acto seguido, seleccionamos los ocho índices —elegidos en función del exceso o déficit de precipitaciones— que guardaran la relación más estrecha con la probabilidad de que ocurriese un desastre relacionado con las precipitaciones. Medimos los datos sobre la elevación, suministrados por Alvares y otros (2013), en metros por encima del nivel del mar.

En este estudio se seleccionaron nueve indicadores sociales y demográficos calculados a partir de datos extraídos del Censo Demográfico de 2010 (IBGE, 2010) (véase el cuadro 1).

### 3. Métodos

En este estudio las estimaciones se calculan a nivel municipal. Al igual que con cualquier otra unidad administrativa, el uso de municipios como unidad de análisis es un factor limitante, en particular al trabajar con datos climáticos continuos (pixelados), ya que la variabilidad climática espacial podría verse reducida. Esto es particularmente cierto en los municipios de gran tamaño ubicados en zonas de transición climática. Además, los regímenes climáticos a menudo no se ajustan a la lógica organizacional de los datos socioeconómicos, demográficos y sanitarios, que en general guardan una mayor relación con las fronteras tradicionales de tipo político y administrativo. Otros rasgos geofísicos, como los gradientes de las pendientes y la altitud, en general son más homogéneos dentro de los límites del mismo municipio, ya que los procesos de asentamientos a menudo respetan las características topográficas hasta cierto punto. Aplicando la estrategia utilizada por Andrade y otros (2021), utilizamos un método de clasificación probabilística aproximada para definir los perfiles municipales a fin de lograr dos objetivos concretos. En primer lugar, procuramos corregir el desajuste entre las fronteras política y climática y refinar nuestra resolución espacial en materia climática, social y de desastres valiéndonos de la capacidad de la clasificación aproximada de identificar perfiles (mixtos) de transición. En segundo lugar, buscamos definir agrupaciones de municipios con características similares y mixtas, gracias a lo cual el estudio permitió establecer un sistema de zonificación.

Para este estudio, se eligió el grado de membresía como método de clasificación (Erosheva, Fienberg y Joutard, 2007). El grado de membresía es un enfoque de agrupación aproximado que permite realizar observaciones de membresía mixta en un conjunto de datos multidimensionales. Los dos conjuntos de parámetros principales son:  $\lambda_{kjl}$ , la probabilidad de que una unidad (municipio) que pertenezca por completo a un perfil extremo ( $k$ ) presente una respuesta concreta en la categoría  $l$ -ésima de un indicador  $j$ -ésimo, en función de puntajes de membresía conocida ( $g_{ik}$ ). Para el mismo perfil ( $k$ ) y el mismo indicador ( $j$ ), el parámetro ( $\lambda_{kjl}$ ) se normaliza de forma tal que  $\sum_{ljk} \lambda_{kjl} = 1$ . El puntaje  $g_{ik}$  es el parámetro de clasificación aproximada, con valores que van de 0 a 1 y una restricción de  $\sum_k g_{ik} = 1$ . La estructura de probabilidad se basa en la probabilidad condicional a nivel municipal de que el municipio  $i$ -ésimo responda de una manera concreta a la categoría  $l$ -ésima del indicador  $j$ -ésimo  $P(Y_{ijl} = 1) = \sum_k g_{ik} \lambda_{kjl}$ . El modelo de probabilidad, que se basa en una muestra aleatoria, corresponde a  $E(Y_{ijl})$ , y se supone que  $g_{ik}$  es un parámetro conocido estrictamente positivo. La función de probabilidad correspondiente tiene la siguiente forma multinomial (Manton, Woodbury y Tolley, 1994):

$$L(Y_{ijl}) = \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J \prod_{l=1}^L \left( \sum_k g_{ik} \lambda_{kjl} \right)^{y_{ijl}}$$

con un máximo en  $\hat{\lambda}_{kjl}$  y  $\hat{g}_{ik}$ , con restricciones  $\sum_k g_{ik} = 1$  y  $\sum_{lj} \lambda_{kjl} = 1$ . El grado de membresía es capaz de producir resultados distintos en función de la divergencia inicial ( $\lambda_{kjl}^*$  y  $g_{ik}^*$ ), que en este caso se establece como  $\lambda_{kjl}^* \sim U(0, 1)$  y  $g_{ik}^* = \frac{1}{K}$  a partir de las estimaciones finales. Esta variabilidad de las estimaciones puede dar lugar a máximos locales, que es necesario minimizar mediante simulaciones (Guedes y otros, 2016). Realizamos 1.000 repeticiones de Monte Carlo para  $\lambda_{kjl}^*$ , para un valor  $g_{ik}^*$  fijo, y utilizamos el promedio de las estimaciones de la repeticiones como nuestros resultados finales. Todas las estimaciones se calcularon usando el programa informático R basado en la biblioteca "gom"<sup>7</sup>.

Sometimos a prueba modelos con diversas cantidades de perfiles y, de conformidad con el índice del criterio de información de Akaike (AIC) y pruebas de razón de verosimilitud (Vermunt y Magidson, 2002), llegamos a la conclusión de que el modelo  $K=4$  es el que mejor se ajusta a los datos.

Sobre la base de  $\hat{g}_{ik}$ , elaboramos una variable multinomial con cuatro perfiles aplicando el siguiente algoritmo combinatorio:

$$\left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ if } g_{i1} > \max(g_{i2}, g_{i3}, g_{i4}) \\ 2 \text{ if } g_{i2} > \max(g_{i1}, g_{i3}, g_{i4}) \\ 3 \text{ if } g_{i3} > \max(g_{i1}, g_{i2}, g_{i4}) \\ 4 \text{ if } g_{i4} > \max(g_{i1}, g_{i2}, g_{i3}) \end{array} \right. \text{Profile} =$$

A fin de validar el algoritmo, sometimos los indicadores no transformados a la prueba de Kruskal y Wallis y a la prueba de Dunn ajustada según Bonferroni para determinar si sus valores medios presentaban grandes diferencias entre los distintos perfiles. A continuación,

<sup>7</sup> Véase [en línea] <https://github.com/epopea/gom>.

representamos los cuatro perfiles en un mapa para definir zonas de perfiles multivariados y les asignamos nombres en función del análisis conjunto de sus diferencias en los niveles de los indicadores medios. Aplicamos la distancia de Hellinger (HD) para comparar los pares de perfiles. La distancia de Hellinger es una medida de la diferencia entre las distribuciones que compara las probabilidades de respuesta entre dos perfiles extremos cualesquiera para cada variable, y se define de la siguiente manera:

$$H_j(\lambda_{pj}, \lambda_{qj}) = \frac{1}{\sqrt{2}} \sqrt{\sum_{l_j} (\sqrt{\lambda_{pjl}} - \sqrt{\lambda_{qjl}})^2}$$

donde  $\lambda_{pj}$  y  $\lambda_{qj}$  son los vectores de probabilidad para la variable  $j$ -ésima en los perfiles  $p$  y  $q$ , respectivamente.

En los mapas temáticos elaborados se utilizó el programa R (basado en las bibliotecas “spdep” y “ggplot2”) y el programa QGIS (versión 3.22).

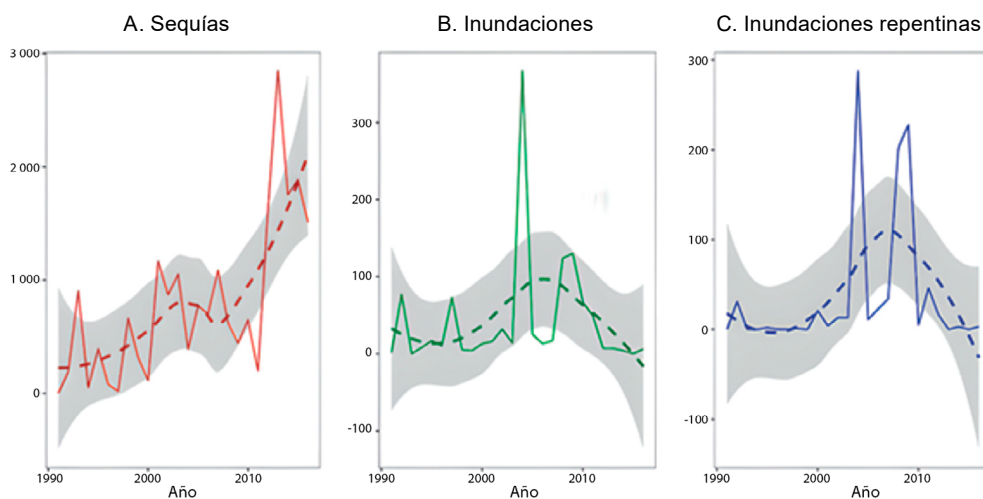
## B. Resultados y análisis

Entre 1991 y 2016, en la región semiárida brasileña se registraron 22.316 desastres relacionados con las precipitaciones, a saber, 20.286 períodos secos y sequías (91%), 1.086 inundaciones repentinas (5%) y 944 inundaciones (4%). El gráfico 1, donde se observan las series temporales de las sequías, las inundaciones y las inundaciones repentinas en la región, sugiere que el número de episodios ha variado considerablemente a lo largo del tiempo, en particular en el caso de las sequías. Se observó un drástico aumento en el número de episodios de déficit de precipitaciones, que pasaron de 191 en 1991 a 1511 en 2016. La primera década del período de datos (1991 a 2000) concentra alrededor de un 13% del total de los episodios de sequía, y la década siguiente (2001 a 2011) un 39%. La mayoría de los episodios de sequía se concentraron dentro del período de cinco años transcurrido entre 2012 y 2016, donde se registraron más de 1.500 sequías o períodos secos por año. Este aumento podría responder a dos posibles causas subyacentes: i) una reducción de las precipitaciones y un aumento de las temperaturas atmosféricas en la región (Nogueira y otros, 2023), o ii) mejoras en la presentación de los datos. Las investigaciones recientes demuestran que durante las últimas décadas tanto el número de días consecutivos sin lluvias (De Medeiros, De Oliveira y Ávila-Díaz, 2022; Medeiros, Lima y Santos, 2023) como las temperaturas atmosféricas (De Moraes, Wanderley y Delgado, 2023) han estado aumentando en algunas zonas de la región semiárida del Brasil.

Los episodios de inundaciones e inundaciones repentinas en la región semiárida brasileña se caracterizan por una marcada variabilidad temporal. Los datos revelan que el número de desastres naturales aumenta cuando se producen precipitaciones excesivas, aunque en menor medida frente a los desastres que se producen cuando aumentan los episodios de sequía. El mayor aumento en los episodios de inundaciones e inundaciones repentinas se registró entre 2000 y 2010. Desde 2010, los desastres de este tipo han disminuido de manera sostenida. El 5,8% del total de inundaciones y el 19,2% del total de

inundaciones repentinas se registraron en el período que va de 1991 a 2000. Los episodios de inundaciones e inundaciones repentinas fueron particularmente importantes en la segunda década del conjunto de datos (2001 a 2011), donde se concentraron alrededor de un 92% de las inundaciones y un 79% de las inundaciones repentinas. En los últimos cinco años incluidos en el período de datos (2012 a 2016), la frecuencia de los episodios de precipitaciones excesivas disminuyó notablemente, y representó alrededor de un 2% del total de episodios de inundaciones e inundaciones repentinas ocurridos entre 1991 y 2016. Al mismo tiempo, en este período aumentaron los episodios de sequía.

Gráfico 1  
**Brasil: sequías/períodos secos, inundaciones e inundaciones repentinas, región semiárida, 1991 a 2016**  
 (En números)

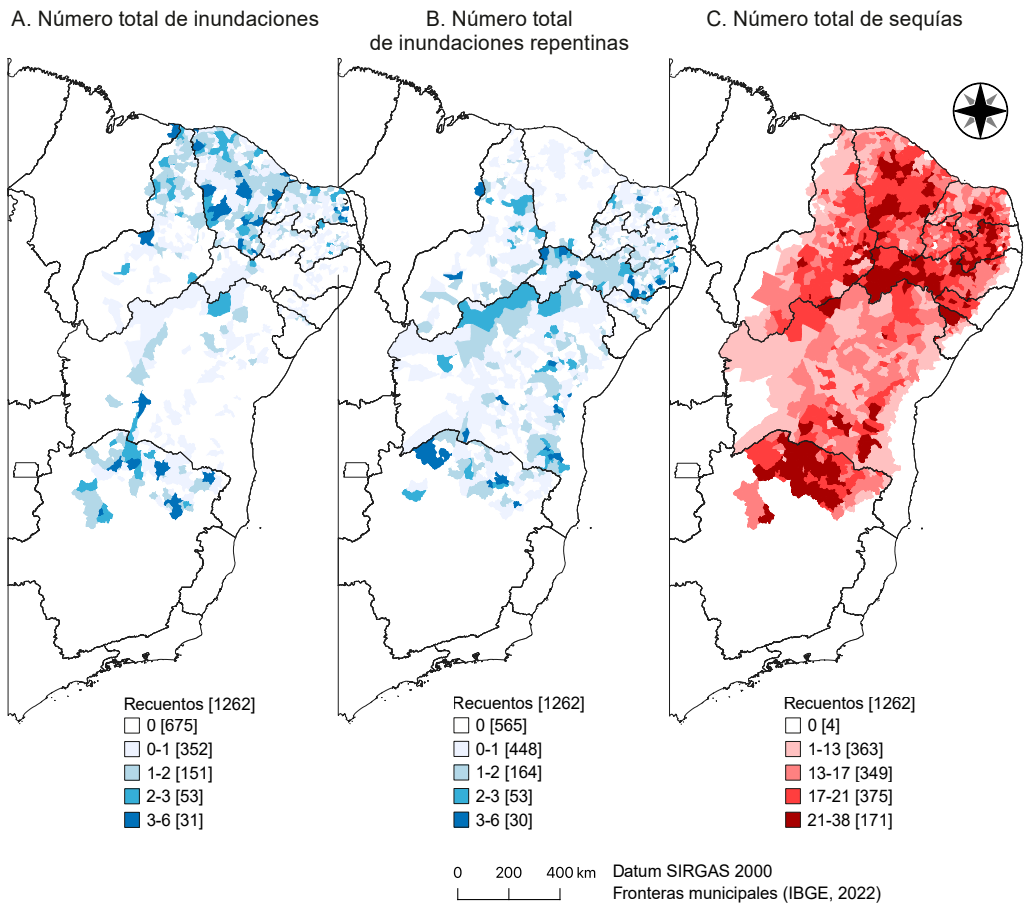


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres (CEPED), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, 2012, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC); y Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID), 2016 [en línea] <http://s2id.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023].

En el mapa 3 se presenta la distribución espacial del número total de desastres relacionados con precipitaciones ocurridos en la región semiárida brasileña entre 1991 y 2016. Las sequías tienen una profunda incidencia en la región, ya que apenas 4 (0,3%) de sus 1.262 municipios no registraron episodios de déficit de precipitaciones durante el período. En contraste, los episodios de exceso de precipitaciones son menos frecuentes, y entre 1991 y 2016 apenas la mitad de los municipios de la región registraron inundaciones o inundaciones repentinas. En la región semiárida del Brasil, los episodios de precipitaciones excesivas siguen una distribución espacial “espejada”, y se registra un mayor número de inundaciones en las zonas bajas, como en la región septentrional de Piauí y la mayor parte de Ceará. Por otro lado, las inundaciones repentinas predominan en las zonas relativamente

altas, en particular en la región septentrional de Bahía y la zona occidental de Pernambuco. Las sequías son comunes en toda la región, excepto en las zonas internas de Bahía y en el extremo occidental de Piauí. Los municipios semiáridos situados en la zona septentrional del estado de Minas Gerais se ven afectados por los tres tipos de desastres, lo que los transforma en un punto neurálgico de episodios de origen climático.

Mapa 3  
Brasil: distribución espacial de los desastres relacionados con las precipitaciones, región semiárida, 1991 a 2016



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres (CEPED), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC), 2012; y Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID), 2016 [en línea] <http://s2id.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023].

Varios aspectos inciden en la variabilidad que se observa en la distribución espacial de los desastres naturales, entre ellos el funcionamiento de los sistemas meteorológicos regionales (Ribeiro y otros, 2022). Palharini y Vila (2017) dividen la región del Nordeste

brasileño en cuatro subregiones en función de la preponderancia de los sistemas meteorológicos responsables de las mayores precipitaciones en cada zona. La zona de convergencia intertropical predomina en las zonas septentrionales de la región semiárida, junto con líneas de turbonadas, convergencia de flujos de humedad y convección local. En la región son frecuentes las nubes de convección profunda, que repercuten en el volumen de las precipitaciones (Palharini y Vila, 2017). Además, en la zona septentrional de la región semiárida de Brasil se observa un promedio anual de precipitaciones más alto que en otras zonas semiáridas (Rodrigues y otros, 2020; Dos Santos y otros, 2022), lo que contribuye a las inundaciones y las inundaciones repentinas.

La región semiárida brasileña registra menores niveles de precipitaciones que la región del Nordeste en su conjunto. En promedio, los indicadores del exceso de precipitaciones son más bajos en las regiones semiáridas, en tanto que los indicadores del déficit de precipitaciones son más altos (véase el cuadro A1 del anexo). La distribución espacial de los índices del exceso de precipitaciones revela que los municipios de las zonas más orientales de la región semiárida se caracterizan por valores reducidos para los períodos de humedad extrema ( $R_{x1day}$  y  $R_{x5day}$ ) y para la intensidad de las precipitaciones (SDII), en particular en Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, la zona noroccidental de Bahía y las zonas interiores de Ceará. En particular en los extremos más orientales de la región semiárida, que abarcan los municipios situados en las zonas interiores de Bahía, Pernambuco y Piauí, son comunes la escasez de precipitaciones ( $R_{10mm}$  y  $R_{20mm}$ ), la incidencia reducida de días muy húmedos ( $R_{95ptot}$ ) y un número escaso de días húmedos consecutivos (CWD). Si bien en la mayor parte de la región semiárida se registran niveles escasos de precipitaciones, una distribución más uniforme de las precipitaciones a lo largo del año (que se refleja en valores del índice simple de intensidad diaria más bajos) se traduce en un número menor de días secos consecutivos. A la inversa, las zonas con menores déficits de precipitaciones pero con patrones de lluvias más concentrados a lo largo del año (es decir, valores del índice simple de intensidad diaria (SDII) relativamente altos) registran valores mayores del indicador de días secos consecutivos (CDD). Este patrón se observa claramente en la región noroccidental de Minas Gerais, en las zonas occidentales de Bahía y en las porciones sudoccidentales de Piauí (véase el mapa 4). En otros estudios se han encontrado datos empíricos similares al investigar los índices de precipitaciones extremas en la región semiárida del Brasil a lo largo de distintos períodos (Da Silva y otros, 2019; Bezerra y otros, 2019; Dos Santos y otros, 2022).

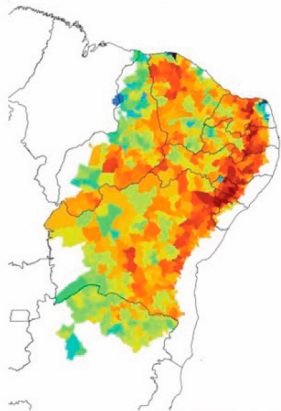
En el mapa 5 se muestra la distribución espacial de los indicadores sociodemográficos en la región semiárida. Se observan distribuciones espaciales similares para el índice de dependencia, el coeficiente de Gini, la construcción de paredes inadecuadas y la proporción de personas con ingreso bajo. Los municipios situados en Alagoas, Pernambuco, Piauí, Ceará y la región noroccidental de Bahía registran los mayores niveles de estos indicadores, en contraste con los niveles más bajos que se observan en Río Grande do Norte, Paraíba, Sergipe y Minas Gerais. Además, se observa un patrón comparable en el suministro de servicios públicos, en particular la recolección de residuos y el saneamiento. Las zonas que registran los menores niveles de provisión de servicios públicos se concentran a lo largo

de la frontera oriental de norte a sur, y los servicios mejoran gradualmente al avanzar en dirección oeste. Las tasas de analfabetismo son más altas en los municipios ubicados en los estados septentrionales y noroccidentales de la región semiárida brasileña, en contraste con Minas Gerais y Bahía. Se observa una distribución espacial similar en lo referido a la mortalidad infantil y la urbanización. Se observan mayores niveles de urbanización en los lugares con tasas de mortalidad infantil bajas, como Minas Gerais, Río Grande do Norte y Ceará. En contraste, en Pernambuco y Alagoas se observa una mayor concentración de municipios con mayores índices de mortalidad infantil y menores niveles de urbanización.

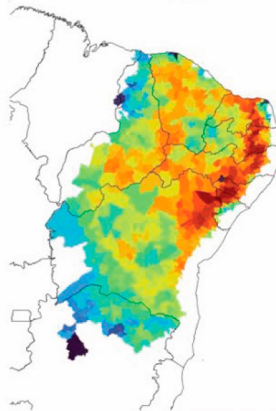
Mapa 4

**Brasil: distribución espacial de los valores medios de los índices de precipitaciones extremas, región semiárida, promedio del período 1980 a 2013**

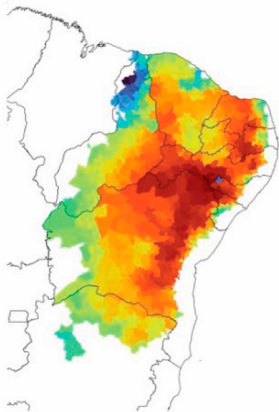
A. Volumen máximo de precipitaciones (1 día)



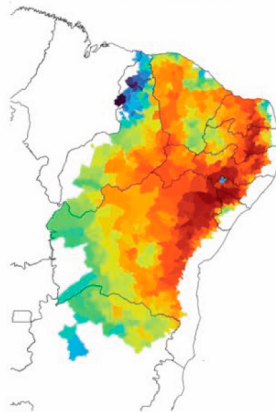
B. Volumen máximo de precipitaciones (5 días consecutivos)



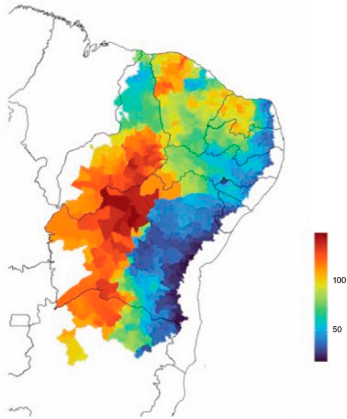
C. Número anual de días cuando el volumen de precipitaciones es mayor o igual que 10 mm



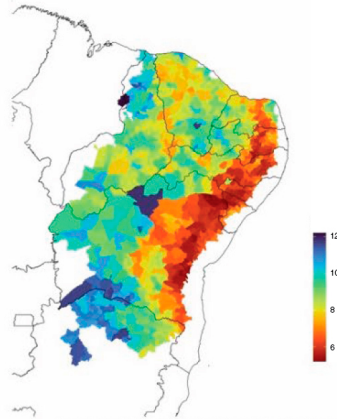
D. Número anual de días cuando el volumen de precipitaciones es mayor o igual que 20 mm



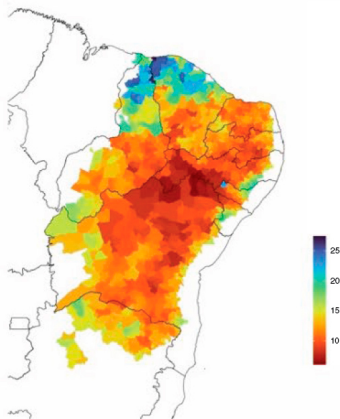
E. Días consecutivos con índice de precipitaciones menor a 1 mm



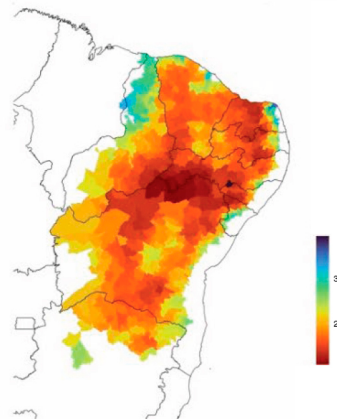
F. Índice simple de intensidad de las precipitaciones



G. Días consecutivos con índice de precipitaciones menor a 1 mm



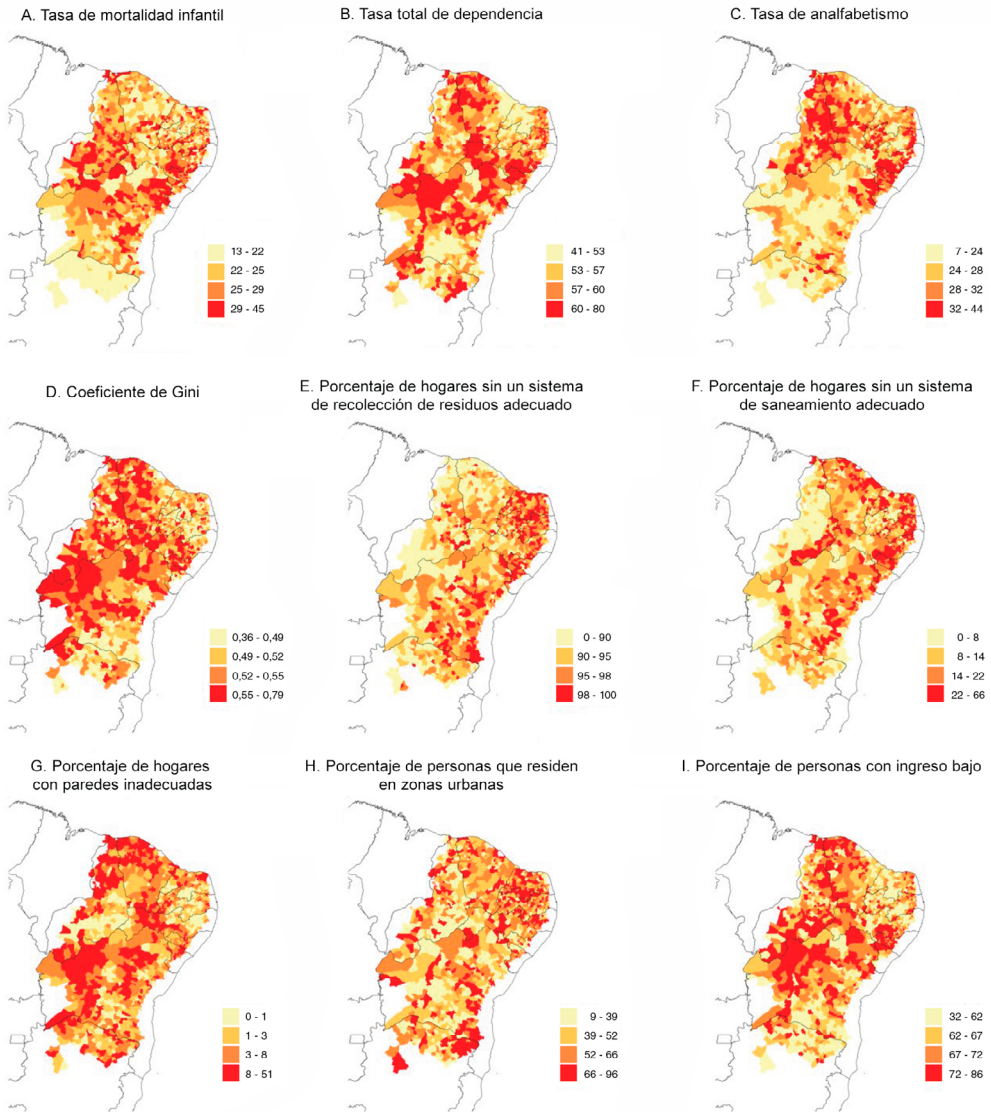
H. Total anual de precipitaciones cuando índice de precipitaciones es mayor que el 95° percentil



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de ClimDex y A. C. Xavier, C. W. King y B. R. Scanlon, "Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013)", *International Journal of Climatology*, vol 36, N° 6, 2016.

Mapa 5

**Brasil: distribución espacial de los indicadores sociodemográficos, región semiárida, 2010**



**Fuente:** Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo Demográfico", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023].

Sobre la base del modelo de grado de membresía definimos cuatro perfiles (véanse los gráficos 2 y 3 y el cuadro A2 del anexo). Los municipios que pertenecen al primer perfil extremo se caracterizan principalmente por episodios frecuentes de sequías e inundaciones repentinas, así como por su elevada altitud y sus escasos niveles de precipitaciones. Asimismo, presentan mayores niveles de mortalidad infantil, un deterioro general de las condiciones sanitarias y de vida y a menudo una menor urbanización. Como resultado, definimos a los 349 municipios (27,7%) que se ajustan a este perfil como “zonas empobrecidas altas propensas a las sequías y las inundaciones repentinas”. En este perfil se observa un número bajo de días secos consecutivos, en promedio de 50 días, frente a los otros perfiles semiáridos, pero eso no significa que no se produzcan episodios de sequía. Un episodio de sequía sobreviene cuando concurren varios parámetros, entre ellos el número de días secos consecutivos (Van Loon, 2015; Pontes Filho y otros, 2019, Gonçalves y otros, 2021). Para algunos investigadores, para que se produzca una sequía alcanza con que haya 20 días secos consecutivos o más durante la estación lluviosa de la región (Rocha y otros, 2021).

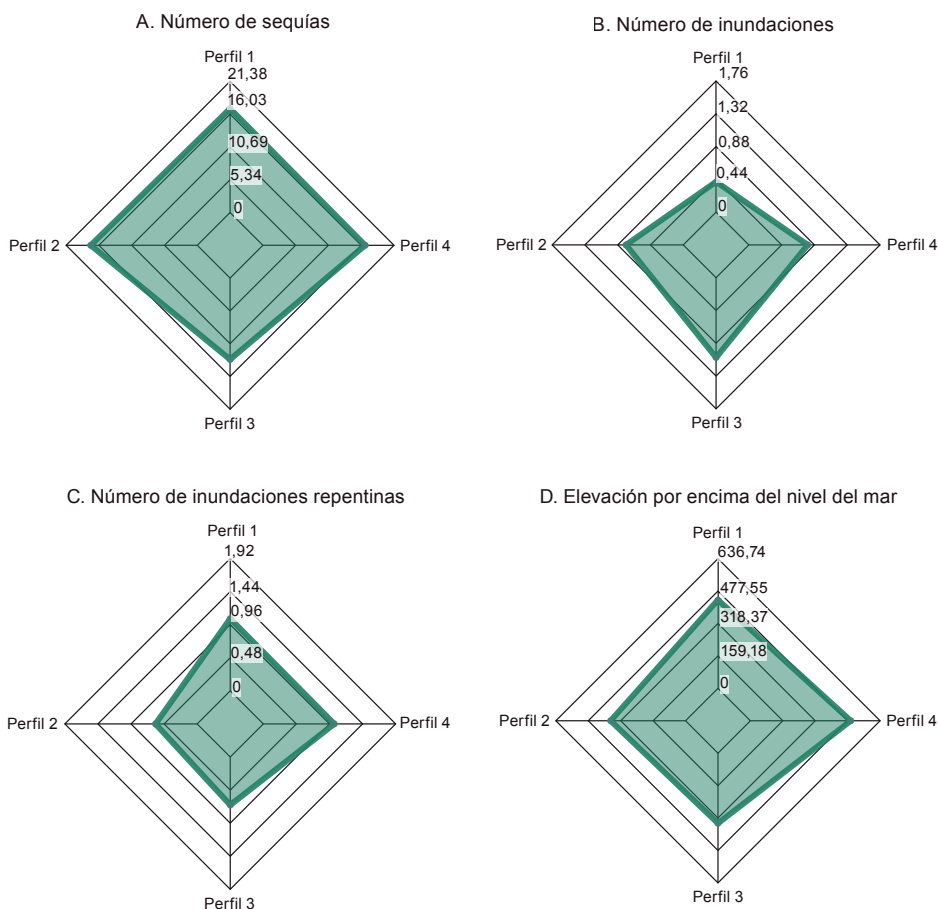
El segundo perfil se compone de municipios con una frecuencia de sequías relativamente alta y un número escaso de episodios de desastre relacionados con el exceso de precipitaciones (inundaciones e inundaciones repentinas). También se caracterizan por un nivel de precipitaciones entre bajo y medio en general, lluvias de una intensidad media a alta (SDII), varios días secos consecutivos (CDD) e indicadores socioeconómicos en el segundo nivel más bajo. En consecuencia, denominamos a los 281 municipios (22,3%) que se ajustan a este perfil como “zonas empobrecidas propensas a las sequías”. Este patrón ya se ha identificado en estudios anteriores (Dos Santos y otros, 2022; De Medeiros, De Oliveira y Ávila-Díaz, 2022). Por ejemplo, Dos Santos y otros (2022) determinó que estas zonas registran alrededor de 80 días secos consecutivos por año y un índice simple de intensidad diaria (SDII) de 8 mm por día, valores muy cercanos a los que se observan en los municipios situados en el perfil 2.

El tercer perfil se caracteriza por municipios con una frecuencia relativamente alta de inundaciones, altitudes relativamente bajas, elevados niveles de precipitaciones, una alta intensidad de lluvias (SDII) y pocos días secos consecutivos (CDD). Este perfil, al que denominamos “zonas empobrecidas bajas propensas a las inundaciones”, abarca 308 municipios (24,4%) que en general presentan indicadores socioeconómicos bajos. El cuarto y último perfil se compone de 324 municipios (25,7%) que registran una frecuencia elevada de todos los desastres relacionados con las precipitaciones, se sitúan en zonas altas y presentan un nivel de precipitaciones entre medio y alto, una alta intensidad de lluvias (SDII) y muchos días secos consecutivos (CDD). Los municipios que componen estas “zonas altas propensas a los desastres” tienden a estar altamente urbanizados y presentan los mejores niveles de vida e infraestructura dentro de la región semiárida brasileña.

Los resultados de Dos Santos y otros (2022) confirman los patrones que se constatan en nuestro estudio. En los municipios ubicados en las zonas oriental y occidental de la región semiárida se registró un número reducido de días consecutivos sin lluvia. Rodrigues y otros (2020) y Palharini y otros (2021) también determinaron que la zona oriental de la región del Nordeste del Brasil y la porción occidental del estado de Piauí en particular experimentaron elevados niveles de precipitaciones, como se observa en el perfil 3.

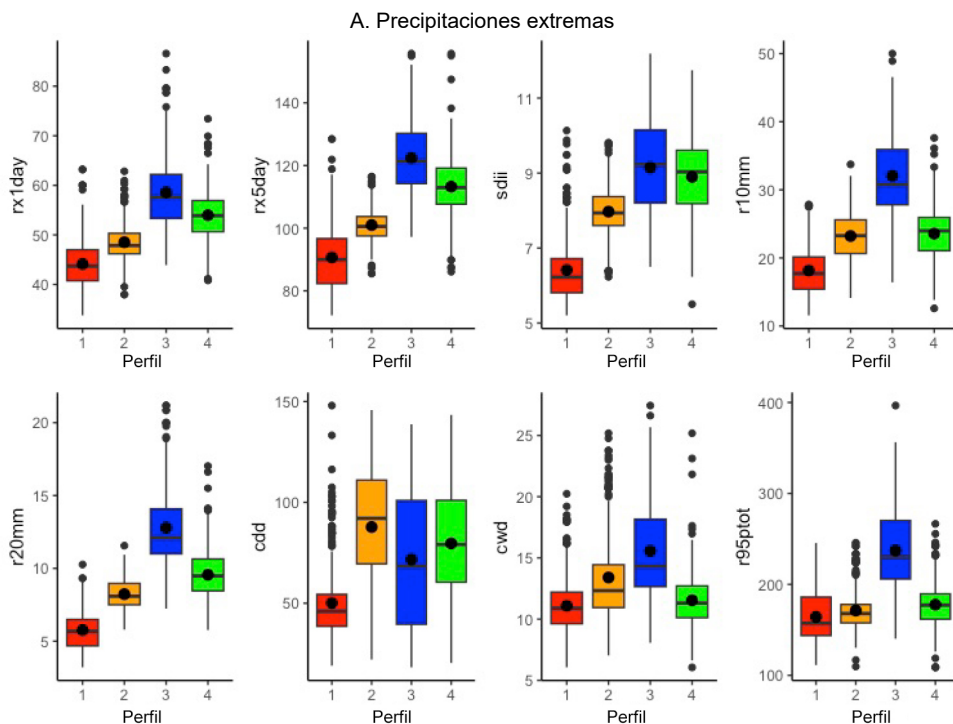
Gráfico 2

### Brasil: gráficos de radar valores medios del indicador de desastres relacionados con precipitaciones por perfil, región semiárida, 1991 a 2016

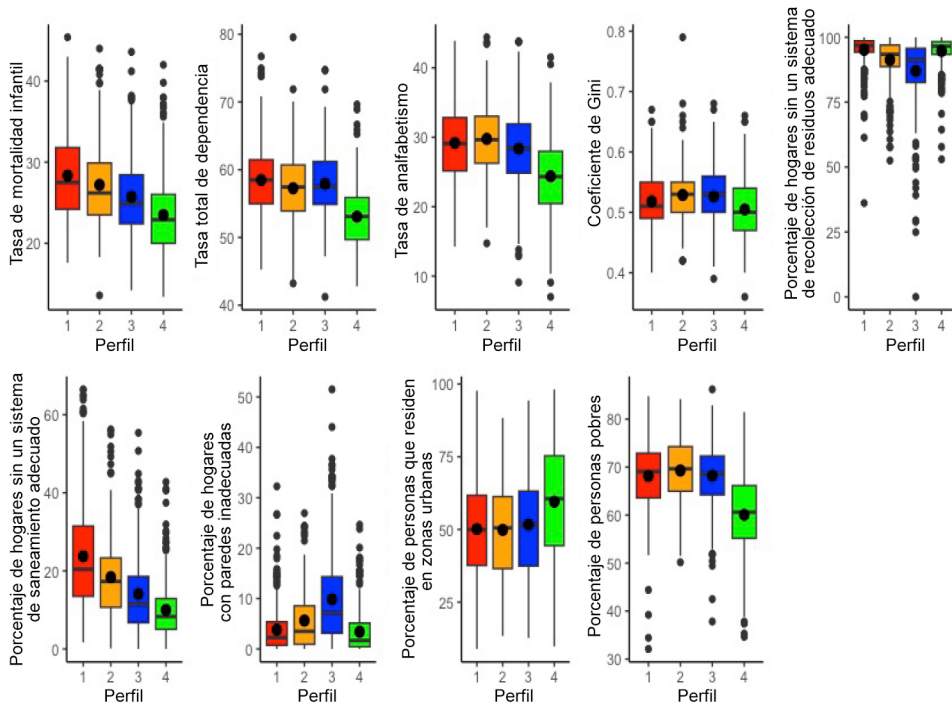


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres (CEPED), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC), 2012; Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID), 2016 [en línea] <http://s2id.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023], y C. A. Alvares y otros, "Köppen's climate classification map for Brazil", *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, N° 6, 2013.

Gráfico 3  
**Brasil: diagrama de caja de los indicadores del modelo de grado de membresía por perfil de desastres, precipitaciones extremas y condiciones socioeconómicas, región semiárida, 1991 a 2016**



## B. Condiciones socioeconómicas

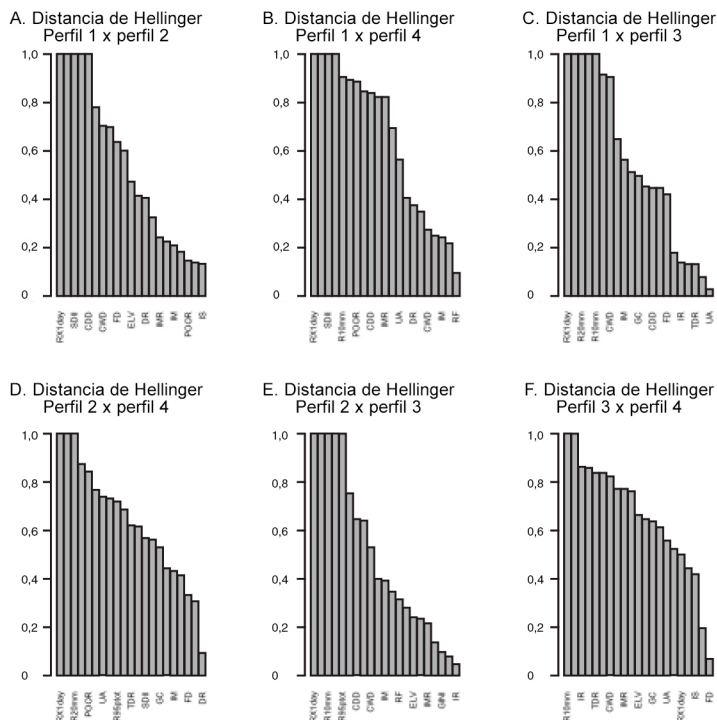


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de ClimDex; A. C. Xavier, C. W. King y B. R. Scanlon, "Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013)", *International Journal of Climatology*, vol 36, N° 6, 2016, e Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística (IBGE), "Censo Demográfico", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023].

Si bien los perfiles difieren en sus patrones generales, en el gráfico 4 se observa que los perfiles 1, 2 y 3 guardan mayor semejanza entre sí, en particular los perfiles 2 y 3, que registran las menores distancias de Hellinger. Esos perfiles son notablemente similares en lo referido a las dimensiones económicas, pero fundamentalmente diferentes en sus rasgos climáticos. El perfil 4 es el que más se desvía frente a los otros, en particular con respecto al perfil 3, excepto en lo referido a los episodios de desastre. Los perfiles 1 y 4 son similares con respecto a las inundaciones repentinas, en tanto que los perfiles 2 y 4 son más semejantes en lo referido a las sequías. Finalmente, se observan similitudes entre los perfiles 3 y 4 con respecto a los episodios de inundaciones y la intensidad de las precipitaciones.

Gráfico 4

**Brasil: distancias de Hellinger entre perfiles de desastres, de precipitaciones extremas y de condiciones socioeconómicas, región semiárida, 1991 a 2016**



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de ClimDex; A. C. Xavier, C. W. King y B. R. Scanlon, "Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013)", *International Journal of Climatology*, vol 36, N° 6, 2016; Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo Demográfico", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023]; C. A. Alvares y otros, "Köppen's climate classification map for Brazil", *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, N° 6, 2013; Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres (CEPED), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC), 2012, y Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID), 2016 [en línea] <http://s2id.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023].

En el cuadro A3 del anexo se presentan los valores medios para los indicadores utilizados en la creación de los cuatro perfiles de grado de membresía, junto con sus estadísticas y valores p. Se observan diferencias globales estadísticamente significativas para todos los indicadores en los diversos perfiles (valores p mayores a 0,001), lo que sugiere que el algoritmo combinatorio utilizado para crearlos fue eficaz para establecer diferencias entre ellos. Pese a las diferencias generales, realizamos pruebas de Dunn que nos permitieron determinar

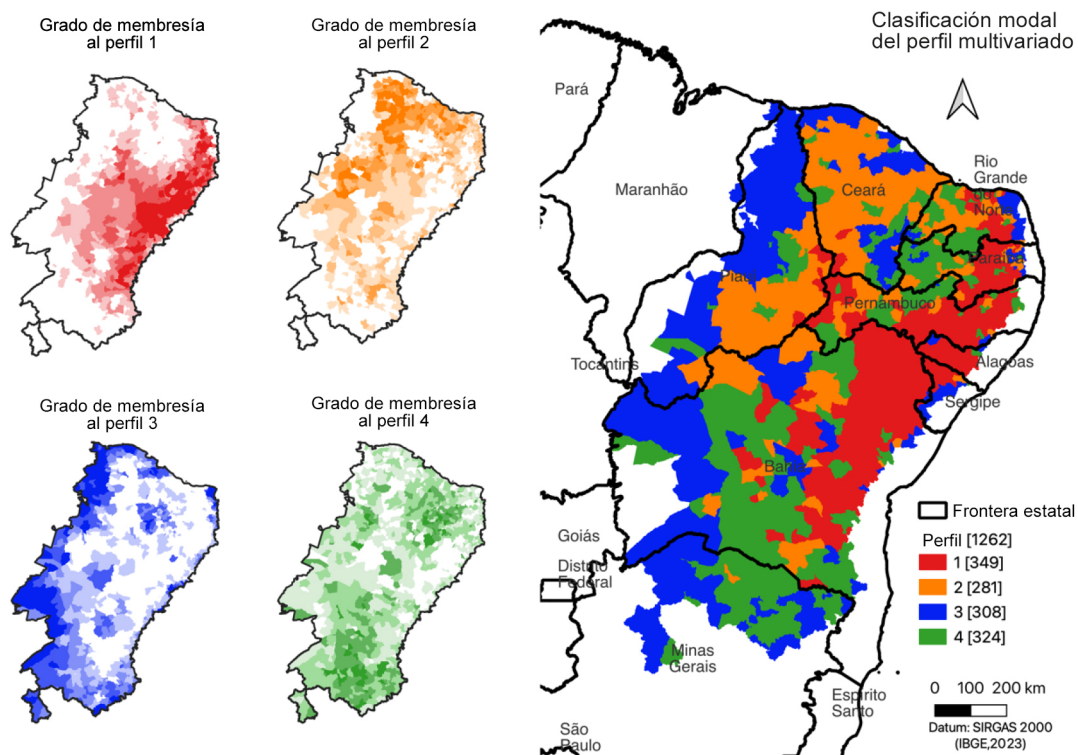
qué variables presentan diferencias significativas entre cualquier par dado de perfiles. En general, la dimensión referida al clima extremo se destaca como la que más contribuye a las diferencias entre los perfiles. Cabe mencionar que los perfiles cuyas condiciones climáticas presentan diferencias claras podrían compartir atributos similares en otras dimensiones. Los atributos sociodemográficos de los perfiles 1, 2 y 3 guardan una mayor semejanza, pero difieren de los del perfil 4. Sin embargo, las condiciones sanitarias difieren en todos los perfiles, lo que explica por qué la variable referida a las deficiencias de los sistemas sanitarios registró el mayor resultado en la prueba de Kruskal-Wallis. Como cabe esperar, las sequías son el episodio hidrometeorológico predominante en la región semiárida del Brasil y, a excepción del perfil 3, todos los perfiles exhiben patrones de sequía similares.

El perfil 3 incluye una de las zonas con la mayor densidad demográfica (IBGE, 2010) y el mayor volumen de precipitaciones extremas en la región semiárida (Dos Santos y otros, 2022). Más específicamente, la región oriental de este perfil alberga a una numerosa población expuesta a los riesgos de desastres naturales que plantean las precipitaciones excesivas (IBGE, 2018a). Se trata de una situación especialmente preocupante, ya que este perfil, donde se registran inundaciones sumamente frecuentes, también está expuesto a las sequías. Si bien el perfil 3 exhibe la menor frecuencia relativa de desastres relacionados con el déficit de precipitaciones, las sequías predominan en la totalidad de la región semiárida, lo que plantea desafíos adicionales para las zonas más proclives a otros tipos de desastres, por ejemplo, los relacionados con el exceso de precipitaciones.

Se observan patrones claramente distintos en las distribuciones espaciales de los cuatro perfiles. Los municipios pertenecientes al perfil 1 (zonas empobrecidas altas propensas a las sequías y a las inundaciones repentinas) se concentran principalmente en la zona más oriental de la región semiárida brasileña, y representan un 92% de los municipios de Alagoas, un 59% de los de Pernambuco, un 44% de los de Bahía y un 34% de los de Paraíba y Sergipe. El otro extremo, el perfil 3 (zonas empobrecidas bajas propensas a las inundaciones) abarca sitios adyacentes a la sección del extremo occidental de la región semiárida que más cerca está de la región húmeda de la Amazonia, e incluye un 51% de los municipios de Piauí y un 31% de los de Ceará. Los municipios en el extremo oriental y las zonas meridionales de la región semiárida brasileña, en particular Sergipe (un 48% de los municipios) y Minas Gerais (44%) también exhiben características similares al perfil 3. El perfil 2 (zonas empobrecidas propensas a las sequías) tiene un mayor predominio en las zonas interiores de Ceará (un 53% de los municipios), Piauí (33%), Río Grande do Norte (29%), Paraíba (19%) y Pernambuco (15%). A diferencia de los perfiles mencionados, el perfil 4 (zonas altas propensas a los desastres) presenta una mayor dispersión espacial a lo largo de la región. Alrededor del 55% de los municipios de Minas Gerais tienen características que corresponden principalmente al perfil 4, frente a un 36% de los municipios en Paraíba, un 31% en Bahía y un 22% en Pernambuco. Cabe destacar que Río Grande do Norte es el único estado con una distribución equilibrada de los perfiles en los distintos municipios (véanse el mapa 6 y el gráfico 5).

Mapa 6

**Brasil: distribución espacial de cada  $g_{ik}$  y perfiles de desastres, de precipitaciones extremas y de condiciones socioeconómicas, región semiárida, 1991 a 2016**

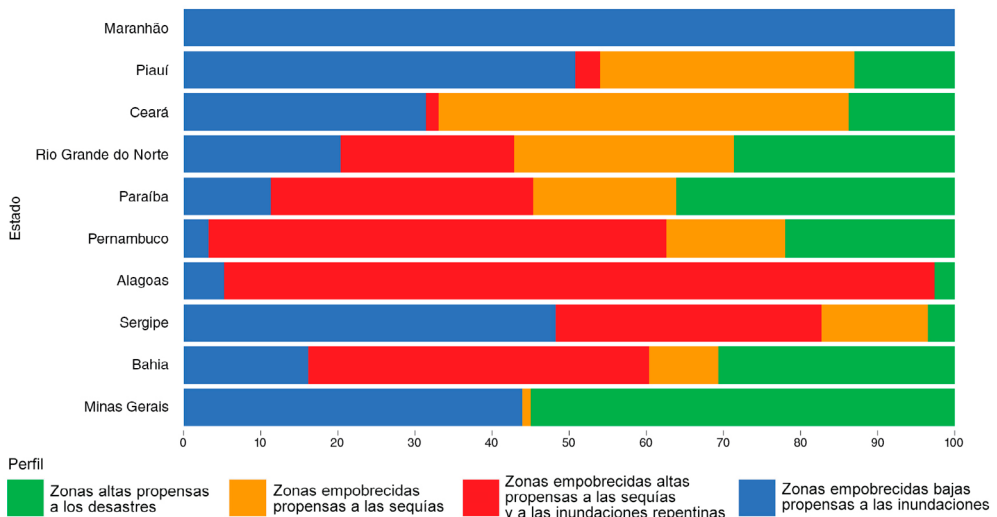


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de ClimDex; A. C. Xavier, C. W. King y B. R. Scanlon, "Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013)", *International Journal of Climatology*, vol. 36, N° 6, 2016; Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo Demográfico", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023]; C. A. Alvares y otros, "Köppen's climate classification map for Brazil", *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, N° 6, 2013; Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres (CEPED), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC), 2012, y Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID), 2016 [en línea] <http://s2id.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023].

Gráfico 5

### Brasil: distribución de municipios entre perfiles de desastres, de precipitaciones extremas y de condiciones socioeconómicas por estado, región semiárida, 1991 a 2016

(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de ClimDex; A. C. Xavier, C. W. King y B. R. Scanlon, "Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013)", *International Journal of Climatology*, vol 36, N° 6, 2016; Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo Demográfico", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023]; C. A. Alvares y otros, "Köppen's climate classification map for Brazil", *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, N° 6, 2013; Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres (CEPED), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC), 2012, y Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil (SEDEC), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID), 2016 [en línea] <http://s2id.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023].

La distribución espacial del parámetro  $g_{ik}$  sugiere con qué intensidad y en qué lugar las características de cada perfil se manifiestan en cada municipio. El mapa 6 muestra que el parámetro  $g_{ik}$  es predominantemente oscuro en las zonas que poseen características del perfil 3 (extremo occidental del mapa) y del perfil 1 (extremo oriental del mapa), y que tiene colores más claros en la mayor parte del resto de la región semiárida. Cuanto más oscuro es el color, más notoria será la manifestación de los atributos concretos de un perfil en un municipio. A la inversa, la coloración de los mapas para los perfiles 2 y 4 es más uniforme y con tonos más claros, lo que sugiere que los atributos que en general caracterizan a ambos perfiles están menos marcados y se distribuyen más ampliamente a lo largo de los municipios de la región semiárida.

La franja central de la región semiárida se caracteriza por niveles descendidos del índice de desarrollo humano (IDH), elevadas tasas de mortalidad infantil (Ribeiro y otros, 2022), índices anuales de precipitaciones bajos (Da Silva y otros, 2019; Rodrigues y otros, 2020) y un número elevado de episodios de sequía (Ribeiro y otros, 2022). Estos hallazgos en general reflejan y validan los patrones espaciales del valor de  $g_{ik}$  estimado en nuestro estudio para los perfiles 1 y 2.

## C. Observaciones finales

La región semiárida del Brasil ha sido tradicionalmente una zona sumamente homogénea en lo referido a sus realidades socioeconómicas y el perfil demográfico de su población. Sin embargo, la distribución espacial de las personas, los servicios y la infraestructura puede variar al pasar del extremo oriental (el ecosistema Agreste) a la franja más cercana a la región húmeda de la Amazonia (Andrade y otros, 2021). Ciertas zonas en el estado de Bahía y en la frontera entre Bahía y Minas Gerais poseen rasgos que las sitúan en una posición socioeconómica relativamente ventajosa dentro de la región semiárida del Brasil.

Si bien su perfil climático general se caracteriza por períodos extendidos con precipitaciones escasas o nulas, lo que la hace propensa a frecuentes episodios de sequía, la región semiárida del Brasil es la más lluviosa de las regiones semiáridas del planeta (Dos Santos y otros, 2022; Vale y otros, 2023). Más del 99% de sus municipios han experimentado al menos un episodio de sequía entre 1991 y 2016, y en todos los ecosistemas semiáridos, entre ellas las regiones del Agreste, el Sertão y Caatinga, se producen sequías o períodos secos (Alvalá y otros, 2019; Marengo y otros, 2020; De Azevedo Couto y otros, 2023).

Aunque menos de un 30% de los municipios registraron inundaciones o inundaciones repentinas durante el período, los episodios de precipitaciones excesivas no son raros en esta región predominantemente seca. A diferencia del fenómeno generalizado de las sequías, los episodios relacionados con el exceso de precipitaciones se circunscriben a espacios más definidos. Las inundaciones ocurren comúnmente en las zonas bajas, en tanto que en las zonas de altitud relativamente elevada predominan las inundaciones repentinas. En el extremo meridional de la región semiárida ocurren los tres tipos de desastres, lo que lo transforma en un punto neurálgico de episodios de origen climático. En décadas recientes, las sequías han aumentado en frecuencia, a diferencia de las inundaciones y las inundaciones repentinas, de las que se han registrado menos episodios. Esta variabilidad en el número de desastres naturales asociados con el exceso y la falta de precipitaciones podría estar relacionada con el fenómeno El Niño-Oscilación del Sur sobre el Pacífico ecuatorial, que modula gran parte de la variabilidad interanual de las precipitaciones en América del Sur (Grimm, 2003; Kayano, Andreoli y Souza, 2013). Por ejemplo, el fenómeno El Niño correspondiente a 2015/2016 (NOAA, 2023) tuvo una incidencia clave en las recientes sequías ocurridas en la región semiárida del Brasil (Dantas, Da Silva y Santos, 2020).

Estos resultados sugieren que la región es más heterogénea en lo referido a sus características climáticas y geofísicas que en sus rasgos socioeconómicos y demográficos. La región, el 63% de cuya población vive por debajo de la línea de pobreza, es una zona crítica para la pobreza en el Brasil. También persisten las deficiencias de acceso a los servicios públicos, y un 92% de los hogares no dispone de servicios adecuados de recolección de residuos. Además, en comparación con el contexto latinoamericano, los niveles de urbanización de la región son bajos (53%). Con respecto a los principales indicadores de salud, la tasa de mortalidad infantil de la región (26 por cada 1.000 nacidos vivos) está por encima del promedio nacional. En lo referido a las condiciones climáticas, el número de días

secos consecutivos (CDD) y el índice de intensidad de las precipitaciones (SDII) son los dos parámetros extremos de precipitaciones en los que se observan las mayores diferencias en la región (Espinoza y otros, 2021; Marengo y otros, 2020, 2021; De Medeiros, De Oliveira y Ávila-Díaz, 2022; Morales y otros, 2023).

Nuestros perfiles multivariados y los análisis espaciales revelan la coexistencia de dimensiones climáticas sumamente heterogéneas, en contraste con la persistencia de la distribución más homogénea de los atributos socioeconómicos y demográficos de la región. Si bien en los cuatro perfiles definidos se observa una elevada susceptibilidad a las sequías, en el tercero (zonas empobrecidas bajas propensas a las inundaciones) también se aprecia una marcada vulnerabilidad a las inundaciones. Además, en el perfil 4 descubrimos un grupo de municipios vulnerables a todos los desastres (zonas altas propensas a los desastres). Estos municipios poseen una infraestructura socioeconómica relativamente mejor que los municipios abarcados en los otros tres perfiles, lo que podría traducirse en una mayor resiliencia dentro de una zona empobrecida.

Para calcular nuestros resultados, recurrimos a datos y a decisiones metodológicas que podrían imponer algunas limitaciones que vale la pena mencionar. En primer lugar, en los datos climáticos de Xavier, King y Scanlon (2016) se utiliza una resolución de  $0,25^\circ$  por  $0,25^\circ$ , si bien una matriz más precisa ( $0,10^\circ$  por  $0,10^\circ$ ) mejoraría nuestra capacidad de detectar el nivel de heterogeneidad temporal y espacial en los índices climáticos. En consecuencia, nuestros hallazgos deben interpretarse como un límite inferior de la heterogeneidad climática. En segundo lugar, las muestras provienen de un único punto de datos climáticos por sección de la matriz, elegido en función del centroide de la sede municipal. Aunque el uso de la sede municipal como punto de referencia podría ser más idóneo como reflejo de los vínculos entre la población y el clima (ya que es probable que allí resida un mayor número de personas), en futuros estudios los puntos deberán seleccionarse aplicando otras estrategias de muestreo a fin de poder realizar análisis de sensibilidad. En tercer lugar, la mayoría de los indicadores sociodemográficos se basan en el Censo Demográfico de 2010 del Brasil, en tanto que los análisis preliminares del Censo Demográfico de 2022 del IBGE sugieren que las características de la población brasileña han experimentado profundos cambios entre ambos censos. No obstante, los microdatos del censo de 2022 no estaban disponibles para el público cuando se redactó este trabajo. Finalmente, pese a que el uso de fuentes de datos distintas modifica los períodos considerados, la interrelación entre los desastres, los fenómenos extremos y los aspectos sociodemográficos no se ve comprometida, ya que nuestro objetivo se centra en describir los indicios de esa interrelación a partir de las características de los municipios, no en ofrecer una explicación causal de la variación temporal en la asociación entre estas tres dimensiones. Una versión actualizada de nuestro estudio brindará información adicional sobre las nuevas heterogeneidades (o la mayor homogeneidad) que podría surgir debido a los cambios en la composición de la población y la reconfiguración del espacio en la región semiárida del Brasil.

Este estudio profundiza el análisis de la población y el clima en al menos tres esferas distintas. En primer lugar, el uso de índices sobre las precipitaciones extremas, no de series

temporales meteorológicas, es más adecuado al analizar los desastres de origen climático (Andrade y otros, 2021; Guedes y otros, 2023). En segundo lugar, este es el primer estudio que establece una relación entre los extremos climáticos, los desastres y los atributos sociodemográficos de la región semiárida del Brasil. Aunque en estudios anteriores estas dimensiones se han examinado por separado (Palharini y otros, 2022; Morales y otros, 2023; Guedes y otros, 2023), en esos trabajos no se analizó la interrelación espacial entre ellas. En tercer lugar, la aplicación de una metodología estadística basada en datos aproximados nos permitió modelizar de manera explícita la heterogeneidad referida al clima, los desastres y los aspectos sociodemográficos a nivel municipal. Esto nos permitió revelar profundas y novedosas diferencias dentro de una región que tradicionalmente se ha considerado homogénea desde los puntos de vista climático (por motivo de las sequías) y socioeconómico (por los elevados niveles de pobreza).

## Bibliografía

- Alvalá, R. C. S. y otros (2019), "Drought monitoring in the Brazilian Semiarid region", *Anais da Academia Brasileira de Ciências*, vol. 91, supl. 1.
- Alvares, C. A. y otros (2013), "Köppen's climate classification map for Brazil", *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, N° 6.
- Andrade, L. y otros (2021), "Health-related vulnerability to climate extremes in homoclimatic zones of Amazonia and Northeast region of Brazil", *PLoS ONE*, vol. 16, N° 11.
- Barbieri, A. y W. Pan (2022), "Population dynamics and the environment: the demo-climatic transition", *International Handbook of Population Policies*, J. F. May y J. A. Goldstone (eds.), Nueva York, Springer.
- Bezerra, B. y otros (2019), "Changes of precipitation extremes indices in São Francisco River Basin, Brazil from 1947 to 2012", *Theoretical and Applied Climatology*, vol. 135.
- Botzen, W., O. Deschenes y M. Sanders (2019), "The economic impacts of natural disasters: a review of models and empirical studies", *Review of Environmental Economics and Policy*, vol. 13, N° 2.
- CEPED (Centro Universitário de Estudos e Pesquisas sobre Desastres) (2012), *Atlas Brasileiro de Desastres Naturais 1991 a 2010: volume Brasil*, Florianópolis, Universidad Federal de Santa Catarina (UFSC).
- Confalonieri, U. (2009), "Global climate change and human health in Brazil", *Brazil and Climate Change: Vulnerability, Impacts and Adaptation*, Brasilia, Center for Strategic Studies and Management (CGEE).
- Da Silva, P. y otros (2019), "Precipitation and air temperature extremes in the Amazon and northeast Brazil", *International Journal of Climatology*, vol. 39, N° 2, febrero.
- Dantas, J. C., R. M. da Silva y C. G. Santos (2020), "Drought impacts, social organization, and public policies in northeastern Brazil: a case study of the upper Paraíba River basin", *Environmental Monitoring and Assessment*, vol. 192, N° 5.
- De Azevedo Couto, G. y otros (2023), "Natural hazards fatalities in Brazil, 1979-2019", *Natural Hazards*, vol. 118, N° 2, junio.
- De Coninck, H. y otros (2018), "Strengthening and implementing the global response", *Global Warming of 1.5°C. An IPCC special report on the impacts of global warming of 1.5°C above pre-industrial levels and related global greenhouse gas emission pathways, in the context of strengthening the global response to the threat of climate change, sustainable development, and efforts to eradicate poverty*, V. Masson-Delmotte y otros (eds.), Cambridge University Press.

- De Medeiros, F. J., C. P. De Oliveira y Á. Ávila-Díaz (2022), "Evaluation of extreme precipitation climate indices and their projected changes for Brazil: From CMIP3 to CMIP6", *Weather and Climate Extremes*, vol. 38, diciembre.
- De Moraes, J., H. Wanderley y R. Delgado (2023), "Areas susceptible to desertification in Brazil and projected climate change scenarios", *Natural Hazards*, vol. 116, N° 2, marzo.
- Domingues, J. (2023), "Climate change and its lexicon: an analytical and critical view", *International Journal of Politics, Culture, and Society*, vol. 36, N° 2, junio.
- Dos Santos, A. M. y otros (2022), "Evaluation of extreme precipitation indices in Brazil's semiarid region from satellite data", *Atmosphere*, vol. 13, N° 10.
- Erosheva, E., S. Fienberg y C. Joutard (2007), "Describing disability through individual-level mixture models for multivariate binary data", *The Annals of Applied Statistics*, vol. 1, N° 2, diciembre.
- Espinoza, N. y otros (2021), "Landslides triggered by the May 2017 extreme rainfall event in the east coast northeast of Brazil", *Atmosphere*, vol. 12, N° 10.
- Freire, F., M. Gonzaga y B. Queiroz (2019), "Projeção populacional municipal com estimadores bayesianos, Brasil 2010–2030", *Seguridade Social Municipais: Projeto Brasil 3 Tempos*, D. Sawyer (coord.), Brasília, Secretaría Especial de Asuntos Estratégicos/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD)/Centro Internacional de Políticas para el Crecimiento Inclusivo (CIP-CI).
- Freitas, C. M. y otros (2020), "Desastres naturais e seus custos nos estabelecimentos de saúde no Brasil no período de 2000 a 2015", *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 36, N° 7.
- Gonçalves, S. T. N. y otros (2021), "Índices e metodologias de monitoramento de secas: uma revisão", *Revista Brasileira de Meteorologia*, vol. 36, N° 3, julio-septiembre.
- Grimm, A. (2003), "The El Niño impact on the summer monsoon in Brazil: regional processes versus remote influences", *Journal of Climate*, vol. 16, N° 2, enero.
- Guedes, G. R., R. Raad y L. Raad (2019), "Welfare consequences of persistent climate prediction errors on insurance markets against natural hazards", *Estudos Econômicos (São Paulo)*, vol. 49, N° 2, abril.
- Guedes, G. R. y otros (2023), "Profiling sociodemographic attributes and extreme precipitation events as mediators of climate-induced disasters in municipalities in the state of Minas Gerais, Brazil", *Frontiers in Human Dynamics*, vol. 5.
- (2016), *Grade of Membership: conceitos básicos e aplicação empírica usando o programa GoM para Windows, Linux, Stata e R*, Belo Horizonte, Editora UFMG.
- Gupta, A. y otros (2020), "Mapping socio-environmental vulnerability to climate change in different altitude zones in the Indian Himalayas", *Ecological Indicators*, vol. 109, febrero.
- Hartmann, D. (2016), "Tropical anvil clouds and climate sensitivity", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 113, N° 32.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística) (2020), "Biomass" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/geociencias/informacoes-ambientais/estudos-ambientais/15842-biomass.html?edicao=16060&t=downloads>.
- (2018a), *População em áreas de risco no Brasil*, Río de Janeiro.
- (2018b), "Semiárido brasileiro" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/geociencias/cartas-e-mapas/mapas-regionais/15974-semiarido-brasileiro.html?edicao=24416> [fecha de consulta: 7 de junio de 2023].
- (2010), "Censo Demográfico" [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?edicao=9666&t=sobre> [fecha de consulta: 31 de julio de 2023].
- IPCC (Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático) (2023), "Summary for Policymakers", *Climate Change 2023: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, H. Lee y J. Romero (eds.), Ginebra.

- (2022), *Climate Change 2022: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, H.-O. Pörtner y otros (eds.), Cambridge/Nueva York, Cambridge University Press.
- Kayano, M., R. Andreoli y R. F. Souza (2013), “Relations between ENSO and the South Atlantic SST modes and their effects on the South American rainfall”, *International Journal of Climatology*, vol. 33, N° 8, junio.
- Lemos, J. S. (2012), *Mapa da exclusão social no Brasil: radiografia de um país assimetricamente pobre*. Fortaleza, Banco do Nordeste do Brasil, 3ª edición.
- Mah, J. C. y otros (2023), “Social vulnerability indices: a scoping review”, *BMC Public Health*, vol. 23, N° 1.
- Manton, K., M. Woodbury y H. Tolley (1994), *Statistical Applications Using Fuzzy Sets*, Nueva York, John Wiley & Sons, Ltd.
- Marengo, J. A. (2009), “Mudanças climáticas, condições meteorológicas extremas e eventos climáticos no Brasil”, *Mudanças climáticas e eventos extremos no Brasil*, Marengo y otros (coord.), Río de Janeiro. Fundação Brasileira para o Desenvolvimento Sustentável (FBDS).
- Marengo, J. A., R. R. Torres y L. M. Alves (2017), “Drought in Northeast Brazil—past, present, and future”, *Theoretical and Applied Climatology*, vol. 129, N° 3-4.
- Marengo, J. A., S. Rodrigues-Filho y D. Santos (2021), “Impacts, vulnerability and adaptation to climate change in Brazil: an integrated approach”, *Sustainability in Debate*, vol. 11, N° 3.
- Marengo, J. A. y otros (2021), “Drought in Northeast Brazil: a review of agricultural and policy adaptation options for food security”, *Climate Resilience and Sustainability*, vol. 1, N° 1.
- (2020), “Assessing drought in the dry lands of northeast Brazil under regional warming exceeding 4 °C”, *Natural Hazards*, vol. 103.
- Medeiros, E. S., R. E. Lima y C. C. Santos (2023), “Spatiotemporal kriging for days without rainfall in a region of northeastern Brazil”, *Climate*, vol. 11, N° 1.
- Menezes, J. A. y otros (2018), “Mapping human vulnerability to climate change in the Brazilian Amazon: the construction of a municipal vulnerability index”, *PLoS ONE*, vol. 13, N° 2.
- Morales, F. C. y otros (2023), “Spatiotemporal Analysis of Extreme Rainfall Frequency in the Northeast Region of Brazil”, *Atmosphere*, vol. 14, N° 3.
- Moscatti, M. L. y M. A. Gan (2007), “Rainfall variability in the rainy season of semiarid zone of Northeast Brazil (NEB) and its relation to wind regime”. *International Journal of Climatology*, vol. 27, N° 4, marzo.
- Mutti, P. R. y otros (2020), “A detailed framework for the characterization of rainfall climatology in semiarid watersheds”, *Theoretical and Applied Climatology*, vol. 139, agosto.
- NOAA (Oficina Nacional de Administración Oceánica y Atmosférica) (2023), *Monthly Global Climate Report for Annual 2022*, Centros Nacionales de Información Ambiental [en línea] <https://www.ncei.noaa.gov/access/monitoring/monthly-report/global/202213>.
- Nogueira, D. B. y otros (2023), “Dry spells in a semi-arid region of Brazil and their influence on maize productivity”, *Journal of Arid Environments*, vol. 209, febrero.
- O'Brien, K. y otros (2007), “Why different interpretations of vulnerability matter in climate change discourses”, *Climate Policy*, vol. 7, N° 1.
- Oliver-Smith, A. (2022), “The social construction of disaster: Economic anthropological perspectives on the COVID-19 pandemic”, *Economic Anthropology*, vol. 9, N° 1, enero.
- Palharini, R. A. y D. Vila (2017), “Climatological behavior of precipitating clouds in the northeast region of Brazil”, *Advances in Meteorology*, vol. 2017.
- Palharini, R. A. y otros (2022), “Analysis of extreme rainfall and natural disasters events using satellite precipitation products in different regions of Brazil”, *Atmosphere*, vol. 13, N° 10.

- (2021), “Assessment of extreme rainfall estimates from satellite-based: regional analysis”, *Remote Sensing Applications: Society and Environment*, vol. 23, agosto.
- (2020), “Assessment of the extreme precipitation by satellite estimates over South America”, *Remote Sensing*, vol. 12, N° 13, junio.
- PBMC (Painel Brasileiro de Mudanças Climáticas) (2014), *Impactos, vulnerabilidades e adaptação às mudanças climáticas: contribuição do Grupo de Trabalho 2 do Painel Brasileiro de Mudanças Climáticas ao Primeiro Relatório da Avaliação Nacional sobre Mudanças Climáticas*, E. D. Assad y A. E. Magalhães (eds.), Río de Janeiro, Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-Graduação e Pesquisa de Engenharia (COPPE), Universidad Federal de Río de Janeiro.
- Perez, L. P. y otros (2020), “Climate change and disasters: analysis of the Brazilian regional inequality”, *Sustainability in Debate*, vol. 11, N° 3.
- Petersen, R. S. y otros (2020), “Índice de território saudável e sustentável dos municípios do semiárido brasileiro”, *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 36, N° 11.
- Pielke Jr., R. y R. E. Carbone (2002), “Weather impacts, forecasts, and policy: an integrated perspective”, *Bulletin of the American Meteorological Society*, vol. 83, N° 3, marzo.
- Pontes Filho, J. D. y otros (2019), “A continuous drought probability monitoring system, CDPMS, based on copulas”, *Water*, vol. 11, N° 9.
- Raad, R. J., G. Guedes y L. Vaz (2019), “Insurance contracts under beliefs contamination”, *Economics Bulletin*, vol. 39, N° 4.
- Ribeiro, M. y otros (2022), “Sanitary, social, and meteorological aspects and natural disasters in the northeastern region of Brazil”, *Mercator*, vol. 21, N° 1, junio.
- Rocha, R. Jr. y otros (2021), “An empirical seasonal rainfall forecasting model for the northeast region of Brazil”, *Water*, vol. 13, N° 12, junio.
- Rodrigues, D. T. y otros (2020), “Spatial and temporal assessment of the extreme and daily precipitation of the Tropical Rainfall Measuring Mission satellite in Northeast Brazil”, *International Journal of Remote Sensing*, vol. 41, N° 2.
- Santos, D. J. y otros (2020), “Future rainfall and temperature changes in Brazil under global warming levels of 1.5°C, 2°C and 4°C”, *Sustainability in Debate*, vol. 11, N° 3.
- SEDEC (Secretaría Nacional de Protección y Defensa Civil) (2016), Sistema Integrado de Informações sobre Desastres (S2ID) [en línea] <http://szid.mi.gov.br/> [fecha de consulta: diciembre de 2023].
- SUDENE (Superintendencia de Desarrollo del Nordeste) (2017), “Delimitação do semiárido” [en línea] <http://antigo.sudene.gov.br/delimitacao-do-semiarido> [fecha de consulta: 6 de junio de 2023].
- Tian, D., E. Wood y X. Yuan (2017), “CFSv2-based sub-seasonal precipitation and temperature forecast skill over the contiguous United States”, *Hydrology and Earth System Sciences*, vol. 21, N° 3.
- Tominaga L., J. Santoro y R. Amaral (coords.) (2009), *Desastres naturais: conhecer para prevenir*, São Paulo, Instituto Geológico.
- Torres, R. y otros (2012), “Socio-climatic hotspots in Brazil”, *Climatic Change*, vol. 115, mayo.
- Valadão, C. y otros (2017), “Impacts of the Madden-Julian oscillation on intraseasonal precipitation over Northeast Brazil”, *International Journal of Climatology*, vol. 37, N° 4, marzo.
- Vale, T. M. C. y otros (2023), “Climate and water balance influence on agricultural productivity over the Northeast Brazil”, *Theoretical and Applied Climatology*, vol. 155, N° 2, octubre.
- Valencio, N. S. (2014), “Desastres: tecnicismo e sofrimento social”, *Ciência & Saúde Coletiva*, vol. 19, N° 9, septiembre.
- Valencio, N. S., A. Valencio y M. Baptista (2023), “The interface of disasters, sanitation, and poverty in Brazil: a sociological perspective”, *Frontiers in Sustainable Cities*, vol. 5, mayo.

- Van Loon, A. (2015), "Hydrological drought explained", *Wiley Interdisciplinary Reviews: Water*, vol. 2, N° 4, julio-agosto.
- Vermunt, J. y J. Magidson (2002), "Latent class cluster analysis", *Applied Latent Class Analysis*, J. A. Hagenaars y A. L. McCutcheon (eds.), Cambridge University Press.
- Xavier, A. C., C. W. King y B. R. Scanlon (2016), "Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980–2013)", *International Journal of Climatology*, vol 36, N° 6.
- Yaworsky, P. M., S. T. Hussain y F. Riede (2023), "Climate-driven habitat shifts of high-ranked prey species structure Late Upper Paleolithic hunting", *Scientific Reports*, vol. 13, N° 1.
- Zhang, X. y F. Yang (2004), *RClimDex(1.0): manual del usuario*, Centro Internacional para la Investigación del Fenómeno de El Niño (CIIFEN).

## Anexo

Cuadro A1

## Brasil: estadísticas descriptivas de los índices geofísicos y de precipitaciones extremas y las características demográficas de las regiones semiárida y del Nordeste

Dimensión/indicador	Región semiárida					Región del Nordeste				
	Media	Mediana	SD	Máx.	Mín.	Media	Mediana	SD	Máx.	Mín.
<b>Índices de climas extremos</b>										
rx1day	51,17	50,32	7,8	86,58	33,76	55,55	54,08	10,99	103,64	33,76
rx5day	106,51	105,66	15,62	155,73	72,16	114,87	112,00	21,63	197,45	72,16
sdjii	8,07	8,07	1,55	12,19	5,20	8,29	8,19	1,62	15,67	5,20
r10mm	24,07	23,57	6,6	50,00	11,56	30,33	27,03	12,43	74,97	11,56
r20mm	9,00	8,59	3,16	21,18	3,21	11,60	10,15	5,83	36,24	3,21
cdd	71,38	68,88	30,93	148,00	18,21	59,89	52,09	31,21	148,00	13,65
cwd	12,81	11,97	3,56	27,44	6,06	15,27	13,47	5,97	43,71	6,06
r95ptot	187,14	178,72	41,91	396,64	108,77	236,62	209,47	86,96	544,18	108,77
Total de precipitaciones	780,83	754,90	181,11	428,10	1 496,22	982,88	864,73	366,61	2 263,15	428,09
<b>Índices socioeconómicos</b>										
Tasa de mortalidad infantil	26,21	25,15	5,48	13,40	45,40	27,19	26,30	5,86	13,40	46,80
Tasa total de dependencia	56,69	56,57	5,41	41,23	79,55	57,39	57,03	6,62	29,17	92,05
Tasa de analfabetismo	27,88	27,82	5,97	7,01	44,40	27,29	27,70	6,67	3,97	44,40
Coefficiente de Gini	0,52	0,52	0,05	0,36	0,79	0,53	0,52	0,05	0,36	0,79
Porcentaje de hogares sin un sistema de recolección de residuos adecuado	92,20	95,36	9,51	0,00	100,00	88,95	94,60	15,43	0,00	100,00
Porcentaje de hogares sin un sistema de saneamiento adecuado	16,67	13,78	11,93	0,00	66,50	17,73	14,51	12,95	0,00	73,01
Porcentaje de hogares con paredes inadecuadas	5,60	3,23	6,75	0,00	51,51	9,82	5,10	12,84	0,00	82,74
Porcentaje de personas que residen en zonas urbanas	52,85	52,40	18,41	8,91	98,16	55,22	54,54	19,71	8,32	100,00
Porcentaje de personas pobres	66,33	67,24	8,28	32,11	86,20	66,93	67,99	9,54	5,12	91,57
<b>Índices geofísicos</b>										
Elevación	412,60	399,41	224,14	4,27	1 243,92	307,36	264,24	223,75	0,00	1 243,92
<b>Desastres naturales</b>										
Inundaciones	0,75	0,00	1,01	0,00	6,00	0,67	0,00	0,97	0,00	6,00
Inundaciones repentinas	0,86	1,00	1,06	0,00	11,00	0,97	1,00	1,27	0,00	12,00
Sequías/períodos secos	16,07	17,00	5,30	0,00	38,00	11,09	12,00	7,95	0,00	38,00

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A2  
**Brasil: frecuencias absolutas y relativas y probabilidades condicionales de las respuestas,  $\lambda_{ijl}$ , por perfiles de desastres, de precipitaciones extremas y de condiciones socioeconómicas, región semiárida**

Variable	Cuartil	Número	Porcentaje	$\lambda_{1j}$	$\lambda_{2j}$	$\lambda_{3j}$	$\lambda_{4j}$
Tamaño del conjunto				N=349	N=281	N=308	N=324
Número de sequías							
	1	316	0,0250	0,0813	0,0649	2,7596	0,0000
	2	316	0,0250	0,0834	1,0427	0,0882	1,2089
	3	315	0,0250	0,0811	1,3998	0,0353	1,3810
	4	315	0,0250	1,5436	0,0909	0,0000	1,4126
Número de inundaciones							
	1	316	0,0250	0,0505	1,9385	0,0693	0,0998
	2	316	0,0250	2,6027	0,0000	0,0665	0,0341
	3	315	0,0250	0,0604	1,1498	0,0865	1,4671
	4	315	0,0250	0,0285	0,0912	1,7796	1,1963
Número de inundaciones repentinas							
	1	316	0,0250	0,0000	2,5619	2,0755	0,0000
	2	316	0,0250	1,1178	0,0490	1,1741	1,1266
	3	315	0,0250	1,4908	0,0944	0,0156	1,2067
	4	315	0,0250	1,3942	0,0000	0,0590	1,6694
Elevación							
	1	316	0,0250	0,0354	1,7983	2,3694	0,0000
	2	316	0,0250	1,1126	0,0797	0,0562	1,3690
	3	315	0,0250	1,2528	1,3041	0,0600	0,0817
	4	315	0,0250	1,2824	0,0099	0,0466	1,8165
rx1day							
	1	316	0,0250	3,6151	0,0570	0,0000	0,0000
	2	316	0,0250	0,0379	3,4242	0,0000	0,0000
	3	315	0,0250	0,0000	0,0000	0,0317	3,3986
	4	315	0,0250	0,0000	0,0000	3,6890	0,0608
rx5day							
	1	316	0,0250	3,9937	0,0000	0,0000	0,0000
	2	316	0,0250	0,0000	3,9937	0,0000	0,0000
	3	315	0,0250	0,0000	0,0000	0,0000	4,0063
	4	315	0,0250	0,0000	0,0000	4,0063	0,0000

Variable	Cuartil	Número	Porcentaje	$\lambda_{1j}$	$\lambda_{2j}$	$\lambda_{3j}$	$\lambda_{4j}$
Tamaño del conjunto				N=349	N=281	N=308	N=324
sdii	I1	316	0,0250	3,9937	0,0000	0,0000	0,0000
	I2	316	0,0250	0,0000	2,7924	0,0549	0,0505
	I3	315	0,0250	0,0000	1,2051	0,0666	2,1390
	I4	315	0,0250	0,0000	0,0000	2,7900	1,3606
r10mm	I1	316	0,0250	3,2257	0,0000	0,0000	0,0000
	I2	316	0,0250	0,0768	3,1135	0,0000	0,0671
	I3	315	0,0250	0,0000	0,0883	0,0000	3,3329
	I4	315	0,0250	0,0000	0,0000	4,0063	0,0000
r20mm	I1	316	0,0250	3,9937	0,0000	0,0000	0,0000
	I2	316	0,0250	0,0000	3,9937	0,0000	0,0000
	I3	315	0,0250	0,0000	0,0000	0,0000	4,0063
	I4	315	0,0250	0,0000	0,0000	4,0063	0,0000
cdd	I1	316	0,0250	2,0240	0,0000	1,5995	0,0000
	I2	316	0,0250	1,9697	0,0000	0,0960	0,0673
	I3	315	0,0250	0,0000	1,8161	0,0419	2,1174
	I4	315	0,0250	0,0000	2,1903	1,0196	1,2135
cwd	I1	316	0,0250	2,4936	0,0000	0,0000	1,1402
	I2	316	0,0250	1,0304	1,4944	0,0000	1,5344
	I3	315	0,0250	0,0471	0,0989	1,2480	1,3233
	I4	315	0,0250	0,0000	1,5184	2,7584	0,0000
r95ptot	I1	316	0,0250	3,0336	0,0911	0,0000	0,0000
	I2	316	0,0250	0,0141	3,0823	0,0000	1,3335
	I3	315	0,0250	0,0822	0,0000	0,0604	2,6686
	I4	315	0,0250	0,0000	0,0000	3,4022	0,0000
Tasa de mortalidad infantil	I1	316	0,0250	0,0000	0,0349	0,0393	2,8227
	I2	316	0,0250	0,0709	1,2217	1,3990	0,0806
	I3	315	0,0250	1,4423	1,2263	1,0981	0,0366
	I4	315	0,0250	1,8525	1,2043	1,1110	0,0000
Tasa total de dependencia	I1	316	0,0250	0,0000	0,0494	0,0000	2,7744
	I2	316	0,0250	0,0592	1,0092	1,1546	1,2193
	I3	315	0,0250	1,5761	1,2945	1,5012	0,0000
	I4	315	0,0250	1,8365	1,2035	1,3469	0,0000

Variable	Cuartil	Número	Porcentaje	$\lambda_{1j}$	$\lambda_{2j}$	$\lambda_{3j}$	$\lambda_{4j}$
<b>Tamaño del conjunto</b>				<b>N=349</b>	<b>N=281</b>	<b>N=308</b>	<b>N=324</b>
Tasa de analfabetismo	I1	316	0,0250	0,0000	0,0000	0,0000	3,0148
	I2	316	0,0250	1,3483	0,0733	1,0475	0,0979
	I3	315	0,0250	1,0004	1,7207	1,6923	0,0000
	I4	315	0,0250	1,6530	1,5501	1,2628	0,0000
Coefficiente de Gini	I1	316	0,0250	0,0574	0,0336	0,0291	2,4761
	I2	316	0,0250	1,2892	0,0942	0,0994	0,0800
	I3	315	0,0250	0,0803	1,7924	1,4343	0,0196
	I4	315	0,0250	1,3349	0,0933	1,2828	0,0524
Porcentaje de hogares sin un sistema de recolección de residuos adecuado	I1	316	0,0250	0,0295	1,6686	2,3139	0,0000
	I2	316	0,0250	0,0607	1,6043	1,0571	0,0858
	I3	315	0,0250	1,3245	0,0496	0,0345	1,6550
	I4	315	0,0250	1,7772	0,0227	0,0280	1,4908
Porcentaje de hogares sin un sistema de saneamiento adecuado	I1	316	0,0250	0,0000	0,0000	1,0264	2,5528
	I2	316	0,0250	0,0500	0,0905	1,2105	1,3483
	I3	315	0,0250	1,4599	1,6771	1,0172	0,0093
	I4	315	0,0250	2,0448	1,4215	0,0746	0,0000
Porcentaje de hogares con paredes inadecuadas	I1	316	0,0250	1,1737	0,0703	0,0000	1,9365
	I2	316	0,0250	1,4166	0,0795	0,0357	1,3606
	I3	315	0,0250	1,0425	1,1302	1,1999	0,0699
	I4	315	0,0250	0,0365	1,3746	2,4479	0,0000
Porcentaje de personas que residen en zonas urbanas	I1	316	0,0250	1,3786	1,4908	1,3850	0,0000
	I2	316	0,0250	1,1550	1,0835	1,0200	0,0806
	I3	315	0,0250	1,1025	1,4235	1,1630	0,0479
	I4	315	0,0250	0,0362	0,0000	0,0430	2,7187
Porcentaje de personas pobres	I1	316	0,0250	0,0000	0,0000	0,0000	2,9949
	I2	316	0,0250	0,0775	1,1670	1,1298	0,0999
	I3	315	0,0250	1,8017	1,1290	1,5517	0,0000
	I4	315	0,0250	1,4275	1,7067	1,3213	0,0000

**Fuente:** Elaboración propia.

Cuadro A3  
**Brasil: estadísticas descriptivas y pruebas no paramétricas de las diferencias entre los perfiles en función de los índices geofísicos y de precipitaciones extremas y las características sociodemográficas de la región semiárida**

Dimensión/indicador	Comparaciones entre perfiles								
	General (Kruskal-Wallis)		Prueba de Dunn						
	Mediana	DF	1 x 2	1 x 3	1 x 4	2 x 3	2 x 4	3 x 4	
<b>Índices de climas extremos</b>									
rx1day	696,23	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
rx5day	827,14	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
sdii	683,29	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
r10mm	760,45	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
r20mm	918,77	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
cdd	267,07	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0142	0,0017
cwd	326,23	(3)***	<0,0001	<0,0001	0,0650	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
r95ptot	537,80	(3)***	0,0570	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0200	<0,0001
<b>Índices socioeconómicos</b>									
Tasa de mortalidad infantil	156,16	(3)***	0,1124	<0,0001	<0,0001	0,0067	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tasa total de dependencia	210,52	(3)***	0,0950	1,0000	<0,0001	0,9870	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tasa de analfabetismo	153,58	(3)***	0,6590	0,9670	<0,0001	0,0240	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Coefficiente de Gini	49,76	(3)***	0,0165	0,0774	0,0031	1,0000	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Porcentaje de hogares sin un sistema de recolección de residuos adecuado	171,3	(3)***	<0,0001	<0,0001	1,0000	0,015	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Porcentaje de hogares sin un sistema de saneamiento adecuado	273,81	(3)***	0,0003	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Porcentaje de hogares con paredes inadecuadas	157,79	(3)***	0,0008	<0,0001	0,6754	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Porcentaje de personas que residen en zonas urbanas	51,26	(3)***	1,0000	1,0000	<0,0001	1,0000	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Porcentaje de personas pobres	235,07	(3)***	0,7100	1,0000	<0,0001	0,6700	<0,0001	<0,0001	<0,0001
<b>Índices geofísicos</b>									
Elevación	85,3	(3)***	0,0005	<0,0001	0,0453	0,4984	<0,0001	<0,0001	<0,0001
<b>Desastres naturales</b>									
Inundaciones	124,28	(3)***	1,0000	<0,0001	1,0000	<0,0001	1,0000	<0,0001	<0,0001
Inundaciones repentinas	68,8	(3)***	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0430	1,0000	0,0150	<0,0001
Sequías/períodos secos	61,44	(3)***	<0,0001	<0,0001	1,0000	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

**Fuente:** Elaboración propia.



# Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo

Justo Rojas López<sup>1</sup>

Recibido: 13/11/2023

Aceptado: 29/03/2024

## Resumen

Las cohabitaciones están en auge en México y las practican estratos sociales altos y medios, mientras que antes eran casi exclusivas de estratos bajos. Esto podría significar un cambio en su estabilidad y su alineación con la teoría de la segunda transición demográfica o la teoría de la incertidumbre. Analizando la historia de eventos a tiempo discreto de las cohortes de mujeres nacidas entre 1969 y 1989 de la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017, se examina su estabilidad (permanencia o salida por matrimonio y separación) y se contrastan sus características con los supuestos de las teorías mencionadas. Se encontró que en las cohabitaciones aumenta la permanencia, disminuye la salida por matrimonio y aumenta la salida por separación, lo que se acercaría a los planteamientos de la teoría de la segunda transición demográfica. Sin embargo, no son un espacio para la procreación y su estabilidad aún está principalmente asociada al bajo nivel educativo y la falta de recursos económicos, lo que se ajusta más bien a la teoría de la incertidumbre.

**Palabras clave:** unión consensual, matrimonio, dinámica de la población, análisis demográfico, aspectos sociales, educación, México.

<sup>1</sup> Doctor en Estudios de Población por El Colegio de México, Consultor independiente. Correo electrónico: rojasjusto@gmail.com.

## Abstract

Cohabitations are booming in Mexico and are practiced in middle and upper social strata, whereas traditionally they were almost exclusive to lower social strata. This trend could signify a change in their stability and their alignment with the second demographic transition theory or the theory of uncertainty. Analysing the discrete-time event history of cohorts of women born between 1969 and 1989 from the 2017 Retrospective Demographic Survey, the study examines their stability (permanence or exit due to marriage or separation) and contrasts their characteristics with the assumptions of the above-mentioned theories. The findings show that in situations of cohabitation, permanence increases, exit due to marriage decreases and exit due to separation increases, which would be consistent with the proposals of the second demographic transition theory. However, cohabitations are not a space for childbearing and their stability is still mainly associated with low levels of education and lack of economic resources, which is more in line with the theory of uncertainty.

**Keywords:** consensual union, marriage, population dynamics, demographic analysis, social aspects, education, Mexico.

## Résumé

La cohabitation est en plein essor au Mexique et est pratiquée par les couches sociales supérieures et moyennes, alors que précédemment elle était presque exclusivement réservée aux couches inférieures. Cela pourrait impliquer un changement de leur stabilité et de leur alignement sur la théorie de la deuxième transition démographique ou sur la théorie de l'incertitude. L'analyse de l'histoire événementielle en temps discret de cohortes de femmes nées entre 1969 et 1989 dans le cadre de l'enquête démographique rétrospective (EDER) 2017 nous permet de nous pencher sur leur stabilité (permanence ou sortie par le biais du mariage et de la séparation) et de confronter leurs caractéristiques au regard des hypothèses des théories susmentionnées. Il est apparu que la cohabitation favorise la permanence, réduit la sortie par le mariage et accroît la sortie par la séparation, ce qui se rapprocherait des orientations de la théorie de la deuxième transition démographique. Elles ne constituent pas pour autant un espace de procréation et leur stabilité reste principalement associée à un faible niveau de scolarité et à un manque de ressources économiques, ce qui correspond davantage à la théorie de l'incertitude.

**Mots clés :** union consensuelle, mariage, dynamique de la population, analyse démographique, aspects sociaux, éducation, Mexique.

## Introducción

México ha experimentado un crecimiento significativo de las cohabitaciones conyugales durante la última parte del siglo XX e inicios del siglo XXI (Solís y Puga, 2009; Pérez Amador, 2008), fenómeno que sería parte del llamado “auge de la cohabitación en América Latina” (Esteve y otros, 2012). Por ejemplo, en 1990, alrededor del 11,4% de las mujeres de entre 25 y 29 años cohabitaban en el país, mientras que en 2020 esta cifra se triplicó y alcanzó el 32,9%. Este crecimiento es especialmente notorio en los estratos socioeconómicos más altos (Solís y Ferraris, 2014), lo que es una novedad, ya que este tipo de unión se había limitado a los estratos más bajos. En otros países, el crecimiento y la reconfiguración de la cohabitación han provocado transformaciones en su estabilidad, que en este trabajo se entenderá fundamentalmente como permanencia, así como en la salida de la cohabitación (por matrimonio o separación), aunque también se suma la facultad de ser espacio para la procreación sin que se concrete el matrimonio. Este cambio en la estabilidad se ha documentado especialmente en Europa y América del Norte, donde se han realizado diversos trabajos centrados en el tema (Wu y Pollard, 2000; Ermisch y Francesconi, 2000; Manning, 2004; Musick y Michelmores, 2015; Lamidi, Manning, y Brown, 2019). En América Latina, fuera de México solo se tiene referencia del estudio de Salinas (2016), que analiza la estabilidad de las cohabitaciones especialmente ante el nacimiento de hijos.

En México, sin embargo, continúa siendo recurrente la investigación enfocada en medir y caracterizar la entrada a la cohabitación y se registra una merma del acceso a información sobre su estabilidad. Los trabajos que han permitido dar una aproximación al tema son esencialmente los vinculados a la disolución de matrimonios y cohabitaciones en su conjunto, que brindan alguna información sobre su duración<sup>2</sup>. Solo recientemente, la investigación de Pérez Amador (2016), que utiliza datos de 2009, se ha centrado en la estabilidad de la cohabitación. En ella, se encontró que para las personas nacidas entre 1975 y 1984 y con educación primaria o menos, las cohabitaciones son más estables (se permanece más tiempo en ellas) en relación con las personas con educación secundaria o más, para quienes la cohabitación tendría igual probabilidad de formalizarse (pasar a matrimonio) o de terminar en una separación. Asimismo, se observó que, en cada generación más joven, las uniones libres tienen menos probabilidades de convertirse en matrimonio, pero también ha habido un aumento de las separaciones. La autora señala que las cohabitaciones aún serían una alternativa al matrimonio para las personas con menos educación, mientras que, para las más educadas, se trataría esencialmente de un período de prueba para el matrimonio. Sin embargo, dicho estudio, a diferencia de diversas investigaciones realizadas en el mundo, carece de un análisis de variación de las tendencias, especialmente por estratos sociales.

Por tanto, la presente investigación se centra en actualizar el análisis de los cambios en la permanencia y las tendencias de salida (ya sea por matrimonio o separación) de las cohabitaciones, y en profundizar dicho análisis, así como en su facultad de contener la

<sup>2</sup> En estos trabajos, se ha encontrado que las cohabitaciones son menos estables que los matrimonios y que el nivel educativo tiene una relación negativa con su inicio y duración (Goldman y Pebley, 1981; Ojeda, 1986; Ojeda y González, 2008; Pérez Amador, 2008).

presencia de hijos sin que aumenten las probabilidades de matrimonio. Además, se busca probar si los comportamientos encontrados se aproximan a los escenarios planteados por la teoría de la segunda transición demográfica y la teoría de la incertidumbre para la estabilidad de la cohabitación.

El interés de probar estas dos teorías se debe a que sus postulados, que compiten entre sí, permiten pronosticar el futuro de la cohabitación. Por una parte, la teoría de la segunda transición demográfica plantea una transformación de la conyugalidad desde un escenario basado en la coerción institucional hacia otro centrado en las libertades y la igualdad de oportunidades y recursos entre los integrantes de la pareja. Por lo tanto, primero se observará una disminución de los matrimonios junto con un aumento de los divorcios y después se presentará una propagación y una progresiva mayor estabilidad de las cohabitaciones en todos los estratos sociales, al grado de que estas serán indistinguibles o sustituirán al matrimonio como espacio de convivencia conyugal estable y para la procreación. Estos cambios estarían presididos por un creciente nivel educativo y mayores libertades sociales y económicas (especialmente para las mujeres) (Lesthaeghe y van de Kaa, 1986).

Por otra parte, la teoría de la incertidumbre plantea que, debido a la globalización económica, que conlleva menor estabilidad laboral y menores ingresos, en especial para los jóvenes, se prevé un escenario en que estas uniones se propagarían únicamente como una estrategia para enfrentar la incertidumbre, por lo que, en esencia, serían un período de prueba (de corta duración). Dichas uniones se formalizarán o se romperán ante la certidumbre económica y la llegada de hijos, es decir, responsabilidades de largo plazo y trabajos estables y con derechos laborales, así como ante la presencia de recursos que permitan generar perspectivas económicas positivas a futuro (Oppenheimer, 2003; Mills y Blossfeld, 2013).

Ambas teorías comparten que un mayor acceso a recursos para el futuro y al trabajo formal son factores clave para sus supuestos, aunque con efectos contrapuestos. De acuerdo con la teoría de la segunda transición demográfica, a medida que las personas, especialmente las mujeres, son más educadas y tienen trabajos más formales, se vuelve más común que opten por uniones libres y tengan más estabilidad en dichas uniones. Para la teoría de la incertidumbre, en cambio, las mayores capacidades económicas para el futuro y el hecho de tener un trabajo formal generarán certidumbre económica, por lo que se reduciría o eliminaría el tiempo de cohabitación, al ser solo un período de prueba para el matrimonio.

En México pueden observarse tendencias que se plantean en ambas teorías. Como indica la teoría de la segunda transición demográfica, en el país se ha registrado una menor entrada al matrimonio y un marcado incremento de los divorcios (Ortiz-Ospina y Roser, 2020). Por ejemplo, la tasa de matrimonios de 2011 a 2019 experimentó un constante descenso al transitar de 7,7 a 5,2 por cada 1.000 personas, mientras que los divorcios pasaron de una tasa de 0,5 por cada 1.000 personas en 2000 a una tasa de 1,1 por cada 1.000 personas en 2019. También se ha producido un crecimiento de la escolaridad y la participación laboral femenina. El promedio de años de escolaridad de las mujeres se ha duplicado, al punto de que las cohortes nacidas desde la década de 1970 han cerrado la brecha educativa con los hombres (Woodruff y Binder, 1999).

Esto ha redundado en que la mayor parte de la población femenina de 15 años y más tenga, en promedio, al menos educación secundaria (Olvera y Olvera, 2013). Además, las mujeres han igualado a los hombres en términos de matriculación universitaria (SEP, 2019). Con respecto al crecimiento de la participación laboral femenina, según el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), la tasa de participación económica de las mujeres ha aumentado de manera continua desde 1970. Del 17,6% registrado en 2000, dicha tasa llegó al 43,7% en 2019.

A su vez, de acuerdo con lo que plantea la teoría de la incertidumbre, el país ha iniciado procesos de globalización. Se destacan como ejemplos la aplicación desde 1982 de medidas de descentralización de la planificación económica, desregulación y desestatización, el ingreso en 1994 al Tratado de Libre Comercio de América del Norte (actualmente, Tratado entre los Estados Unidos Mexicanos, los Estados Unidos de América y Canadá (T-MEC)) y la creciente exposición del país a productos culturales extranjeros. En el terreno laboral han aumentado la externalización de la mano de obra, la desvinculación entre obreros y patrones, y el debilitamiento del papel de las instituciones para defender los derechos laborales ganados con anterioridad (Román Sánchez y Ovando Aldana, 2016).

En este contexto, se busca responder las siguientes preguntas: ¿Las uniones libres se están volviendo más estables con el tiempo? ¿Existe un efecto de la educación en la estabilidad de las cohabitaciones y este varía entre las cohortes de nacimiento? ¿Las uniones libres están reduciendo su formalización en presencia de hijos o mantienen o aumentan su probabilidad de convertirse en matrimonios? Además, se plantean las preguntas de si el estrato social tiene un efecto diferencial en la estabilidad de las cohabitaciones a lo largo del tiempo y, por último, si las cohabitaciones se aproximan a lo que plantea la teoría de la segunda transición demográfica o más bien a lo que sostiene la teoría de la incertidumbre.

## A. Datos y métodos

### 1. Datos

Se utiliza como base la EDER 2017, que tiene un tamaño de muestra de 33.021 viviendas y una cobertura geográfica nacional, urbana, rural y por entidad federativa. Para la encuesta, la unidad de tiempo es la edad en años cumplidos. Cuenta con historias conyugales, laborales, migratorias, escolares, de trabajo doméstico y de cuidados, familiares, de discapacidad y de mortalidad de las personas entrevistadas de entre 20 y 54 años, así como de fecundidad y anticoncepción en el caso de mujeres (INEGI, 2018).

La muestra analítica la representan las mujeres nacidas entre las cohortes de 1962 y 1989, con una primera unión por cohabitación. Se selecciona a las mujeres debido a que su creciente acceso a la educación y el trabajo son factores clave en los planteamientos de las teorías de interés. Se estudian solo las primeras uniones, ya que la mayoría de las personas (80%) en el país se unen solo una vez. Por último, se seleccionaron las cohortes de 1962 a 1989 sobre la

base del estudio de las tablas de incidencia acumulada de cohabitaciones de la EDER 2017 por cada tipo de salida y cohorte, con lo que, observando la ocurrencia de eventos, el tamaño de la muestra y los años de duración de las cohabitaciones (es decir, el tiempo para experimentar los fenómenos conyugales estudiados), se determinó que esas cohortes permitían tener suficientes salidas por matrimonio o separaciones (más de 30 eventos) para su análisis.

## 2. Métodos

Para el análisis descriptivo se calcularon tablas de función de incidencia acumulada para cohabitaciones en eventos en competencia de salida por matrimonio o separación, así como tablas de supervivencia de los matrimonios sin cohabitación previa y de los matrimonios con cohabitación previa. Para las funciones de incidencia acumulada se usó la siguiente fórmula:

$$F(t) = P(T \geq t) \quad (1)$$

donde:

$F(t)$  es la función acumulada de incidencia en el tiempo ( $t$ ).

$P(T \geq t)$  es la probabilidad acumulativa de que el evento haya ocurrido hasta el momento ( $t$ ).

Utilizando el programa estadístico Stata, se calcularon las tablas de supervivencia de los matrimonios sin cohabitación previa y de los matrimonios con cohabitación previa para períodos de un año calendario, conformadas tanto por la probabilidad de supervivencia como por la función de riesgo acumulativo.

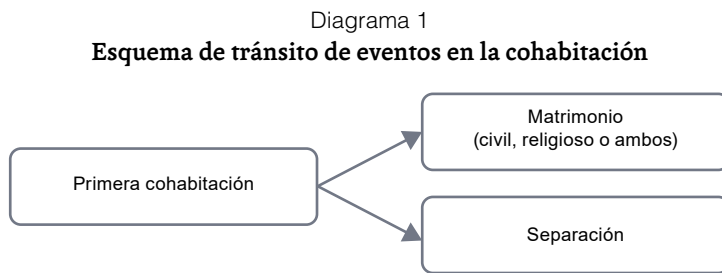
Después, para obtener una medida de la permanencia en la cohabitación, se construyeron probabilidades no condicionales hasta los cinco años de duración para las posibles alternativas (salida o permanencia) de la primera cohabitación. Se seleccionaron los primeros cinco años, ya que hasta esa duración se encontró que los riesgos de la cohabitación se mantenían estables y el indicador se veía menos afectado por la censura. Estos indicadores resultan del cociente de las mujeres nacidas de 1962 a 1989 en cada resultado de la cohabitación entre el número de mujeres de dicha edad que cohabitaron.

Por último, para encontrar los cambios en las tendencias de salida de la cohabitación controlando por factores clave, así como la relación entre las alternativas de salida de la cohabitación y las diferentes variables de las teorías de interés, se ajustó una serie de modelos de eventos en riesgos en competencia. Este método cumple con los objetivos de estudio, ya que analiza de manera excluyente los momios de ocurrencia de la salida de la cohabitación por separación frente a la salida por matrimonio. Al utilizar una regresión logística multinomial, esto ayuda a determinar relaciones de dichas salidas con variables explicativas, controlando su efecto con variables que pudieran confundir o mediar dicho efecto.

La variable dependiente son los eventos asociados con la primera cohabitación, es decir, la salida por matrimonio (civil, religioso o ambos) o la separación. El período de observación (duración) se inicia con la incorporación de la mujer a una primera cohabitación conyugal o unión libre y concluye con la ocurrencia de uno de los siguientes

eventos: matrimonio, separación o fin de la participación en la encuesta y permanencia en cohabitación. Es relevante destacar que las mujeres que contraen matrimonio sin haber cohabitado previamente fueron excluidas del análisis. Además, los casos de viudez se consideran censurados en el momento en que ocurren. En conjunto, el total de censura alcanza el 52% de la muestra total.

Al período de observación se le puso un límite máximo de diez años de cohabitación (truncamiento), que se sustenta en haber encontrado que en la función de riesgos, la cohabitación a esta duración se estabiliza. Con esto, se acumula un total de 30.664 años-persona de observación. En el diagrama 1 se representan el estado inicial y los posibles destinos de las uniones analizadas.



**Fuente:** Elaboración propia.

Se obtuvieron un total de 5.144 eventos, ya sea matrimonios o separaciones.

Para el modelo se utilizó una función de riesgos probando diversas especificaciones y, al evaluarlas con la desviación y el criterio de información bayesiano, se obtuvo que la mejor especificación era un *spline* en la duración de un año.

La fórmula del modelo es la siguiente:

$$P(T = t, E = j \mid T \geq t, E = 0) = e^{\beta_0 j(t) + \beta_{1j} X_1 + \dots + \beta_{nj} X_n} \quad (2)$$

$$1 + e^{\beta_{01}(t) + \beta_{11} X_1 + \dots + \beta_{n1} X_n} + e^{\beta_{02}(t) + \beta_{12} X_1 + \dots + \beta_{n2} X_n}$$

donde:

$T$  es el tiempo hasta el evento.

$E$  denota el tipo de evento (ya sea matrimonio o separación).

$P(T=t, E=j \mid T \geq t, E=0)$  es la probabilidad condicional de que el evento  $j$  ocurra en el tiempo  $t$  dado que ningún evento ha ocurrido antes de  $t$ .

$\beta_{0j}(t)$  es el intercepto específico para el intervalo de tiempo  $t$  y el evento  $j$ .

$X_1, X_2, \dots, X_n$  son las variables independientes o covariables.

$\beta_{1j}, \beta_{2j}, \dots, \beta_{nj}$  son los coeficientes asociados con esas variables para el evento  $j$ .

El siguiente paso fue crear una serie de variables a utilizar, considerando tanto las aplicadas en otros trabajos (Solís, y Ferraris, 2014; Pérez Amador, 2016) como los aspectos mencionados en la teoría de la segunda transición demográfica y la teoría de la incertidumbre. Las variables que se construyeron se pusieron a prueba en regresiones multinomiales bivariadas de historia de eventos y con el criterio de información bayesiano (véase el cuadro 1).

Cuadro 1  
**Características de las variables utilizadas**  
(En porcentajes)

<b>Cohortes de nacimiento</b>	
1962-1969	15,9
1970-1979	35,6
1980-1989	48,5
<b>Salida de la cohabitación por matrimonio o separación</b>	
Matrimonio	50,6
Separación	49,4
<b>Número de hijos nacidos</b>	
0	51,7
1	28,9
2	14,6
3 y más	4,9
<b>Tenencia de un hijo previo a la unión</b>	
Sin hijos previos a la unión	89,6
Con hijos previos a la unión	10,4
<b>Homogamia etaria</b>	
Homogamia y diferencia en que la mujer es mayor	63,7
Diferencia de 3 a 5 años en que la mujer es menor	15,7
Diferencia de 6 años o más en que la mujer es menor	20,6
<b>Trabajo formal</b>	
Sin trabajo	40,7
Trabajo informal	34,8
Trabajo formal	24,5
<b>Edad al momento de iniciar la unión</b>	
12 a 17 años	23,3
18 a 24 años	53,7
25 años y más	23,0
<b>Tipo de localidad de residencia</b>	
Urbana	71,6
Rural	28,4
<b>Terciles de índice de origen social</b>	
Primer tercil	33,6
Segundo tercil	31,6
Tercer tercil	34,8

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

## B. Estrategia de análisis

Se inicia con el análisis descriptivo, usando las tablas de función de incidencia acumulada para cohabitaciones en eventos en competencias de salida por matrimonio o separación, así como tablas de supervivencia de los matrimonios sin cohabitación y de los matrimonios con cohabitación previa. Se observaron comparativamente los patrones de disolución de cada fenómeno a lo largo de las duraciones y entre cohortes.

Enseguida, para estimar la permanencia en las cohabitaciones, se construyeron las matrices de probabilidad no condicionales de las primeras cohabitaciones, tanto para el total como por cohorte y tipo de unión. Con ellas se dispone de una medida resumida de los destinos hasta el quinto año de las cohabitaciones en términos de probabilidades. Estas tienen la ventaja de dar una magnitud menos afectada por la censura que, por ejemplo, las del final de la observación.

Para responder si existe un efecto generacional que modifique la estabilidad de las uniones y si, con el tiempo, las mujeres están optando más por salir por matrimonio o por separación, a continuación se construyó un modelo de riesgos en competencia que únicamente considera a la cohorte como variable independiente y tiene dos variables de control —la edad al momento de iniciar la unión y el tipo de localidad de residencia—, que se incluyen debido a que se utilizaron en trabajos previos como el de Pérez Amador (2016).

Después, para aproximarse a saber si existe un efecto de la educación sobre la estabilidad de las cohabitaciones y si este cambia entre las cohortes de nacimiento o, más en concreto, si existe un gradiente educacional positivo que se esté cerrando (situación cercana a la tesis de la teoría de la segunda transición demográfica) o uno negativo que se esté ampliando (situación próxima al argumento de la teoría de la incertidumbre), se construyó un segundo modelo que introduce, frente al primero, el nivel educativo y la interacción entre el nivel educativo y la cohorte de nacimiento.

Posteriormente, se quiere responder si las cohabitaciones se están formalizando en condiciones de mejores perspectivas a futuro, como plantea la teoría de la incertidumbre, pero también se busca observar si las cohabitaciones son un espacio para la igualdad entre las mujeres y sus parejas, como lo sugiere la teoría de la segunda transición demográfica, por lo que se añade un tercer modelo, que introduce las variables de índice de origen social, trabajo formal y homogamia etaria.

Por último, se busca contestar si las cohabitaciones se están volviendo espacios aceptados para la procreación, por lo que se propone un cuarto modelo, en que se estudia el efecto del nacimiento de hijos en la cohabitación, así como la presencia de hijos nacidos previamente, con una interacción entre el número de hijos y la cohorte de nacimiento de las mujeres.

La forma de construcción de las variables usadas y la hipótesis de su comportamiento, de acuerdo con las dos teorías que se están examinando, se describen a continuación.

La variable número de hijos durante la cohabitación se calculó considerando los nacimientos de hijos por orden de ocurrencia, e incluye cuatro categorías: sin hijos, nacimiento del primer hijo, nacimiento del segundo hijo y nacimiento del tercer hijo o más. Esta variable es cambiante en el tiempo y se retrasó un año, ya que se buscó asegurar que la causa preceda el efecto, es decir, evitar la simultaneidad entre el nacimiento del hijo y la salida de la cohabitación. Por su parte, la variable hijos nacidos antes de la cohabitación se construyó con la presencia de al menos un hijo vivo de cualquier orden antes de la primera unión y se categorizó con al menos un hijo al inicio de la unión y sin hijos antes de la unión. Con ambas se busca establecer si la cohabitación se disuelve o se formaliza con la presencia de hijos. En el caso de que los hijos aumenten el riesgo de formalización, esto se alinearía con una posición de incertidumbre, ya que indicaría que las cohabitaciones no serían espacios para tomar responsabilidades y crear un capital específico como son los hijos. En cambio, si la presencia de hijos aumenta la estabilidad de la cohabitación, ello estaría más de acuerdo con la tesis de la teoría de la segunda transición demográfica, ya que dichas uniones estarían cumpliendo la función, que han tenido tradicionalmente los matrimonios, de albergar la reproducción.

La variable homogamia etaria se construyó calculando la diferencia de edad entre la persona entrevistada y su pareja. Las categorías obtenidas se lograron como resultado de observar la frecuencia de las diferencias y probar diferentes especificaciones. En particular, se encontró que las diferencias de edad a favor de las mujeres frente a sus parejas son exiguas y, por ello, se decidió unir las a la homogamia etaria (que corresponde a la situación de quienes tienen entre 0 y 2 años de diferencia). Las categorías establecidas fueron: homogamia y diferencia en que la mujer es mayor; diferencia de 3 a 5 años en que la mujer es menor, y diferencia de 6 años o más en que la mujer es menor. Con esta variable se espera capturar la posible existencia de relaciones más igualitarias. Esto se sustenta en la teoría clásica de los recursos de poder, que postula que las mujeres, al ser, por lo general, más jóvenes que sus parejas, ejercen menos poder (Presser, 1975). Al respecto, Bozon (1991) encontró que la diferencia de edad a favor de los hombres (o hipergamia) explica la menor incorporación de las mujeres al espacio público o por qué los hombres ejercen la mayor parte del poder económico y político en las sociedades del mundo (Casterline, Williams y McDonald, 1986). La hipótesis es que, de observarse que una menor brecha de edad entre las mujeres y sus parejas se vincula, por ejemplo, con una menor salida de la cohabitación y una menor formalización, ello podría reforzar la idea de que las cohabitaciones son espacios para la igualdad.

La variable de educación se construyó a partir del nivel educativo cursado y se categorizó en: primaria o menos (primaria, preescolar o sin estudios), secundaria, preparatoria (educación media superior o bachillerato) y universitaria (superior o posgrado). Esta variable es especialmente clave para la teoría de la segunda transición demográfica, ya que la educación rompe las coerciones sociales, lo que da oportunidad a trayectorias conyugales menos formales. La hipótesis es que, si la cohabitación está siendo más estable entre las mujeres más educadas, la tendencia se estaría alineando con el supuesto de la teoría de la segunda transición demográfica en el sentido de que las cohabitaciones se están volviendo estables en todos los estratos sociales.

La variable de trabajo se calculó a partir de la pregunta del tipo de actividad que desempeñan las personas, y se clasificó en tres categorías: trabajo formal, trabajo informal y sin trabajo (aquí se incluye el trabajo no remunerado: doméstico y de cuidados). La categoría de trabajo formal agrupa los trabajos asalariados con prestaciones de salud y seguridad social, mientras que los trabajos informales son los que no tienen un salario fijo ni otorgan acceso a los servicios de salud y seguridad social. Por último, la categoría sin trabajo se definió para el caso de las mujeres que declararon no tener empleo en cada año para el que se realizó la pregunta. La variable es cambiante en el tiempo y se retrasó tres años<sup>3</sup> para evitar con holgura la posible endogeneidad (un traslape de la entrada al mercado laboral con la disolución de la unión), considerando que la ruptura se puede planificar con bastante anticipación. Esta variable permite aproximarse a la medición del efecto de un trabajo que ofrece certidumbre económica a las mujeres, que es uno de los indicadores clave de la teoría de la incertidumbre. Lo que se espera es que, si el trabajo formal aumenta el riesgo de formalizar la unión, se está en un escenario más cercano a la teoría de la incertidumbre.

El índice de origen social (Solís, 2016) se acerca a medir los recursos con los que las mujeres crecieron, lo que les puede dar diferentes ventajas en la vida, por lo que se pretende brindar una aproximación al potencial económico que genere recursos estables, y, por tanto, certidumbre. La hipótesis es que si estar en un mejor tercil se traduce en un aumento de la formalización, se está en una situación más cercana a lo planteado por la teoría de la incertidumbre.

Además, se incluyen las siguientes variables, que se usan en otros estudios de la cohabitación ya mencionados:

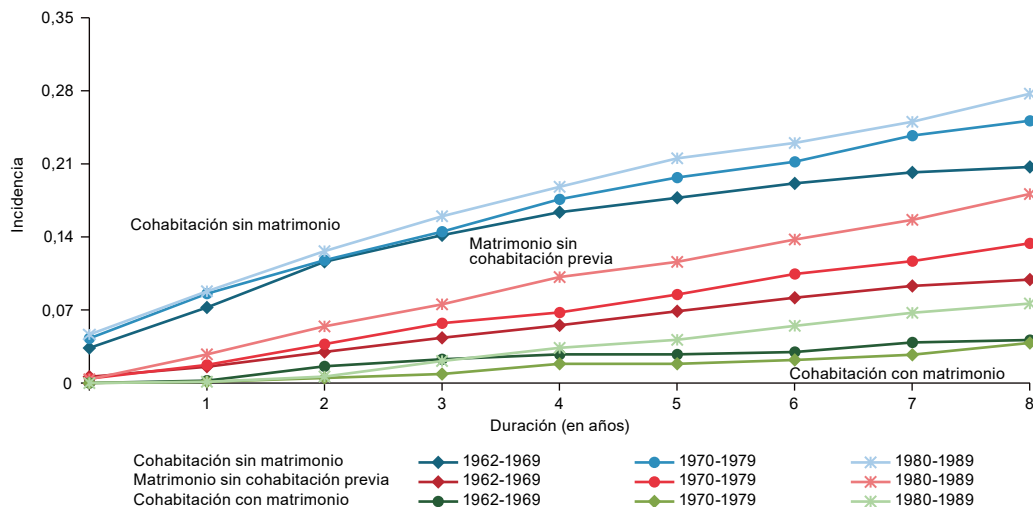
La variable de cohorte se clasifica en tres grupos de acuerdo con el año de nacimiento de las mujeres: 1962-1969, 1970-1979 y 1980-1989. Con ella, se medirán los contrastes en el tiempo de la duración de las cohabitaciones. La variable edad al momento de iniciar la unión se creó a partir de la edad en que las mujeres entraron por primera vez a la primera unión y se clasificó en tres grupos: 12 a 17 años, 18 a 24 años y 25 años y más. Por último, el tipo de localidad de residencia actual se obtuvo de la base de la EDER (2017) respecto de la vivienda de la persona entrevistada y se clasificó en dos grupos: urbana, para las localidades con más de 2.500 habitantes, y rural, para las más pequeñas.

## C. Resultados

Se comienza con el análisis descriptivo de las curvas de incidencia acumulada de separaciones de la cohabitación sin matrimonio, en comparación con las proporciones acumuladas de disolución de los matrimonios sin cohabitación previa y los matrimonios con cohabitación previa (para los cuales el análisis empieza al momento de la unión libre). Esta comparación permite observar la estabilidad que tienen las cohabitaciones entre cohortes (y entre duraciones de la unión) frente al matrimonio, y así determinar si se habría cerrado la brecha entre ambos (véase el gráfico 1).

<sup>3</sup> El retraso de tres años en esta variable se debió a que las personas pueden, con mucha anticipación, empezar a trabajar como preludio de la separación. Tamborini, Couch y Reznik (2015) encontraron aumentos significativos de ingresos de las mujeres hasta cinco años antes de un divorcio.

Gráfico 1  
**Incidencia acumulada de separaciones de las cohabitaciones sin matrimonio y con matrimonio y de los matrimonios sin cohabitación previa, por cohorte de nacimiento**  
*(En proporciones)*



**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

La incidencia de separaciones de las cohabitaciones sin matrimonio posterior muestra que esta crece a través de las duraciones en las tres cohortes analizadas, como era de esperarse, pero también es evidente que la generación más joven (1985-1994) presenta (especialmente desde el tercer año de duración en adelante) una mayor incidencia de separaciones frente a las generaciones anteriores (1962-1969 y 1970-1979), brecha que incluso se va ampliando (sobre todo frente a la cohorte más antigua) a medida que se llega a la última duración observada (décimo año). Por tanto, entre generaciones existiría cierta mayor estabilidad en los primeros años de las cohabitaciones que las hace más cercanas. Esa cercanía, no obstante, va desapareciendo a medida que las cohortes más jóvenes van siendo cada vez más proclives a disolver la unión.

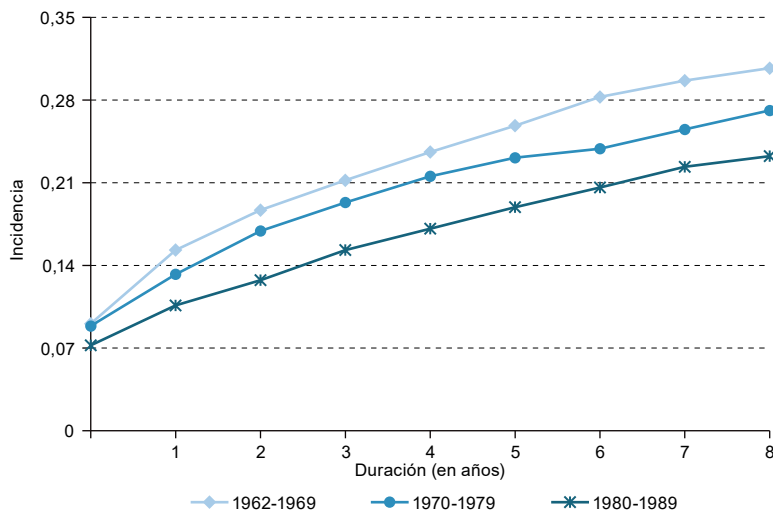
Por su parte, la incidencia de separaciones de los matrimonios sin cohabitación previa ha aumentado en las tres generaciones estudiadas. Aunque se tienen, en términos generales, menos incidencias que en la cohabitación sin matrimonio posterior, es evidente que la generación más joven, nacida entre 1985 y 1994, experimenta una mayor incidencia de separaciones, especialmente a partir del tercer año de convivencia, en comparación con las generaciones más antiguas, nacidas en los períodos 1962-1969 y 1970-1979. Esta diferencia se vuelve más pronunciada, sobre todo en comparación con la generación más antigua, a medida que se analiza un período de convivencia más largo, llegando hasta el décimo año. Este crecimiento de la incidencia de separaciones en la cohorte más joven en comparación con las cohortes previas es incluso mayor que el ocurrido en las cohabitaciones sin matrimonio, lo que señala que los matrimonios sin cohabitación previa estarían siendo más inestables en las cohortes más recientes que las cohabitaciones sin matrimonio posterior.

Ahora bien, en las cohabitaciones con matrimonio posterior también se observa que al inicio se tienen incidencias similares entre cohortes y que, a medida que pasan los años, van creciendo, especialmente en la cohorte más joven. Sin embargo, es claro que este tipo de unión tiene menos incidencia de separaciones que los otros dos tipos de uniones, por lo que sería más estable.

Al comparar resultados, se observa que en todas las formas de unión la intensidad de separaciones aumenta entre cohortes y duraciones. Si bien es evidente que las cohabitaciones sin matrimonio siguen teniendo, comparativamente, mayores incidencias acumuladas de separaciones, las distancias parecen acortarse, al punto que las incidencias de la cohorte de más edad (1962-1969) y de la más joven (1980-1989) de los matrimonios sin cohabitación previa se cruzan. Esto indicaría que hay una convergencia entre tipos de unión hacia mayores separaciones.

Para la salida por matrimonio o formalización de la cohabitación (véase el gráfico 2) se ha encontrado un incremento de las intensidades acumuladas en cada duración para todas las cohortes. Esto quiere decir que, conforme pasa el tiempo, aumentan las incidencias acumuladas de matrimonios, aunque son evidentes las diferencias entre cohortes. De este modo, las cohortes más jóvenes tienen menores incidencias acumuladas de salidas por matrimonio frente a las mayores. En el primer año, las intensidades se muestran como más cercanas, especialmente entre las cohortes 1962-1969 y 1970-1979, pero después las tendencias se van distanciando, sobre todo de estas con respecto a la cohorte 1980-1989. Esto muestra que la transformación de la cohabitación en matrimonio está siendo menor en las cohortes más jóvenes.

Gráfico 2  
**Incidencia acumulada de la salida de las cohabitaciones por matrimonio,  
 según duración de la cohabitación y cohorte de nacimiento**  
 (En proporciones)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

Con el conjunto de resultados indicados, queda de manifiesto que, aunque con matices según la duración, las separaciones de cohabitaciones van incrementándose y la formalización va en caída. Ahora bien, para saber qué tanto se está permaneciendo en la cohabitación entre cohortes se analizan los siguientes resultados.

Para observar las probabilidades de permanencia en las cohabitaciones se estudian las probabilidades no condicionales al quinto año de duración de las cohabitaciones de las cohortes entre 1962 y 1989 (véase el cuadro 2). En ellas se encuentra que, para el total de las mujeres que permanecen en la cohabitación, esta es la mayor probabilidad (0,59), mientras que la probabilidad de salida por matrimonio es menos de la mitad de la anterior (0,21), en tanto que la probabilidad de separarse es similar a esta última (0,19). Por último, la menor probabilidad la tiene enviudar (0,01). Esto significa que, a la duración de cinco años, las probabilidades de permanecer en la unión libre son mayores que las del resto de las opciones, pero también que, para las mujeres, la principal salida de la unión libre sigue siendo el matrimonio, por encima de la separación o la viudez.

Cuadro 2  
**Probabilidades no condicionales de la cohabitación por tipo de salida,**  
**según cohorte de nacimiento, a la duración de cinco años**  
*(En proporciones)*

Estado de origen	Tipo de salida a la duración de cinco años			
	2 Cohabitación	3 Matrimonio	4 Separación/divorcio	5 Viudez
Cohabitación	0,59	0,21	0,19	0,01
Cohorte				
1962-1969	0,55	0,24	0,19	0,001
1970-1979	0,59	0,23	0,17	0,006
1980-1989	0,60	0,18	0,21	0,008

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

Ahora bien, al analizar por cohorte de nacimiento, la situación varía, ya que las probabilidades de permanecer en cohabitación aumentan de una generación a otra. Primero, las probabilidades aumentan en mayor medida entre las cohortes 1962-1969 y 1970-1979, al pasar de 0,55 a 0,59 (0,04 puntos), y después se incrementan en menor grado, ya que entre las cohortes 1970-1979 y 1980-1989 las probabilidades pasan de 0,59 a 0,60 (0,01 puntos). Con ello, entre la cohorte más joven y la de más edad, las probabilidades aumentan casi 0,05 puntos.

Además, las probabilidades de salir de la cohabitación por matrimonio presentan un claro descenso. De la cohorte más antigua (1962-1969) a la siguiente (1970-1979), las probabilidades disminuyen de 0,24 a 0,23, mientras que de esta última a la cohorte más reciente (1980-1989) decrecen casi 0,04 puntos, por lo que entre las dos cohortes extremas la salida por matrimonio ha caído.

La separación, en tanto, muestra un ascenso de las probabilidades, aunque este no es lineal. Entre las cohortes 1962-1969 y 1970-1979 se observa un descenso de 0,02 puntos de las probabilidades, que pasan de 0,19 a 0,17, mientras que en la siguiente cohorte las probabilidades vuelven a crecer, al pasar de 0,17 a 0,21. Entre las cohortes extremas, la probabilidad de la salida por separación aumenta cerca de 0,02 puntos, por lo que, para la cohorte más joven, la principal forma de salida de la unión libre deja de ser el matrimonio y pasa a ser la separación.

De lo expuesto se puede resumir que, con el paso de las generaciones, la formalización ha perdido probabilidades, mientras que se ha incrementado en mayor medida la probabilidad de permanencia en la cohabitación. La salida por separación también muestra crecimiento. Sin embargo, para determinar si este comportamiento se sostiene al controlar posibles variables de confusión o mediadoras y saber si se puede vincular con algún postulado de las teorías aquí mencionadas, se presentan los siguientes resultados.

En el cuadro 3 se muestra el modelaje del riesgo en competencia de la salida de la cohabitación por separación o por matrimonio en comparación con permanecer en ella. En el modelo 1 se observa que, de una cohorte de nacimiento a otra, efectivamente se está reduciendo el riesgo de las mujeres de salir de la cohabitación por matrimonio y está aumentando el riesgo de salir de la cohabitación por separación. Se observó que las mujeres de la cohorte más joven (1980-1989) tienen un 31% menos de riesgo de formalizar la unión libre que las de la cohorte 1962-1969. Para la salida por separación se encontró que, con respecto a la cohorte 1962-1969, las mujeres de la generación 1970-1979 tienen un 18% más de riesgo de salir de la cohabitación de esta manera. Las mujeres de la cohorte 1980-1989, en tanto, elevan ese valor, al tener un 29% más de riesgo de salir por separación en comparación con la cohorte más antigua.

Cuadro 3  
**Modelo de eventos en competencia de la salida de la cohabitación,  
en cociente de posibilidades (parte 1)**  
(Razones de momios)

Variable	Modelo 1		Modelo 2	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
<b>Cohorte de nacimiento (referencia: 1962-1969)</b>				
1970-1979	0,90*	1,18*	0,80*	1,36*
1980-1989	0,69***	1,29**	0,57***	1,10
<b>Nivel educativo (referencia: primaria o menos)</b>				
Secundaria			1,33*	1,48*
Preparatoria			1,76*	2,04*
Superior o posgrado			2,49**	1,53

Variable	Modelo 1		Modelo 2	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
<b>Interacción Educación##Cohorte</b>				
Secundaria#1970-1979			1,21	1,28
Secundaria#1980-1989			1,30	1,20
Preparatoria#1970-1979			1,22	1,01
Preparatoria#1980-1989			1,08	0,99
Universidad#1970-1979			1,07	2,43
Universidad#1980-1989			1,11	1,82
<b>Edad al inicio de la unión (referencia: 18 a 24 años)</b>				
12 a 17 años	1,21**	1,03	1,30***	1,08
25 años y más	0,53***	1,00	0,50***	0,95
<b>Tipo de localidad (referencia: urbana)</b>				
Rural	1,26***	0,66***	1,32***	0,69***
<b>Duración (spline lineal)</b>				
0-1 años	2,74***	3,14***	2,74***	3,14***
2-10 años	0,86***	0,95***	0,86***	0,95***
Constante	0,03***	0,02**	0,03***	0,01***
Años-persona vividos	26 780,00			26 780,00
Número de eventos				
Df	16,00			34,00
Verosimilitud log.	-8 358,97			-8 343,91
Criterio de información bayesiano	16 881,07			17 034,47

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

**Nota:** \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Asimismo, se calcularon las probabilidades<sup>4</sup> de mantenerse en cohabitación frente a las probabilidades de salir por matrimonio o separarse. En el primer caso, se encontraron un 12% más de probabilidades de mantenerse en cohabitación que de salir por matrimonio en la generación 1970-1979 frente a la cohorte 1962-1969, y un 45% más en la cohorte 1980-1989 frente a la cohorte 1962-1969. En el segundo caso, resultó que las probabilidades de mantenerse en cohabitación frente a las de salir por separación son un 15% menores en el caso de las mujeres de la cohorte 1970-1979 y un 23% menores en el caso de las mujeres de la cohorte 1980-1989, siempre en comparación con las probabilidades de las nacidas en la cohorte 1962-1969. Dado que en cada duración del tiempo hay una mayor probabilidad de permanecer en la cohabitación, especialmente en la cohorte más joven, se puede decir que, en efecto, las cohabitaciones se están haciendo más duraderas.

<sup>4</sup> Las probabilidades que se obtuvieron usan la fórmula de regresión y se calcularon con la siguiente fórmula: Probabilidad = 1 + cociente de posibilidades/cociente de posibilidades.

De esta mayor estabilidad surge la pregunta sobre si hay diferencias por nivel de educación, por lo que se cuestiona si este efecto existe y si cambia en el tiempo. Para contestar esto, se analiza el modelo 2 (véase el cuadro 3), que incluye un indicador de nivel de educación, además de una interacción con la cohorte. Lo que se observa es que, si bien la educación es significativa, el efecto de la educación sobre la salida de la cohabitación, ya sea por matrimonio o por separación, no se ha modificado a lo largo de las cohortes.

Por último, en el cuadro 4 se muestran los modelos 3 y 4, con los que se busca esclarecer si existe un escenario más cercano a la teoría de la segunda transición demográfica. Específicamente, se trata de establecer si las cohabitaciones se están haciendo más susceptibles de albergar la procreación para las cohortes recientes, es decir, si tener hijos en la cohabitación no afecta el riesgo de salida por matrimonio. También se busca saber si existe un escenario cercano a la teoría de la incertidumbre, al responder si contar con un empleo estable conduce al matrimonio, y si tener un origen socioeconómico de mayores recursos, es decir, menor incertidumbre, se asocia con una formalización de la cohabitación.

Cuadro 4  
**Modelo de eventos en competencia de la salida de la cohabitación,  
en cociente de posibilidades (parte 2)**  
(Razones de momios)

Variable	Modelo 3		Modelo 4	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
<b>Cohorte de nacimiento (referencia: 1962-1969)</b>				
1970-1979	0,93*	1,14	0,80	1,14
1980-1989	0,69***	1,07	0,67*	1,18
<b>Número de hijos (tv lag1 año) (referencia: 0)</b>				
1	1,41***	0,59***	1,30***	0,61***
2	1,82***	0,18***	1,51***	0,21***
3 o más	1,83***	0,05***	1,81***	0,06***
<b>Hijos previos a la unión (referencia: sin hijos)</b>				
Con hijos	0,62***	0,75*	0,62***	0,75**
<b>Nivel educativo (referencia: primaria o menos)</b>				
Secundaria	1,05	1,20***	1,06*	1,21***
Preparatoria	1,14*	1,11	1,14*	1,11
Superior o posgrado	1,40**	0,98	1,39**	0,98
<b>Diferencia de edad (referencia: homogamia o más edad)</b>				
Diferencia de 3 a 5 años en que la mujer es menor	1,08	0,77**	1,06	0,77**
Diferencia de 6 años o más en que la mujer es menor	0,78**	0,80**	0,77**	0,80**

Variable	Modelo 3		Modelo 4	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
<b>Trabajo (tv lag 3años)</b> (referencia: trabajo formal)				
Sin trabajo	0,99	0,61***	0,98*	0,61***
Trabajo informal	0,79**	0,82**	0,78**	0,82*
<b>Terciles del índice de origen social (referencia: 1)</b>				
2	1,16	1,24**	1,00	1,23**
3	1,15*	1,37***	1,15*	1,36**
<b>Edad al inicio de la unión</b> (referencia: 12 a 17 años)				
18 a 24 años	0,82**	0,75***	0,81**	0,75***
25 años y más	0,50***	0,46***	0,51***	0,46***
<b>Localidad (referencia: urbana)</b>				
Rural	1,31***	0,84*	1,32***	0,84*
<b>Interacción Número de hijos##Cohorte</b>				
1970-1979#1			1,10	0,99
1970-1979#2			1,34	0,90
1970-1979#3			1,16	0,67
1980-1989#1			1,10	0,92
1980-1989#2			1,19	1,05
1980-1989#3			0,85	1,17
<b>Duración (spline lineal)</b>				
0-1 años	2,61***	3,30***	2,61***	3,30***
2-10 años	0,86***	0,98	0,86***	0,98
Constante	0,03***	0,05***	0,03***	0,05***
Años-persona vividos	26 780,00		26 780,00	
Número de eventos				
Df	42,00		54,00	
Verosimilitud log.	-7 398,98		-7 396,01	
Criterio de información bayesiano				
	15 224,37		15 340,24	

**Fuente:** Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

**Nota:** \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

En primer lugar (modelo 3), se encuentra que tener hijos en la cohabitación aumenta el riesgo de entrar al matrimonio frente a no tenerlos. Especialmente, se registra un efecto mayor con el segundo hijo (82% más) frente a no tener hijos. Sin embargo, haber tenido hijos antes de la cohabitación disminuye un 38% la salida por matrimonio, lo que puede deberse a que el efecto protector del hijo sobre la unión ha desaparecido o que el hijo puede ser de una pareja previa, lo que no favorece la formalización. Esto, en definitiva, muestra que el efecto positivo está circunscrito a que el nacimiento ocurra en la cohabitación, porque si ocurre antes se pierde dicho vínculo.

Al examinar si hay un efecto diferencial del número de hijos con la cohorte (modelo 4), en tanto, se observa que ese efecto no existe, ni en la salida por matrimonio ni en la salida por separación de las cohabitaciones. Esto implica que la procreación de hijos en la cohabitación sigue teniendo, entre cohortes, el mismo efecto de aumentar el riesgo de salida por matrimonio y reducir el riesgo de separación. Esto parece rechazar, en parte, el argumento de la teoría de la segunda transición demográfica, que apunta a que las cohabitaciones se convertirían cada vez más en espacios apropiados para la procreación de hijos, mientras que los hijos siguen provocando, con el mismo efecto en cada cohorte, que las cohabitaciones se conviertan en matrimonios.

La aproximación a la igualdad entre mujeres y hombres utilizada (la diferencia de edad en la pareja) muestra que una diferencia de 3 a 5 años cuando la mujer es menor que su pareja frente a que las parejas sean homógamas (entre 0 y 3 años de diferencia) o que la mujer sea mayor que su pareja, no tiene efecto en los riesgos de formalización del matrimonio. Sin embargo, si la mujer es mucho menor (6 años y más), entonces el riesgo de formalizar se reduce un 22%. Para la separación, el hecho de que la mujer sea menor (ya sea de 3 a 5 años o 6 años o más), frente a que la unión sea homogénea en términos etarios o que la mujer sea mayor, reduce el riesgo de ruptura un 23% y un 20%, respectivamente. Esto señala que un determinante para que las cohabitaciones se formalicen o no se rompan es que la mujer sea claramente más joven que su pareja.

Al explorar las variables de futuro económico, se observa que la categoría sin trabajo, en referencia al trabajo formal, solo reduce un 1% el riesgo de formalizar, mientras que el hecho de que el trabajo sea informal lo reduce un 21%. Asimismo, no tener trabajo o que el trabajo sea informal, frente a tener un trabajo formal, reduce el riesgo de ruptura un 39% y un 18%, respectivamente. Es decir, no tener trabajo, pero especialmente tener un trabajo informal, frente a tener un trabajo formal, hace que las mujeres tengan menos riesgo de formalizar la cohabitación en matrimonio.

En lo que se refiere al origen económico de las mujeres medido con el índice de origen social, se observa que no hay diferencia entre el efecto de pertenecer al primer o el segundo tercil, pero sí la hay en el caso del tercero con referencia al primero (mujeres con un origen socioeconómico menos aventajado), ya que en el caso del tercer decil se registra un aumento del 16% del riesgo de salir de la cohabitación por matrimonio. Esto apuntaría a que, para las mujeres, provenir de un origen más favorecido aumenta las posibilidades de salir de la cohabitación por matrimonio. Por otra parte, situarse tanto en el segundo como en el tercer tercil aumenta los riesgos de salida de la cohabitación por separación en comparación con el primer tercil, un 24% y un 37%, respectivamente, por lo que, a medida que se tienen orígenes con mejor situación económica, aumenta el riesgo de separación. Esto apuntaría a que, para las mujeres, el hecho de provenir de un contexto de mejores condiciones económicas familiares vuelve inestable la cohabitación.

## D. Discusión y conclusiones

En cuanto a la primera pregunta de esta investigación, sobre si las uniones libres se están volviendo más estables con el tiempo, los resultados obtenidos muestran un aumento de la permanencia en las cohabitaciones a lo largo de las cohortes de nacimiento. Con el paso de las generaciones, las probabilidades de mantenerse en cohabitación han ido aumentando, lo que da cuenta de una tendencia hacia una mayor estabilidad en este tipo de relaciones.

Respecto de la pregunta sobre si existe un efecto de la educación en la estabilidad de las cohabitaciones y si este varía entre las cohortes de nacimiento, los resultados obtenidos confirman, en contraste con lo hallado por Pérez Amador (2016), la presencia de un efecto negativo de la educación en la estabilidad de las cohabitaciones, que se observa que se ha mantenido constante a lo largo de las cohortes consideradas. Esto indica que las mujeres con mayor educación son las que tienen más riesgo de salir de la cohabitación, ya sea por matrimonio o por separación.

Con relación a si la formalización de las uniones libres se está reduciendo en presencia de hijos o si dichas uniones mantienen o aumentan su probabilidad de convertirse en matrimonio, los resultados muestran que tener hijos aumenta la probabilidad de entrada al matrimonio, lo que no se reduce en las cohortes de nacimiento más jóvenes. Esto muestra que la llegada de hijos aumenta el riesgo de formalización. Este resultado contrasta con lo encontrado por Salinas (2016) en el caso de Chile, donde la presencia de hijos más bien consolida la cohabitación. Esta diferencia puede indicar que en la región habría contrastes en la estabilidad de las cohabitaciones ante la presencia de hijos, y que puede haber algunos países con tendencias más cercanas a los postulados de la teoría de la segunda transición demográfica que México.

En relación con la pregunta sobre si el estrato social tiene un efecto diferencial en la estabilidad de las cohabitaciones a lo largo del tiempo, en tanto, se observó que las mujeres de contextos socioeconómicos más favorecidos tienen más probabilidades de formalizar la unión y también enfrentan más riesgos de separación, lo que no cambió entre cohortes.

Por último, buscando responder si las cohabitaciones se aproximan a las posturas de la teoría de la segunda transición demográfica o más bien a la teoría de la incertidumbre, se encontró que el aumento de la permanencia en la cohabitación podría acercarse a la premisa de sustitución de la vida de pareja en matrimonio por la cohabitación, de acuerdo con la teoría de la segunda transición demográfica. Esto se alinearía al factor de “cantidad” de la cohabitación, en virtud del cual, cada vez más personas permanecen en la cohabitación. Sin embargo, lo que se observó discrepa del factor de “calidad” de la cohabitación, que propone la mencionada teoría de la segunda transición demográfica, ya que, en el país, las mujeres menos educadas y de orígenes menos favorecidos son las que más permanecen en ella. Este comportamiento no ha cambiado en el tiempo, al menos en el período observado. Ello implica que no hay una transición hacia una mayor estabilidad de la cohabitación. También se observa que las mujeres con un trabajo informal tienen menos riesgos de formalizar la unión y de salir de la cohabitación, como se plantea en la teoría de la incertidumbre.

En este sentido, lo encontrado se acerca más a la teoría de la incertidumbre, ya que la estabilidad económica reduce la permanencia en cohabitación en cada cohorte de nacimiento analizada. Ahora bien, una particularidad que se esperaría desde la perspectiva de esta teoría es que, conforme avanza el proceso de globalización (como sucedió en México entre las décadas de 1990 y 2010), se produciría un agudizamiento de la fragilidad (salidas) de la cohabitación entre las mujeres con mejores condiciones económicas. No obstante, esto no ocurre de manera generalizada en el país, ya que, por una parte, la cohabitación está en aumento en todos los estratos sociales, como atestiguan investigaciones previas (Solís y Ferraris, 2014), y, por otra, no se encontraron efectos crecientes por cohorte en la salida por matrimonio entre las mujeres más favorecidas, ya sea por educación u origen social. Esto puede deberse a tres factores: i) México no sigue esta dinámica de agudización de la incertidumbre; ii) el país, durante todo el período observado, ha vivido una constante incertidumbre, y, por ello, no hay diferencias, o iii) en la cultura conyugal del país existe algún factor que bloqueó los efectos de la incertidumbre. Ante esto, se necesita más investigación que ahonde en el análisis en el tiempo.

Además, se buscó comprobar otros dos supuestos desde el punto de vista de la teoría de la segunda transición demográfica: i) si las cohabitaciones son más capaces de albergar la reproducción en las cohortes más recientes y ii) si en contextos más igualitarios se estabiliza la cohabitación. Las variables mostraron ser altamente significativas y tener efectos importantes. Por una parte, se encontró que, en el caso de las mujeres, la presencia de hijos en la unión alienta la entrada al matrimonio y reduce el riesgo de separación, aunque hay cierto efecto menor al tercer hijo, especialmente en la salida por separación. Cuando se analizó si existían efectos diferenciales por cohorte, lo encontrado rechazó esa hipótesis, lo que permite aseverar que el efecto protector y de formalización de los hijos está vigente entre las cohortes de mujeres mexicanas. Esto se aparta de la tesis de la teoría de la segunda transición demográfica, que presenta la cohabitación como un espacio cada vez más favorable para la procreación.

Ahora bien, la igualdad en la unión, a la que se hizo una aproximación por medio de la homogamia de edad en la pareja, muestra que la menor edad de las mujeres en comparación con sus parejas reduce el riesgo de salida por matrimonio, pero también la salida por separación, lo que implica que las cohabitaciones más estables son aquellas en las que las mujeres tienen menor edad que sus parejas. Es decir, las uniones más desiguales son más estables, lo que contradice la teoría de la segunda transición demográfica, que argumenta que la igualdad en la unión haría a la cohabitación más estable. Será conveniente probar esto con otros indicadores de igualdad en la pareja.

Por último, los componentes del potencial económico relacionados con la teoría de la incertidumbre aquí estudiados muestran que tener un empleo estable alienta la transición de la cohabitación al matrimonio y a la separación, por lo que se ajusta al argumento de Oppenheimer (2003) con respecto a que tener recursos para afrontar la incertidumbre propia del mercado matrimonial hace más atractivas a las personas para el matrimonio. Además, el origen socioeconómico, al que se hizo una aproximación mediante el índice

de origen social en las mujeres, se comportó de acuerdo con lo esperado en esa misma hipótesis: tener mayores recursos de origen para generar bienestar en el futuro alienta el paso de las cohabitaciones al matrimonio y a la separación.

Los resultados de esta investigación muestran que el escenario mexicano se caracteriza por una cohabitación más común y duradera, incluso entre quienes tienen una mejor situación, pero aún está dominado por las condiciones de incertidumbre y carencia, en las que, de presentarse situaciones que exigen mayores responsabilidades a los integrantes de la pareja, como el nacimiento de hijos, estas uniones se formalizan. Por tanto, lo encontrado se acerca más a lo que plantea la teoría de la incertidumbre que a lo que sostiene la teoría de la segunda transición demográfica.

Una de las debilidades de esta investigación es que se basa en datos de una sola encuesta retrospectiva, lo que puede limitar la amplitud temporal de los hallazgos. Por otra parte, es necesario explorar algunos factores importantes que no se encuentran disponibles en la base de datos utilizada, como las actitudes y valores individuales en relación con la cohabitación y el matrimonio, ya que no se aborda en profundidad el papel de la cultura y la religión en la estabilidad de las cohabitaciones. Esto podría reducir su aplicación a contextos socioculturales específicos.

En un futuro, sería conveniente explorar más a fondo el papel que tienen en la estabilidad de las cohabitaciones otros factores socioeconómicos, como el empleo, el ingreso y la igualdad de participación de los integrantes de la pareja en las tareas domésticas y de cuidado, y ahondar en la forma en que las actitudes culturales y religiosas hacia las cohabitaciones influyen en su estabilidad y formalización. También sería adecuado sumar la dinámica de las cohabitaciones en diferentes contextos regionales en México y América Latina, así como examinar la manera en que las políticas públicas y las intervenciones sociales pueden afectar la estabilidad y la formalización de las cohabitaciones.

## Bibliografía

- Bozon, M. (1991), "Women and the age gap between spouses: an accepted domination?", *Population an English Selection*, vol. 3.
- Casterline, J. B., L. Williams y P. McDonald (1986), "The age difference between spouses: variations among developing countries", *Population Studies*, vol. 40, N° 3.
- Esteve, A., R. Lesthaeghe y A. Lopez-Gay (2012), "The Latin American cohabitation boom, 1970-2007", *Population and Development Review*, vol. 38, N° 1.
- Esteve, A. y otros (2016), "The expansion of cohabitation in Mexico, 1930-2010: the revenge of history?", *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo- historical Legacies and New Trends*, A. Esteve y R. Lesthaeghe, Springer.
- Ermisch, J. y M. Francesconi (2000), "Cohabitation in Great Britain: not for long, but here to stay", *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, vol. 163, N° 2.

- Goldman, N. y A. R. Pebley (1981), "Legalization of consensual unions in Latin America", *Social Biology*, vol. 28, N° 1-2.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2018), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México.
- Lamidi, E. O., W. D. Manning, y S. L. Brown (2019), "Change in the stability of first premarital cohabitation among women in the United States, 1983-2013", *Demography*, vol. 56, N° 2.
- Lesthaeghe, R. y D. J. van de Kaa (1986), "Twee Demografische Transitie's?", *Bevolking: Groei en Krimp*, D. J. van de Kaa y R. Lesthaeghe (eds.), Deventer, Van Loghum Slaterus.
- Manning, W. D. (2004), "Children and the stability of cohabiting couples", *Journal of Marriage and Family*, vol. 66.
- Mills, M. y H. P. Blossfeld (2013), "The second demographic transition meets globalization: a comprehensive theory to understand changes in family formation in an era of rising uncertainty", *Negotiating the Life Course: Stability and Change in Life Pathways*, Life Course Research and Social Policies 1, Springer.
- Musick, K. y K. Micheltore (2017), "Cross-national comparisons of union stability in cohabiting and married families with children", *Demography*, vol. 55, N° 4.
- Olvera, A. y L. A. Olvera (2013), "Las últimas cinco décadas del sistema educativo mexicano", *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, vol. 43, N° 3.
- Ojeda, N. (1986), "Separación y divorcio en México: una perspectiva demográfica", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 1, N° 2.
- Ojeda, N. y E. González (2008), "Divorcio y separación conyugal en México en los albores del siglo XXI", *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 70, N° 1.
- Oppenheimer, V. K. (2003), "Cohabiting and marriage during young men's career-development process", *Demography*, vol. 40, N° 1.
- Ortiz-Ospina, E. y M. Roser (2020), "Marriages and Divorces" [online] <https://ourworldindata.org/marriages-and-divorces>.
- Pérez Amador, J. (2016), "Continuity and change of cohabitation in Mexico: same as before or different anew", *Demographic Research*, vol. 35 N° 1.
- (2008), "Análisis multiestado multivariado de la formación y disolución de las parejas conyugales en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 23, N° 3.
- Presser, H.B. (1975), "Age differences between spouses, trends, patterns, and social implications", *American Behavioral Scientist*, vol. 19, N° 2.
- Román Sánchez, Y. G. y W. Ovando Aldana (2016), "Flexibilidad laboral de la población ocupada: un análisis espacial en México, 2005 y 2014", *Sociedad y Economía*, vol. 31.
- Salinas, V. (2016), "Changes in cohabitation after the birth of the first child in Chile", *Population Research and Policy Review*, vol. 35, N° 3.
- SEP (Secretaría de Educación Pública) (2019), *Principales cifras del Sistema Educativo Nacional, 2018-2019*, Ciudad de México.
- Solís, P. (2016), "De joven a adulto en familia: trayectorias de emancipación familiar en México", *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social en México*, M.L. Coubès, P. Solís y M. Zavala de Cosío (coords.), Ciudad de México, El Colegio de México.
- Solís, P. y S. Ferraris (2014), "Nuevo siglo, ¿nuevas pautas de formación y disolución de uniones?", *Los mexicanos, un balance del cambio demográfico*, C. Rabell (ed.), Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.

- Solís, P. y I. Puga (2009), "Los nuevos senderos de la nupcialidad: cambios en los patrones de formación y disolución de las primeras uniones en México", *Tramas familiares en el México contemporáneo. Una perspectiva sociodemográfica (179-198)*, C. Rabell Romero (coord.), Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM)/El Colegio de México.
- Tamborini, C. R., K. A. Couch y G. L. Reznik (2015), "Long-term impact of divorce on women's earnings across multiple divorce windows: A life course perspective", *Advances in Life Course Research*, vol. 26.
- Woodruff, C. M. y M. Binder (1999), *Intergenerational Mobility in Educational Attainment in Mexico*, Elsevier.
- Wu, Z. y M. Pollard (2000), "Economic circumstances and stability of nonmarital cohabitation", *Journal of Family Issues*, vol. 21, N° 3.

# El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador

Adriana Robles<sup>1</sup>

Recibido: 12/03/2024

Aceptado: 23/04/2024

## Resumen

El objetivo de este estudio es analizar el gradiente educativo de la disolución conyugal de la primera unión de las mujeres en el Ecuador. Utilizando datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018 y el análisis de historia de eventos, se observó que, de forma univariada o controlando por cohorte de nacimiento, edad a la primera unión y número de hijos, las mujeres con educación media y superior tienen un mayor riesgo de disolución conyugal frente a aquellas con educación básica. Al controlar por actividad económica y área de residencia, el efecto del nivel educativo medio se reduce y el del nivel educativo superior deja de ser significativo. La relación entre educación y disolución está, entonces, mediada por el acceso a recursos que posibilitan a las mujeres finalizar uniones conyugales no satisfactorias y por barreras que lo impiden. Estos son hallazgos relevantes en un contexto de desigualdad económica y de género como el ecuatoriano.

**Palabras clave:** mujeres, educación de la mujer, divorcio, separación, dinámica de la población, estadísticas de la educación, estadísticas demográficas, Ecuador.

<sup>1</sup> Maestra en Demografía y Doctoranda en Estudios de Población en el Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales (CEDUA) de El Colegio de México. Correo electrónico: arrobles@colmex.mx.

## Abstract

This study aims to analyse the education gradient in the dissolution of first marital unions among women in Ecuador. Using data from the 2018 National Health and Nutrition Survey and event history analysis, the results show that women with secondary and higher education have a higher risk of marital dissolution compared to those with basic education, both when applying a univariate analysis and controlling for birth cohort, age at first union and number of children. When controlling for economic activity and area of residence, the effect of the level of secondary education is reduced and that of the level of higher educational is no longer significant. The relationship between education and marital dissolution is thus mediated by access to resources that enable women to end unsatisfactory marital unions and by barriers that prevent them from doing so. These findings are relevant in the context of economic and gender inequality in Ecuador.

**Keywords:** women, women's education, divorce, separation, population dynamics, educational statistics, demographic statistics, Ecuador.

## Résumé

L'objectif de cette étude est de mesurer le gradient éducationnel de la dissolution du mariage lors de la première union des femmes en Équateur. À partir des données de l'Enquête nationale sur la santé et la nutrition (ENSANUT) 2018 et d'une analyse de l'historique des événements, on observe que, de manière univariée ou en tenant compte de la cohorte de naissance, de l'âge de la première union et du nombre d'enfants, les femmes possédant un niveau d'éducation moyen ou supérieur ont un risque plus élevé de dissolution du mariage que celles qui ont un niveau éducatif de base. En tenant compte de l'activité économique et de la zone de résidence, l'effet du niveau moyen d'éducation diminue et l'effet de l'enseignement supérieur n'est plus significatif. La corrélation entre le niveau d'éducation et la dissolution est donc fonction de l'accès aux ressources qui permettent aux femmes de rompre des unions maritales insatisfaisantes, ainsi que des obstacles qui les empêchent de le faire. Ces conclusions sont pertinentes dans un contexte d'inégalité économique et de genre, comme celui de l'Équateur.

**Mots clés :** femmes, éducation des femmes, divorce, séparation, dynamique de la population, statistiques de l'éducation, statistiques démographiques, Équateur.

## Introducción

En las últimas décadas se ha documentado un incremento de las separaciones y los divorcios en América Latina y se ha tratado de entender los factores asociados a este fenómeno en la región; entre ellos, el nivel educativo (Cabella, 2010; Pérez Amador, 2008; Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016; Salinas, 2018). Los datos sobre la disolución de uniones en América Latina son relevantes no solo por ser esta una de las características de los sistemas de nupcialidad (Fussell y Palloni, 2004), sino también porque brindan elementos empíricos para una discusión crítica y contextualizada de las distintas corrientes teóricas que explican el incremento de los niveles de separación y divorcio, y la forma en que factores como la educación se vinculan con la disolución conyugal.

Durante la segunda mitad del siglo XX, se propusieron varias explicaciones sobre la relación entre el divorcio y la educación (como marcador del nivel socioeconómico). Goode (1963), por ejemplo, argumenta que los costos asociados a la disolución podrían ser un elemento que interviene en esta relación. En sociedades con barreras al divorcio, incluidos marcos legales que lo dificultan, las mujeres de bajo nivel educativo podrían verse disuadidas de divorciarse. A medida que las barreras se reducen y las tasas de divorcio se incrementan, el divorcio tendría mayor incidencia en los niveles educativos bajos. Becker (1981), por su parte, afirma que los mayores niveles educativos incrementan la inserción de las mujeres en el mercado laboral, lo que hace que ganen independencia económica y se reduzcan las ganancias económicas del matrimonio. Esto, a su vez, facilitaría el divorcio. Oppenheimer (1994) propone que los recursos que aportan las mujeres con un alto nivel educativo son cada vez más importantes en el hogar, tanto en términos económicos como en lo que se refiere al capital educativo y cultural para la reproducción social, aportes que podrían desalentar a los hombres de divorciarse (Härkönen y Dronkers, 2006).

De acuerdo con la teoría de la segunda transición demográfica (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2014), existe un cambio de valores y actitudes respecto del significado y la importancia de la unión y, vinculado a ello, un incremento de la disolución, primero entre quienes tienen un mayor nivel educativo, y posteriormente, por un efecto de difusión, en el resto de la población (Raymo, Fukuda y Iwasawaet, 2013). Por otra parte, la teoría de la revolución de género (Goldscheider, Bernhardt y Lappegårdet, 2015) se plantea si, en realidad, el incremento del divorcio, al igual que otras tendencias, responde a cambios de valores y a la satisfacción de necesidades de orden superior o a cambios estructurales en las relaciones de género, que son producto, principalmente, de la incorporación de la mujer al mercado laboral. En el postulado de la revolución de género, una mayor participación de la mujer en la esfera pública incide en la estabilidad de la unión debido a un cambio estructural en las relaciones entre hombres y mujeres (Goldscheider, Bernhardt y Lappegårdet, 2015, pág. 211). Si hay una relación positiva entre educación y participación en el mercado laboral, entonces se prevé que el gradiente entre educación y disolución será positivo. Ruiz-Vallejo y Solsona i Pairó (2021) ofrecen una revisión muy completa de la aproximación a estas corrientes en la producción latinoamericana sobre la disolución conyugal.

En los estudios de países con un elevado nivel de renta per cápita, los resultados son mixtos. En países como Australia, los Estados Unidos, el Japón, Noruega y la República de Corea, los datos apuntan a una relación negativa (Härkönen y Dronkers, 2006; Musick y Michelmores, 2018; Park y Raymo, 2013; Raymo, Fukuda y Iwasawa, 2013). En otros países como Francia, en cambio, se ha observado una relación positiva (Härkönen y Dronkers, 2006).

Al igual que en el grupo de países con un elevado nivel de renta per cápita, los datos referidos a América Latina son mixtos. En México, Pérez Amador (2008 y 2016) y Solís y Ferraris (2014) encontraron una relación positiva entre el nivel educativo y el riesgo de disolución conyugal. Sin embargo, en cohortes más recientes de mujeres, Pérez Amador y Ojeda de la Peña (2016) hallaron una relación negativa. En el Uruguay, Cabella (2010) observó que no existe una relación significativa entre el nivel educativo de las mujeres y el riesgo de divorcio. La autora señala que este resultado podría indicar que, en el caso uruguayo, ni el nivel socioeconómico individual ni una mayor seguridad económica son buenos predictores de la estabilidad de las uniones, como lo serían, por ejemplo, el tipo de unión o la edad de ingreso a la unión, y que el divorcio no es necesariamente un fenómeno que ocurra en un estrato social en particular. En Chile, Salinas (2018) analizó el nivel educativo de los padres de los integrantes de la pareja como indicador indirecto (*proxy*) del origen socioeconómico y observó una relación positiva: quienes tenían padres con nivel educativo superior presentaban un mayor riesgo de disolución en comparación con las personas cuyos padres tenían educación primaria.

En la región andina, se pueden mencionar los estudios de Casique (2000) y de (Zamudio y Rubiano, 1991, citado en Ruiz-Vallejo y Solsona i Pairó, 2021). En el caso de las mujeres urbanas en la República Bolivariana de Venezuela (particularmente en la Región Capital), Casique (2000) no observa una relación significativa entre educación y disolución conyugal. Sin embargo, cuando considera la edad de la mujer a la primera unión, la duración de la unión y variables sobre su participación laboral, la relación es negativa. Al controlar por la presencia de hijos durante los primeros cinco años de la unión, la relación toma forma de U, de modo que las mujeres que tienen educación secundaria tienen menor riesgo de disolución que las que tienen educación primaria o ninguna y educación superior. Esta forma del gradiente también se observó en Colombia al utilizar datos de la década de 1980 (Zamudio y Rubiano, 1991, citado en Ruiz-Vallejo y Solsona i Pairó, 2021).

Si bien estos estudios dan cuenta de esta relación en la región andina, no existen datos recientes del fenómeno, lo que resulta relevante a la luz de la expansión educativa que ha tenido lugar en las últimas décadas, particularmente en el caso de las mujeres (Barro y Lee, 2013; Parro, 2012). Además, América Latina en su conjunto —no solo la región andina— se constituye en un interesante caso de estudio, ya que la unión consensual (unión de hecho o unión libre) ha sido tradicionalmente importante en la región en el proceso de formación de uniones y presenta mayor inestabilidad en comparación con el matrimonio. El incremento de la unión consensual en todos los estratos socioeconómicos registrado en las últimas décadas (Binstock y Cabella, 2011; Esteve, Lesthaeghe y A. López-Gay, 2012 y 2016; Pérez Amador y Esteve, 2012) podría transformar el gradiente educativo de la disolución conyugal, lo que hace necesario profundizar en el estudio de la relación entre disolución y educación (Cherlin, 2017).

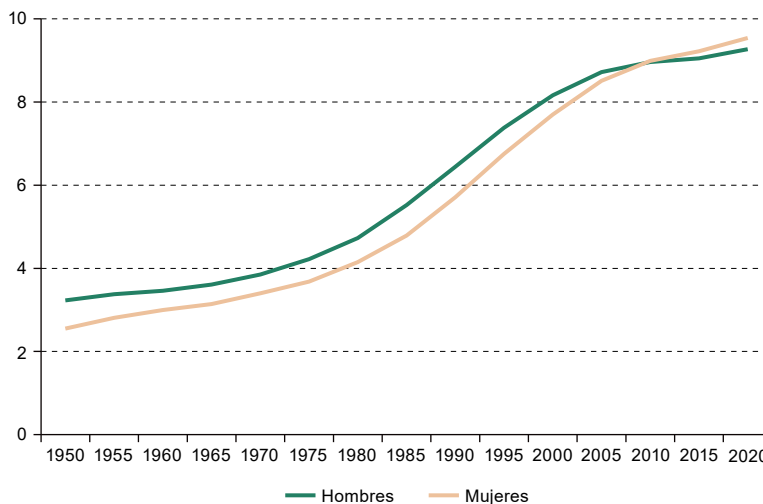
El objetivo de este estudio es contribuir a la discusión desde un acercamiento al gradiente educativo de la disolución conyugal en el caso ecuatoriano. Para analizar la relación entre educación y disolución conyugal, se utilizó la información retrospectiva de una muestra de mujeres unidas nacidas entre 1968 y 2000, con base en la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018 y un análisis de historia de eventos en tiempo discreto, a fin de estimar la probabilidad de disolución de la primera unión y evaluar en qué medida dicha probabilidad se relaciona con el nivel educativo en el Ecuador.

## A. Contexto ecuatoriano

### 1. Expansión educativa

Durante las últimas décadas del siglo XX, la estructura educativa de la población de América Latina atravesó un importante cambio. En el Ecuador, así como en muchos otros países latinoamericanos, se incrementaron de manera significativa los años de escolaridad, y la población con educación secundaria y superior aumentó también notablemente (Aedo y Walker, 2012; Barro y Lee, 2013). En 1950, una mujer de 40 a 44 años tenía, en promedio, 2,6 años de escolaridad, mientras que, en 2020, ese promedio se incrementó a 9,5 años (Lutz y otros, 2018) (véase el gráfico 1).

Gráfico 1  
Ecuador: promedio de escolaridad del grupo de edad de 40 a 44 años, por sexo, 1950-2020  
(En años)



**Fuente:** Wittgenstein Centre Human Capital Data Explorer (WCDE) y W. Lutz y otros, "Demographic and human capital scenarios for the 21st Century: 2018 assessment for 201 countries", Oficina de Publicaciones de la Unión Europea, 2018.

El proceso de expansión educativa se dio por diversas vías: mayor urbanización e incremento de la infraestructura educativa en las principales ciudades del país; ampliación de la clase media; mayor desarrollo de los sectores secundario y terciario, que se tradujo en un aumento de la demanda de mano de obra calificada, e implementación de políticas de desarrollo, entre otras (Aedo y Walker, 2012; Schofer y Meyer, 2005; Schwartzman, 2020). La expansión, sin embargo, no ha estado exenta de retos. Si bien esta fue notable a nivel primario, el grado de culminación del nivel educativo secundario aún es bajo en comparación con otras regiones (Correa, 2018), y lo mismo ocurre con el nivel de acceso a la educación terciaria, que está marcado por la desigualdad económica (San Juan y Esteve, 2019).

Durante el proceso de expansión que se dio en la segunda mitad del siglo pasado, los hombres tenían una ventaja educativa frente a las mujeres. Sin embargo, al igual que en otras regiones del mundo (Parro, 2012; Psaki, McCarthy y Mensch, 2018; UNESCO, 2013), la educación de las mujeres se incrementó con mayor velocidad en las últimas décadas, de manera que la brecha educativa se redujo y hasta se revirtió: en la actualidad, las mujeres tienen una ventaja educativa en comparación con los hombres.

## 2. Uniones y disoluciones en las últimas décadas a partir de información censal y registros administrativos

En el cuadro 1 se detalla la distribución de mujeres y hombres de 40 a 44 años según su situación conyugal, sobre la base de la información de los últimos seis censos. Se puede observar una reducción de los niveles de matrimonio y un incremento de la unión consensual, mientras que los niveles de soltería en este grupo de edad se han mantenido relativamente estables desde la ronda de 1970<sup>2</sup>. En cuanto a la disolución voluntaria (aquella que no incluye la viudez), se observa un incremento de la proporción de hombres y mujeres separados y divorciados a lo largo del tiempo. En el censo de 1974, el 5% de las mujeres de 40 a 44 años se encontraban separadas o divorciadas en el momento del censo, mientras que, en 2022, este porcentaje fue superior al 13%. En el caso de los hombres, el porcentaje se incrementó del 2% al 9%.

<sup>2</sup> Los niveles de soltería de las mujeres de 40 a 44 años entre las rondas de 1970 y 2010 se han situado en torno a los 12 puntos porcentuales. Un comportamiento similar se observa entre los hombres. Sin embargo, en el censo de 2022, este porcentaje casi se duplicó en ambos casos. Este incremento es atípico en el caso de esta variable, por lo que se sugiere utilizar con precaución la información de situación conyugal de esta ronda y contextualizarla con los datos de las rondas anteriores, así como con valores de otros países de la región. En el momento de la elaboración del presente artículo, el censo de 2022 aún se estaba evaluando y existían debates sobre su calidad, por lo que los datos deben tomarse con precaución.

Cuadro 1  
**Ecuador: distribución de la población de 40 a 44 años según situación conyugal,  
 por año censal y sexo**  
 (En porcentajes)

Situación conyugal	1974	1982	1990	2001	2010	2022
<b>Mujeres</b>						
Casada	60,3	60,1	59,4	53,7	48,8	40,7
Unida	18,1	19,6	19,0	21,1	23,0	22,3
Separada	4,0	3,6	3,8	6,1	8,8	7,5
Divorciada	1,0	1,5	2,2	3,1	3,9	6,4
Viuda	5,0	4,6	3,8	3,1	2,5	1,9
Soltera	11,5	10,6	10,8	12,8	12,9	21,4
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
<b>Hombres</b>						
Casado	65,2	65,3	64,4	57,6	50,6	42,9
Unido	20,1	22,1	22,3	24,9	27,2	27,1
Separado	1,5	1,4	1,3	2,8	5,8	4,6
Divorciado	0,5	0,6	0,9	1,9	2,3	4,2
Viudo	1,8	1,4	1,0	0,8	0,7	0,5
Soltero	11,0	9,2	9,1	11,9	13,3	20,7
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos, Censos de Población y Vivienda, 1990, 2001, 2010 y 2022, y Naciones Unidas, World Marriage Data 2019, para 1974 y 1982.

Los registros administrativos también dan cuenta de un incremento del divorcio en los últimos años. De acuerdo con el *Registro Estadístico de Matrimonios y Divorcios 2022* (INEC, 2022), en 2000, se registraron 0,9 divorcios por cada 1.000 habitantes, mientras que, en 2022, la tasa fue de 1,4 divorcios por cada 1.000 habitantes.

### 3. Marco legal de la disolución conyugal en el Ecuador

El marco normativo sobre las formas de disolver una unión en el Ecuador ha sufrido grandes modificaciones en las últimas décadas. En el primer Código Civil de 1860, el matrimonio se disolvía solo por la muerte de uno de los cónyuges y, en otras situaciones, como casos de adulterio por parte de la mujer, era potestad de la Iglesia decidir dicha disolución. En 1903, en el marco de la Revolución Liberal, se expidió la Ley de Matrimonio Civil, en la que se permitía el divorcio, al ser el matrimonio un hecho civil y ya no religioso. En el Código Civil de 1970, se estipulaban cuatro vías para dar por terminado un matrimonio: i) la muerte de uno de los cónyuges, ii) una sentencia que, al ser declarado uno de los cónyuges como desaparecido, otorgara al otro la posesión de sus bienes, iii) la nulidad del matrimonio y iv) el divorcio. También se estipulaba el divorcio por mutuo consentimiento ante un juez y tras una audiencia de conciliación (Gobierno del Ecuador, 1970).

Estas vías de disolución se mantuvieron en el Código Civil de 2005 (Gobierno del Ecuador, 2005), que aún se encuentra vigente. Sin embargo, varias reformas y reglamentos de reciente aprobación facilitan los mecanismos para llevar a cabo el proceso administrativo. Por ejemplo, en diciembre de 2023, se publicó en el Registro Oficial el “Reglamento de divorcio o la terminación de la unión de hecho por mutuo consentimiento en las notarías a nivel nacional” (Gobierno del Ecuador, 2023). En esta norma, se establece la posibilidad de divorcio y terminación de uniones consensuales por mutuo acuerdo mediante vía notarial, con lo que se simplifica el trámite de divorcio. Aún se desconoce el efecto de la aprobación de dicha norma en la evolución de los divorcios. En términos estadísticos, en el Reglamento se estipula que la disolución de matrimonios y uniones de hecho se inscribe en el Registro Civil, lo que en el futuro podría facilitar la creación de un registro estadístico no solo de divorcios sino también de terminaciones de uniones consensuales.

## B. Datos, variables y método

### 1. Datos y variables

El análisis se realizó sobre la base de la ENSANUT 2018, una encuesta de alcance nacional que permite desagregar resultados por área de residencia (urbana o rural) y provincia. Uno de los módulos de la encuesta está dirigido a mujeres de 10 a 49 años e incluye preguntas retrospectivas en las que se registra información sobre la fecha de la primera unión, si se ha tenido más de una unión y la duración de la situación conyugal declarada en el momento de la encuesta. El tamaño de la muestra de este módulo es de 48.700 mujeres. Esta batería de preguntas permite conocer, en el caso de las que solo han tenido una primera unión, la duración de dicha unión y la edad a la que se separaron o divorciaron. Además, la encuesta ofrece información sobre características como el nivel educativo, su condición de actividad económica, su paridez y el área de residencia en el momento de la encuesta.

Para el análisis, se seleccionaron mujeres que alguna vez habían estado unidas, que señalaron haber estado unidas una vez e informaron la fecha de la primera unión (se seleccionaron 14.990 mujeres de la muestra). De ellas, se excluyeron las viudas al momento de la entrevista (305 mujeres)<sup>3</sup>, y se seleccionaron las nacidas entre 1968 y 2000 (66 mujeres se excluyeron de la muestra). Asimismo, se excluyeron las observaciones con errores en la fecha de la unión (64 mujeres excluidas) y que no contaban con información sobre una

<sup>3</sup> Se excluyeron de la muestra las mujeres que habían estado alguna vez unidas y habían tenido dos o más uniones debido a que no se contaba con información detallada de la historia de las uniones, por lo que no era posible saber la duración de la primera unión (es decir, no se contaba con información sobre el momento en el que se había disuelto la primera unión). Con respecto a las viudas, se las excluyó de la muestra analítica, independientemente de si habían tenido una o más uniones. En el caso de las viudas de la primera unión, no se las consideró porque la disolución involuntaria no forma parte del estudio. Quienes eran viudas y habían tenido dos o más uniones no se incluyeron por la razón expuesta anteriormente, es decir, que no se contaba con la historia de las uniones y no era posible saber si las disoluciones previas habían sido voluntarias o involuntarias, además de no conocerse el momento de disolución de la primera unión.

o más de las variables utilizadas (349 mujeres excluidas). Por último, se seleccionaron las mujeres cuya unión había durado 20 años o menos (1.780 mujeres excluidas). Con estas consideraciones, la muestra analítica se compone de 12.426 mujeres, 101.052 años-persona vividos y 1.325 eventos (disoluciones mediante separación o divorcio).

La variable clave corresponde al nivel educativo, una variable categórica que consigna el nivel educativo más elevado con el que se cuenta en el momento de la encuesta. La variable se compone de tres niveles: educación básica o inferior, educación media y educación universitaria o superior. Se utilizó la educación básica como categoría de referencia<sup>4</sup>.

También se incorporaron variables de control: cohorte de nacimiento, edad a la primera unión, número de hijos nacidos vivos, condición de actividad económica y área de residencia. La variable de cohorte de nacimiento está conformada por tres categorías: mujeres que nacieron entre 1968 y 1978, entre 1979 y 1989 y entre 1990 y 2000. La cohorte mayor (1968-1978) corresponde a la categoría de referencia. La edad a la primera unión se incorpora como variable categórica: mujeres que se unieron antes de los 18 años, mujeres que se unieron entre los 18 años y los 24 años y mujeres que se unieron a los 25 años y más. Las mujeres que se unieron antes de los 18 años corresponden a la categoría de referencia. El número de hijos nacidos vivos se incorporó en tres categorías: mujeres que no tienen hijos, mujeres que tienen uno o dos hijos y mujeres que tienen tres hijos o más. Las mujeres que no tienen hijos pertenecen a la categoría de referencia. La condición de actividad económica se incorporó como una variable dicotómica según si la mujer informó de alguna actividad económica como empleada, por cuenta propia o como patrona. Por último, se incorporó el área de residencia como una variable dicotómica, en que el área urbana es la categoría de referencia. Si bien el tipo de unión (matrimonio o unión libre) ha demostrado ser una variable relacionada con la disolución, como en los casos de México (Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016) y el Uruguay (Cabella, 2010), no fue posible incorporarla, ya que no se conoce la situación conyugal previo a la disolución. Solo se cuenta con el dato de la situación conyugal en el momento de la entrevista y no es posible determinar cuál es el tipo de unión en el caso de las mujeres que señalan haber tenido una unión y que en el momento de la entrevista están solteras, separadas o divorciadas.

Cuadro 2  
**Características de la muestra de mujeres unidas una vez**  
(En número y porcentajes)

Variabes	Casos	Porcentajes
<b>Nivel educativo</b>		
Educación básica	3 588	29
Educación media	5 374	43
Educación superior	3 464	28

<sup>4</sup> Los análisis se realizaron con una categorización alternativa del nivel educativo (primaria, secundaria y universidad o más) y se obtuvieron resultados similares.

Variables	Casos	Porcentajes
<b>Cohorte de nacimiento</b>		
1968-1978	1 307	11
1979-1989	5 424	44
1990-2000	5 695	46
<b>Edad a la primera unión</b>		
10 a 17 años	2 995	24
18 a 24 años	6 514	52
25 años y más	2 917	23
<b>Número de hijos</b>		
Sin hijos	814	7
1 o 2 hijos	8 287	67
3 hijos o más	3 325	27
<b>Actividad económica</b>		
Con actividad económica	6 649	54
Sin actividad económica	5 777	46
<b>Área de residencia</b>		
Urbana	8 299	67
Rural	4 127	33
<b>Situación conyugal en el momento de la entrevista</b>		
Unida (casada, unión libre, unión de hecho)	11 101	89
No unida (divorciada, separada, soltera)	1 325	11
<b>Total</b>	<b>12 426</b>	<b>100</b>

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

## 2. Estrategia analítica

Se realizó un análisis de historia de eventos para examinar la relación entre el nivel educativo y el riesgo de disolución de la unión (Allison, 2014). Para estimar la probabilidad de ocurrencia del evento de disolución de la primera unión en el tiempo  $t$ , dado que no ha ocurrido hasta el tiempo  $t-1$  y considerando las características de las mujeres, se utilizaron modelos en tiempo discreto. La unidad de análisis es el año-persona vivido de las informantes durante la exposición al riesgo a la ocurrencia del evento. La unidad de tiempo es la duración de la unión en años y la función de riesgo se modela mediante una función cuadrática. El inicio de exposición al riesgo corresponde al ingreso a la primera unión y finaliza con la ocurrencia del evento (disolución de la primera unión mediante separación o divorcio). En el caso de aquellas mujeres que no han experimentado dicho evento, las observaciones se truncan en el momento de la encuesta o a los 20 años de duración de la unión, momento en que se censura a las mujeres que no han disuelto la unión.

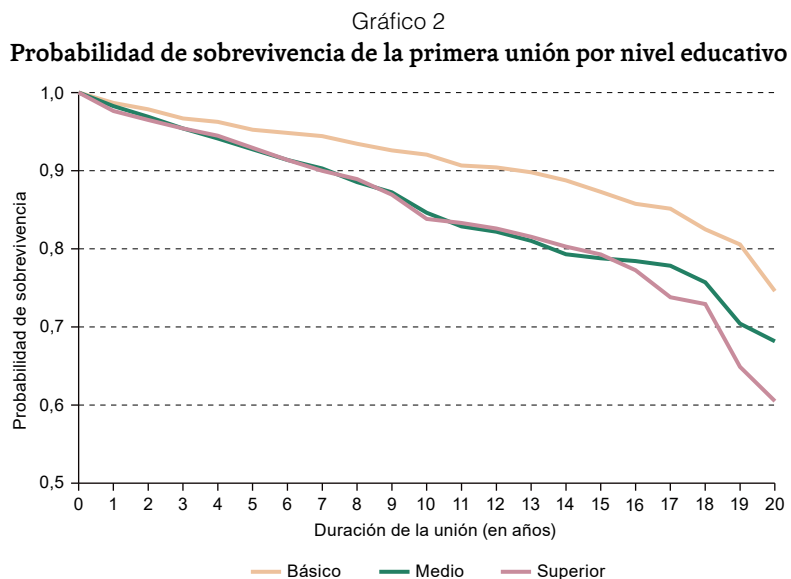
Inicialmente, se realiza un análisis descriptivo de las funciones de sobrevivencia de las primeras uniones según su duración por nivel educativo y cohorte de nacimiento. En el análisis multivariado, se realiza la estimación de modelos anidados. En un primer modelo, se observa el efecto univariado del nivel educativo sobre el riesgo de disolución de la unión.

En los sucesivos modelos, se incorporan de manera paulatina los efectos aditivos de la cohorte de nacimiento, la edad a la primera unión, el número de hijos, la condición de actividad económica y el área de residencia<sup>5</sup>.

## C. Resultados

### 1. Análisis descriptivo

La probabilidad de disolver la primera unión es mayor entre las mujeres con educación media y alta. En el gráfico 2 se presentan las probabilidades de sobrevivencia de la primera unión. Se observa que las dos categorías educativas superiores tienen menores niveles de sobrevivencia con respecto a las mujeres con nivel educativo básico, y esta diferencia aumenta a medida que se incrementa la duración de la unión. A los 15 años de duración de la primera unión, el 13% de las uniones de mujeres con educación básica se habían extinguido, mientras que esto ocurría en el 21% de las uniones de mujeres con nivel educativo medio y superior.

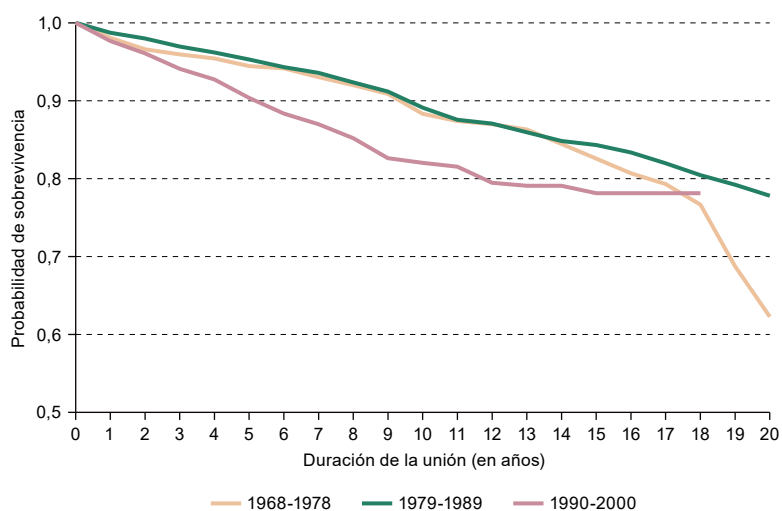


**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

<sup>5</sup> Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos se utilizó el criterio de información bayesiano (BIC), con  $n$  igual al número de eventos (Raftery, 1995), y se interpretaron las diferencias entre modelos utilizando los criterios propuestos por Raftery (1995, pág. 139).

El gráfico 3 presenta las probabilidades de sobrevivencia de la primera unión según su duración en años por cohorte de nacimiento. Las dos cohortes mayores tienen niveles y tendencias similares, mientras que la cohorte más joven (1990-2000) es la que presenta los menores niveles de sobrevivencia, lo que muestra, como ocurre en otros países de la región, una mayor inestabilidad de la unión en cohortes recientes. Por ejemplo, a los diez años de duración de la unión, alrededor del 11% de las uniones de las mujeres de las dos cohortes mayores se habían extinguido, mientras que, en el caso de las uniones de las mujeres de la cohorte más joven, esta proporción fue del 18%.

Gráfico 3  
Probabilidad de sobrevivencia de la primera unión por cohorte de nacimiento



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

## 2. Análisis de historia de eventos

En el cuadro 3 se presentan los cocientes de probabilidades (*odds ratios*) estimados a partir de los modelos de historias de eventos de la disolución de la primera unión. En el primer modelo se incluye el nivel educativo y sucesivamente se insertan controles para evaluar si el efecto de la educación varía en magnitud y sentido. El primer modelo presenta el efecto del nivel educativo sobre el riesgo de disolución de la primera unión sin ningún control. De conformidad con lo observado en el análisis descriptivo, las mujeres con educación básica presentan menor riesgo de disolver su primera unión. A cada momento de duración, las mujeres con educación media y superior tienen un 81% y un 75% más de riesgo, respectivamente, de disolver la unión en comparación con sus pares con educación básica.

Cuadro 3  
Cocientes de probabilidades (*odds ratios*) estimados a partir de modelos de historias de eventos en tiempo discreto de la disolución de la primera unión

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Nivel educativo (ref.: educación básica)						
Media	1,8094***	1,6922***	1,6620***	1,5543***	1,4711***	1,3771***
Superior	1,7542***	1,8720***	1,7718***	1,5621***	1,1924*	1,0800
Cohorte de nacimiento (ref.: 1968-1978)						
1979-1989		0,7581***	0,8504	0,8179*	0,8547	0,8590
1990-2000		1,6242***	1,9778***	1,6032***	1,9445***	1,9818***
Edad a la primera unión (ref.: 10 a 17 años)						
18 a 24 años			1,1320	1,0811	1,0315	1,0305
25 años y más			1,3799**	1,2263	1,2032	1,1996
Número de hijos (ref.: sin hijos)						
1 o 2 hijos				0,6145***	0,6825**	0,6928**
3 hijos o más				0,3664***	0,4173***	0,4270***
Sin actividad económica					0,3208***	0,3198***
Área de residencia rural						0,7320***
Duración	0,8564***	0,8923***	0,8976***	0,9076***	0,9039***	0,9039***
Duración al cuadrado	1,0101***	1,0090***	1,0090***	1,0090***	1,0090***	1,0090***
Constante	0,0125***	0,0101***	0,0077***	0,0169***	0,0232***	0,0264***
Criterio de información bayesiano (BIC)	13 982,5	13 870,9	13 876,2	13 810,8	13 506,0	13 490,3

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018.

**Nota:** \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ . Años-persona vividos: 101.052. Número de eventos: 1.325. Ref.: categoría de referencia.

En el modelo 2 se añade la cohorte de nacimiento. Como se indica en el gráfico 3, la cohorte más joven presenta un mayor riesgo de disolución: un 62% más que la cohorte mayor. Por otra parte, la cohorte intermedia tiene un riesgo un 24% menor de disolución que la cohorte mayor. La incorporación de la cohorte de nacimiento no modifica la relación positiva y significativa del nivel educativo con el riesgo de disolución de la unión. En el tercer modelo se añade la edad a la primera unión. Se observa que no hay diferencias significativas entre las mujeres que se unieron antes de los 18 años y las que se unieron entre los 18 años y los 24 años. Sin embargo, sí existe una diferencia significativa respecto de las que se unieron después de los 25 años, ya que estas tienen un 38% más de riesgo de disolver la unión<sup>6</sup>. Tras incorporar este control, aún se mantiene el gradiente positivo de la

<sup>6</sup> El resultado de la variable de edad en el momento de la primera unión llama la atención. Se realizaron pruebas modificando la categoría de referencia de la variable en los modelos 3 y 6, usando tanto la categoría intermedia como la superior. En el modelo 3, la relación se mantiene (es decir, hay un mayor riesgo de disolución entre quienes se unieron a los 25 años y más), mientras que en el modelo 6, los coeficientes continúan siendo no significativos. En el Ecuador no hay estudios con datos previos con los que se pueda contrastar este resultado. En el caso mexicano, Pérez Amador y Ojeda de la Peña (2016), que utilizaron esta variable en forma categórica, observaron que las mujeres que se unieron entre los 18 años y los 24 años tenían menor riesgo que las que se unieron entre los 12 años y los 17 años y a los 25 años y más.

educación. En el cuarto modelo se añadió el número de hijos. Tener hijos tiene un efecto protector frente a la disolución, y, cuantos más hijos se tienen, mayor es este efecto. Con la incorporación de este control, el gradiente del nivel educativo se mantiene positivo, aunque la magnitud de los coeficientes se reduce.

En el modelo 5, se observa que no tener actividad económica reduce un 68% el riesgo de disolver la primera unión. Al incorporar este control, el efecto del nivel educativo se reduce, sobre todo entre las mujeres con nivel educativo superior. Esto indica que la relación entre educación y disolución está mediada por la actividad económica, aun cuando se controla por el efecto de cohorte de nacimiento, edad a la primera unión y presencia de hijos. En el modelo 6, se añadió la variable de área de residencia. Vivir en áreas rurales reduce el riesgo de disolver la unión, que es un 27% más bajo en comparación con el de las mujeres que residen en áreas urbanas. Cuando se incorpora este control, la relación positiva entre el nivel educativo y el riesgo de disolución desaparece y se transforma en una relación con forma de U invertida, de manera que las mujeres con nivel educativo medio tienen un riesgo un 38% mayor de disolver la unión y las mujeres con nivel educativo superior no presentan diferencias significativas respecto de sus pares con educación básica. Esto indica que la relación positiva con el nivel educativo responde a la actividad económica y al área de residencia. Cabe recordar, sin embargo, que ambas variables corresponden a las condiciones de la informante en el momento de la entrevista y no se dispone de información retrospectiva que dé cuenta de la actividad económica y el área de residencia antes de la disolución.

## D. Conclusiones

En las últimas décadas se ha documentado un incremento de la separación y el divorcio en América Latina. Los datos sobre la disolución de uniones en la región latinoamericana son relevantes porque, además de arrojar luz sobre uno de los componentes de los sistemas de nupcialidad (Fussell y Palloni, 2004), brindan elementos para una discusión crítica y contextualizada de las distintas corrientes teóricas que explican no solo el incremento de los niveles de separación y divorcio, sino también la forma en que factores como la educación se vinculan con la disolución conyugal. El objetivo de este estudio era analizar el gradiente educativo de la disolución conyugal en el caso de mujeres en el Ecuador.

Una mayor independencia de las mujeres más educadas, como estipula el supuesto beckeriano (Becker, 1981), una transformación valorativa sobre el significado de la familia y la unión conyugal y un mayor interés en satisfacer necesidades superiores, como prevé la segunda transición demográfica (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2014), y cambios estructurales en las relaciones de género, como establece la teoría de la revolución de género (Goldscheider, Bernhardt y Lappegårdet, 2015), supondrían un gradiente positivo entre el nivel educativo de las mujeres y el riesgo de disolución. De manera univariada, se observó que las mujeres con educación media y superior tienen un mayor riesgo de disolución en comparación con las que tienen educación básica. Cuando se controla por la cohorte de

nacimiento, esta relación (que es positiva, aunque no monótona) se mantiene, lo que quiere decir que las diferencias que se observan entre grupos educativos no responden a un efecto de cohorte. Lo mismo ocurre cuando se incorpora la edad a la primera unión y el número de hijos: los efectos se mantienen positivos y significativos.

No obstante, cuando se considera la actividad económica y el área de residencia, el escenario cambia. Al incorporar la actividad económica de la mujer en el modelo, se reduce la magnitud del efecto de la educación media y, sobre todo, de la educación superior. Si se controla por área de residencia (urbana o rural), el efecto del nivel educativo medio se reduce y el correspondiente al nivel educativo superior deja de ser significativo. Esto quiere decir que el efecto positivo de las categorías educativas más altas sobre el riesgo de disolver la primera unión responde a la participación económica de las mujeres y a la residencia en espacios urbanos. Es necesario recordar, sin embargo, que existe una limitación en los datos que obliga a matizar este resultado. Estas características responden a las condiciones de las mujeres en el momento de la unión y no se cuenta con la condición de actividad económica ni el área de residencia durante la unión antes de la disolución.

Cabe mencionar aquí los resultados sobre los controles utilizados. Los coeficientes de la cohorte de nacimiento muestran que el riesgo de disolución se mantuvo constante entre las mujeres que nacieron en las décadas de 1970 y 1980. El riesgo de disolución, sin embargo, se incrementa notablemente en la cohorte 1990-2000. Sin considerar el efecto del resto de las variables, el riesgo de disolución de esta cohorte es un 98% mayor que el de la cohorte más avanzada. Este incremento coincide con lo observado en otras latitudes de la región. A diferencia de los resultados registrados en otros países, como México (Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016) o el Uruguay (Cabella, 2010), el efecto de la edad a la primera unión no resultó significativo. El efecto protector de los hijos, en cambio, es un resultado que se ajusta a la literatura internacional: tener tres hijos o más reduce el riesgo un 57% en comparación con las mujeres que no tienen hijos. No tener una actividad económica o vivir en áreas rurales, sin considerar el resto de las variables, también reduce el riesgo de disolución. No tener una actividad económica supone que estas mujeres tienen un riesgo de disolución un 68% menor que las que sí tienen alguna actividad económica. Quienes viven en áreas rurales tienen un riesgo de disolver la primera unión un 27% más bajo que sus pares que viven en áreas urbanas.

La mediación de la actividad económica y el área de residencia en la relación entre educación y disolución es relevante porque cuestiona, en el caso ecuatoriano, la aplicación de la teoría de la independencia o la teoría de la segunda transición demográfica. Si estas dos dimensiones son mediadoras de la relación entre el nivel educativo y el riesgo de disolución, el argumento basado en cambios valorativos o la búsqueda de necesidades superiores se debilita. Por el contrario, esta mediación indica que la decisión de disolver la unión está vinculada a los recursos con los que se cuente para romper el vínculo conyugal y a las barreras, ya sean espaciales, procedimentales, económicas o sociales, para llevar a cabo dicha ruptura. Esto podría explicar que la separación sea la principal forma de disolución conyugal voluntaria que se observa tanto en fuentes censales como en la encuesta aquí utilizada. En

el caso ecuatoriano, la disolución también parece estar marcada por la desigualdad. En caso de haber señales de modernización (que expliquen, por ejemplo, el incremento del riesgo en la cohorte más joven), más bien se podría hablar de una modernización incompleta, como señala Arriagada (2002) respecto del caso latinoamericano, en donde solo una pequeña parte de la población (en este caso, mujeres urbanas con actividad económica) accede a los beneficios sociales y materiales de los procesos de modernización (por ejemplo, nuevos procedimientos legales para agilizar la disolución del matrimonio).

Estos resultados se hacen eco no solo de un contexto marcado por profundas desigualdades económicas, sino también por la desigualdad de género, en donde las barreras, particularmente en los espacios rurales, dificultan la posibilidad de finalizar uniones conyugales no satisfactorias. Datos procedentes de otros ámbitos avalan este argumento. El Ecuador, junto con el Estado Plurinacional de Bolivia, ocupa el último puesto de la región andina en términos de brechas salariales de género (Foro Económico Mundial, 2023). En el primer país, tres de cada diez personas consideran que el hecho de que las mujeres reciban mayores ingresos que sus parejas representa un problema y que, en escenarios de escasez de oportunidades laborales, los hombres deben tener más derecho a acceder a empleos que las mujeres<sup>7</sup> (Inglehart y otros, 2022). De acuerdo con la última Encuesta de Uso del Tiempo efectuada en el Ecuador (2012), por cada hora de trabajo no remunerado que realiza un hombre, en promedio, una mujer realiza 3,5 horas. Además, en 2022, en el país ocurrió un femicidio cada 26 horas (Fundación ALDEA, 2023).

Este estudio no está exento de limitaciones. En primer lugar, el nivel educativo se basa en el máximo nivel y grado alcanzado en el momento de la unión y no refleja necesariamente las credenciales educativas adquiridas al momento de la disolución. Sin embargo, algunos datos indican que la asistencia escolar no es significativa después de haber ingresado a la unión o de haberla disuelto (Robles, 2023), por lo que es posible suponer que el nivel educativo en el momento de la entrevista no difiere de manera notable del nivel educativo en el momento de la unión o la disolución.

Se observa una limitación similar en el caso de la actividad económica y el área de residencia. La encuesta no incluye trayectorias laborales ni de residencia, por lo que no es posible contar con estas dos características antes de la disolución. Esto constituye una limitación significativa, porque ambas características podrían haber sido influenciadas por la disolución y reflejar condiciones posteriores a ella. Casique (2000), por ejemplo, encuentra que, en el caso de las mujeres urbanas de la República Bolivariana de Venezuela, el trabajo después de ingresar a la unión (y en particular la actividad económica durante los primeros cinco años de la unión) incrementa el riesgo de disolverla, en comparación con lo que ocurre con las mujeres que no trabajaron durante la unión. Futuras investigaciones con información cualitativa o cuantitativa que contenga trayectorias completas o información retrospectiva que dé cuenta de estas características antes de la disolución de la unión conyugal podrían echar más luz sobre la forma en que la actividad económica, el lugar de residencia y la disolución influyen unas en otras en cohortes recientes.

<sup>7</sup> Resultados correspondientes a la ronda 7 (2017-2022) de la Encuesta Mundial sobre Valores.

Por último, no se incorporó el tipo de unión (matrimonio o unión libre), ya que solo se cuenta con el dato sobre la situación conyugal en el momento de la entrevista y no es posible determinar qué tipo de unión existía en el caso de las mujeres que señalaron estar separadas o divorciadas. Los datos de otros países de la región indican que el tipo de unión es un factor asociado a la disolución (véanse, por ejemplo, Pérez Amador y Ojeda de la Peña, 2016, o Cabella, 2010).

En futuras investigaciones también podría considerarse el contexto emergente, en que las mujeres tienen una creciente ventaja educativa frente a los hombres en los procesos de disolución conyugal (Van Bavel, Schwartz y Esteve, 2018). Para ello, se podría analizar el efecto de la educación relativa de la mujer o la condición de homogamia o heterogamia educativa sobre el riesgo de disolución. Un elemento pendiente, fuera del alcance de este estudio, es el análisis de cómo ha evolucionado el gradiente educativo en las diferentes cohortes de mujeres en el caso ecuatoriano.

El objetivo de este estudio era analizar el gradiente educativo de la disolución conyugal en el caso de mujeres en el Ecuador. Ya sea de manera univariada o controlando por la cohorte de nacimiento, la edad a la primera unión y el número de hijos, sistemáticamente se observa que las mujeres con educación media y superior tienen un mayor riesgo de disolución frente a las que cuentan con un nivel de educación básica. Sin embargo, cuando se considera la actividad económica y el área de residencia, el efecto del nivel educativo medio se reduce y el correspondiente al nivel educativo superior deja de ser significativo. Estos resultados indican que la relación entre educación y disolución conyugal podría estar mediada por el acceso a recursos y la posibilidad de superar barreras que permitan a las mujeres finalizar uniones no satisfactorias, y apuntan a la necesidad de discutir de manera crítica y contextualizada la relevancia de las corrientes teóricas en condiciones de desigualdad económica y de género como las que se dan en el caso ecuatoriano.

## Bibliografía

- Aedo, C. e I. Walker (2012), *Skills for the 21st Century in Latin America and the Caribbean*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Allison, P. (2014), *Event History and Survival Analysis*, California, Sage.
- Arriagada, I. (2002), “Cambios y desigualdad en las familias latinoamericanas”, *Revista de la CEPAL*, N° 77 (LC/G.2180-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), agosto.
- Barro, R. y J. W. Lee (2013), “A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010”, *Journal of Development Economics*, vol. 104.
- Becker, G. (1981), *A treatise on the family*, Cambridge, Harvard University Press.
- Binstock, G. y W. Cabella (2011), “La nupcialidad en el Cono Sur: evolución reciente en la formación de uniones en Argentina, Chile y Uruguay”, *Nupcialidad y familia en la América Latina actual*, G. Binstock y J. Melo Vieira (eds.), Río de Janeiro, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- Cabella, W. (2010), “Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay: un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas”, *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 4, N° 7.

- Casique, I. (2000), "Trabajo femenino extradoméstico y riesgo de disolución de la primera unión. El caso de las mujeres urbanas en la Región Capital de Venezuela", *Papeles de Población*, vol. 6, N° 25.
- Cherlin, A. J. (2017), "Introduction to the special collection on separation, divorce, repartnering, and remarriage around the world", *Demographic Research*, vol. 37.
- Gobierno del Ecuador (2023), "Reglamento de divorcio o la terminación de la unión de hecho por mutuo consentimiento en las notarías a nivel nacional", *Suplemento del Registro Oficial No. 451, 5 de diciembre de 2023*, Quito, Registro Oficial.
- (2005), "Suplemento del Registro Oficial No. 46, 24 de junio de 2005", *Código Civil*, Quito, Registro Oficial.
- (1970), "Suplemento del Registro Oficial No. 104, 20 de noviembre de 1970", *Código Civil*, Quito, Registro Oficial.
- Correa, M. E. (2018), "Inclusión educativa de verdad. Desafíos de la expansión del nivel secundario en América Latina y el Caribe", *El futuro de la igualdad en América Latina y el Caribe. Ensayos breves* (LC/TS.2018/115), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Esteve, A., R. Lesthaeghe y A. López-Gay (2016), "The boom of cohabitation in Colombia and in the Andean region: social and spatial patterns", *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo-historical Legacies and New Trends*, A. Esteve y R. Lesthaeghe (eds.), Springer.
- (2012), "The Latin America cohabitation boom, 1970-2007", *Population and Development Review*, vol. 38, N° 1.
- Foro Económico Mundial (2023), *Global Gender Gap Report 2023* [en línea] <https://www.weforum.org/publications/global-gender-gap-report-2023>.
- Fundación ALDEA (2023), "2022, año mortal para las mujeres en Ecuador con 332 casos de femi(ni)cidio" [en línea] <http://www.fundacionaldea.org/noticias-aldea/mapa2022>.
- Fussell, E. y A. Palloni (2004), "Persistent marriage regimes in changing times", *Journal of Marriage and Family*, vol. 66, N° 5.
- Goldscheider, F., E. Bernhardt y T. Lappegård (2015), "The Gender Revolution: a framework for understanding changing family and demographic behavior", *Population and Development Review*, vol. 41, N° 2.
- Goode, W. (1963), *World Revolution and Family Patterns*, Nueva York, The Free Press of Glencoe.
- Härkönen, J. y J. Dronkers (2006), "Stability and change in the educational gradient of divorce. A comparison of seventeen countries", *European Sociological Review*, vol. 22, N° 5.
- INEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2022), *Registro Estadístico de Matrimonios y Divorcios 2022*, Quito.
- Inglehart, R. y otros (2022), *World Values Survey: All Rounds - Country-Pooled Datafile. Dataset Version 4.0.0*, JD Systems Institute & WVSA Secretariat.
- Lesthaeghe, R. (2014), "The second demographic transition: A concise overview of its development", *PNAS*, vol. 111, N° 51.
- Lutz, W. y otros (2018), "Demographic and human capital scenarios for the 21st Century: 2018 assessment for 201 countries", Oficina de Publicaciones de la Unión Europea.
- Musick, K. y K. Michelmores (2018), "Cross-national comparisons of union stability in cohabiting and married families with children", *Demography*, vol. 55, N° 4.
- Oppenheimer, V. K. (1994), "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies", *Population and Development Review*, vol. 20, N° 2.
- Park, H. y J. Raymo (2013), "Divorce in Korea: trends and educational differentials", *Journal of Marriage and Family*, vol. 75.
- Parro, F. (2012), "International evidence on the gender gap in education over the past six decades: a puzzle and an answer to it", *Journal of Human Capital*, vol. 6, N° 2.

- Pérez Amador, J. (2016), "Continuity and change of cohabitation in Mexico: same as before or different anew", *Demographic Research*, vol. 35.
- (2008), "Análisis multiestado multivariado de la formación y disolución de las parejas conyugales en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 23, N° 3.
- Pérez Amador, J. y A. Esteve (2012), "Explosión y expansión de las uniones libres en México", *Coyuntura Demográfica*, vol. 2.
- Pérez Amador, J. y N. Ojeda de la Peña (2016), "Una nueva mirada a los factores predictivos de la disolución conyugal voluntaria en México", *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social en México*, M.-L. Coubès, P. Solís y M. E. Zavala de Cosío (eds.), Ciudad de México, El Colegio de México y El Colegio de la Frontera Norte.
- Psaki, S., K. McCarthy y B. Mensch (2018), "Measuring gender equality in education: lessons from trends in 43 countries", *Population and Development Review*, vol. 44, N° 1.
- Raftery, A. (1995), "Bayesian Model Selection in Social Research", *Sociological Methodology*, vol. 25.
- Raymo, J., S. Fukuda y M. Iwasawa (2013), "Educational differences in divorce in Japan", *Demographic Research*, vol. 28, N° 6.
- Robles, A. (2023), "School attendance and marriage: a sequence analysis of educational and marital trajectories in Mexico City and Buenos Aires", *Papeles de Población*, vol. 29, N° 115.
- Ruiz-Vallejo, F. y M. Solsona i Pairó (2021), "Antecedentes en la investigación sociodemográfica sobre las separaciones conyugales en Latinoamérica, 1980-2017", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 36, N° 106.
- Salinas, V. (2018), "Hacia la medición del riesgo de disolución del matrimonio en Chile", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 33, N° 3.
- San Juan, V. y A. Esteve (2019), "Amores imposibles: la brecha entre universitarios y el resto de grupos educativos en los mercados matrimoniales de América Latina, 1970-2010", *Notas de Población*, N° 108 (LC/PUB.2019/10-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Schofer, E. y J. Meyer (2005), "The worldwide expansion of higher education in the twentieth century", *American Sociological Review*, vol. 70, N° 6.
- Schwartzman, S. (2020), "Higher education and the challenges of the twenty-first century: an introduction", *Higher Education in Latin America and the Challenges of the 21st Century*, S. Schwartzman (ed.), Cham, Springer International Publishing.
- Solís, P. y S. Ferraris (2014), "Un nuevo siglo, ¿nuevas pautas de formación y disolución de uniones?", *Los mexicanos: un balance del cambio demográfico*, C. Rabell Romero, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- UNESCO (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura) (2013), *Situación educativa de América Latina y el Caribe: hacia la educación de calidad para todos al 2015*, Santiago, Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe.
- Van Bavel, J., C. Schwartz y A. Esteve (2018), "The reversal of the gender gap in education and its consequences for family life", *Annual Review of Sociology*, vol. 44.
- Van de Kaa, D. J. (1987), "Europe's second demographic transition", *Population Bulletin*, vol. 42, N° 1.



# Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada por los hijos en México

Carlos Fernández Moreno<sup>1</sup>

Recibido: 13/11/2023

Aceptado: 12/04/2024

## Resumen

Las estructuras familiares enfrentan profundas modificaciones: tras una separación de pareja con hijos, se establecen nuevas relaciones, algunas con descendencia, creando nuevos núcleos familiares, esta vez con medios hermanos. El número de núcleos familiares crece a medida que se forman nuevas relaciones. Los hijos van integrándose a dos o más núcleos familiares, lo que origina una familia multinuclear. El objeto del estudio fue determinar el número de núcleos familiares de un individuo con una encuesta original aplicada en México. Ante la imposibilidad de medir el fenómeno directamente, se preguntó a los entrevistados por las relaciones de sus padres y se encontró que solo el 20,9% pertenece a una familia mononuclear, el 40,0% a una familia con dos núcleos familiares y el resto a familias multinucleares. También se informó de un número menor de relaciones con hijos de la madre que con hijos del padre; independientemente de las causas, esto no puede corresponder a la realidad ni conceptual ni estadísticamente, de modo que se propone un ejercicio teórico para subsanar esta subestimación.

**Palabras clave:** familia, composición familiar, familia extendida, tendencias demográficas, entrevistas, metodología estadística, México.

<sup>1</sup> Investigador asociado de la Universidad Anáhuac, México. Correo electrónico: car\_fer\_mor@yahoo.com.

## Abstract

Family structures are facing profound changes: after a couple with children separates, new relationships are established, including some with offspring, thus creating new nuclear families with half-siblings. The number of nuclear families grows as new relationships are formed. Children are integrated into two or more nuclear families, giving rise to a multinuclear family. This study aims to determine an individual's number of nuclear families. Given the impossibility of measuring the phenomenon directly, respondents were asked about their parents' relationships. The results show that only 20.9% belong to a mononuclear family, 40.0% to a binuclear family and the rest to multinuclear families. Fewer relationships were also reported with the mother's children than with the father's children. Regardless of the causes, this finding cannot be conceptually or statistically true; therefore, a theoretical exercise is proposed to correct this underestimation.

**Keywords:** family, household composition, extended family, population trends, interviews, statistical methodology, Mexico.

## Résumé

Les structures familiales connaissent de profonds changements : après la séparation d'un couple avec enfants, de nouvelles relations s'établissent, dont certaines où il existe déjà une progéniture, créant de nouveaux noyaux familiaux, cette fois avec des demi-frères ou des demi-sœurs. Le nombre de familles nucléaires augmente à mesure que de nouvelles relations se forment. Les enfants s'intègrent progressivement à deux ou plusieurs familles nucléaires, formant ainsi une famille multinucléaire. L'objectif de l'étude était de déterminer le nombre de noyaux familiaux d'un individu. Devant l'impossibilité de mesurer directement le phénomène, les répondants ont été interrogés sur les relations entre leurs parents et il s'est avéré que seulement 20,9% d'entre elles appartiennent à une famille mononucléaire, tandis que 40,0% appartiennent à une famille à deux noyaux et le reste à une famille multinucléaire. Par ailleurs, les relations avec les enfants de la mère sont moins nombreuses que celles avec les enfants du père; quelles qu'en soient les causes, ce constat ne peut correspondre à la réalité ni sur le plan conceptuel, ni sur le plan statistique ; un exercice théorique est donc proposé pour remédier à cette sous-estimation.

**Mots clés :** famille, composition des menages, famille élargie, tendances démographiques, interviews, méthodologie statistique, Mexique.

## Introducción

La transformación de la sociedad en general y de la mexicana en particular afecta casi todas las estructuras sociales, así como el sistema de creencias y valores y, por tanto, el estilo de vida. Las causas de esta transformación son variadas y entre ellas destacan el desarrollo tecnológico y el control natal generalizado, que han facilitado el acceso a la educación masiva y la integración de la mujer a la vida económica (Fernández Moreno, 2006).

Entre los cambios sociales sobresale el que está experimentando su institución fundamental: la familia. En el mundo y en México se observa una transformación acelerada de la composición, estructura y duración de las familias. La familia tradicional, formada por una pareja estable, unida “hasta que la muerte los separe”, fundamentada en el modelo católico, representa un porcentaje cada vez menor del total. Cada vez es más frecuente que las parejas decidan separarse siguiendo su camino en forma independiente, generando a su tiempo nuevas uniones y familias.

Hasta los últimos 15 años del siglo XX, la tasa de divorcios en México era estable, entre 5 y 8 divorcios anuales por cada 100 matrimonios (INEGI, 2021). Pero a partir de 2000 creció a 15 por cada 100 matrimonios en 2010, a 28 en 2020 y a 33 en 2021, es decir, uno de cada tres matrimonios se divorció en este último año.

Se agrega a ello el hecho de que cada vez menos parejas formalizan su unión contrayendo matrimonio: en 2013 hubo aproximadamente 583.000 matrimonios y en 2021 la cifra disminuyó a 453.000 (INEGI, 2021). Por otra parte, el 20% de las personas que viven en pareja están en unión libre, según el INEGI (2022), en comparación con el 9,6% que vivían así en 1960 y el 9,1% en 1970 (Quilodrán, 1974).

Según el INEGI, actualmente el 23,3% de los matrimonios terminan en divorcio antes de 5 años y en 2016 la misma institución informó que la duración promedio del matrimonio era de 16,5 años. Con la menor duración de los matrimonios y de la vida en pareja, surge el fenómeno de la recomposición familiar: después de un divorcio o separación las personas continúan con sus vidas y surge la posibilidad de establecer nuevas relaciones, algunas de las cuales pueden cristalizarse con la llegada de hijos.

Estas nuevas relaciones pueden romperse después de un tiempo, abriendo la posibilidad a otras nuevas relaciones y así sucesivamente, repitiéndose el ciclo un número indeterminado de veces. Este comportamiento, impensable hace apenas unos lustros, en la actualidad parece ser cada vez más frecuente.

Entre las primeras referencias a este fenómeno en México destacan la de Carlos Fernández Moreno, en *El ocaso de Zeus* (2006), y la de Silvia Luna Santos (2007), en “La recomposición familiar en México”. En la primera se describe la aparición de una nueva configuración familiar, pero no desde la perspectiva de la pareja, sino más bien desde la de los hijos de la pareja a lo largo del tiempo. El autor denominó a esta configuración polifamilia o familia multinuclear y la definió como familias con “niños o niñas, producto

de las relaciones de corta duración de sus padres, quienes a lo largo del tiempo se van uniendo y separando con otras parejas” (Fernández Moreno, 2006, pág. 283). Más adelante se retomarán estas obras junto con la revisión de la literatura.

Al momento de plantear la presente investigación, el fenómeno descrito como familia multinuclear o recomposición familiar parecía estar creciendo y se contaba con poca información sobre la dimensión del fenómeno; por lo tanto, parecía pertinente una cuantificación, toda vez que estos cambios podrían tener repercusiones muy importantes en todo tipo de aspectos familiares y sociales.

## A. Objetivos de la investigación

El objetivo principal del estudio fue dimensionar el fenómeno de la familia multinuclear mediante la realización de una encuesta. Los objetivos específicos fueron: i) Determinar el porcentaje de la población adulta del área metropolitana de la Ciudad de México perteneciente a una familia multinuclear heredada; ii) Determinar cuántos núcleos familiares provienen del padre y cuántos de la madre; iii) Conocer cuántos hermanos y medios hermanos tiene una persona perteneciente a una familia multinuclear, por cada núcleo familiar al que pertenece; iv) Obtener indicadores para estimar la incidencia del fenómeno a lo largo de los años, y v) Determinar la incidencia del fenómeno por nivel socioeconómico y grupo de edad.

El artículo está organizado en cinco secciones, incluida esta. En la sección B se presenta una breve revisión de la literatura publicada sobre el tema, en español y en inglés, su estructura, evolución y temas directamente relacionados con la reestructuración familiar. Se incluye igualmente el marco conceptual del presente estudio sobre la familia multinuclear. Al final de la sección B se definen los principales conceptos de la investigación, tal como fueron utilizados. En la sección C se aborda la metodología del estudio, explicando el tipo de muestreo, el instrumento de medida, el levantamiento de los datos y los análisis utilizados. En la sección D se presentan y discuten los resultados obtenidos y, finalmente, en la sección E, se exponen las conclusiones.

## B. Revisión de la literatura y marco conceptual

Cuando se habla de familia, se incluyen diferentes tipos de relaciones, con gran variedad de vínculos, cuyos miembros no necesariamente forman una pareja heterosexual, con hijos propios y que comparten de por vida para acompañarse y crecer juntos. Hoy se observa la existencia de gran cantidad de sistemas familiares a lo largo y ancho del planeta, como señala Therborn (2004).

Independientemente del enfoque, pareciera que cuando se habla de familia, implícitamente se alude a ella en singular, como si fuera una sola para toda la vida. La estructura de la familia es por naturaleza diversa y cambiante (López Sánchez, 2020), por dos motivos. El primero se refiere a la evolución natural de la familia, por el nacimiento de nuevos miembros, el fallecimiento de otros y la partida de los hijos para establecer un nuevo hogar y formar su propia familia. El segundo, por razones “no naturales”, se origina en la separación de las parejas.

Pocos estudios se adentran en los cambios que experimenta la familia con el paso del tiempo. La mayoría de ellos se basan en el enfoque llamado ciclo de vida familiar, cuyos orígenes se remontan a 1948, cuando Evelyn Millis Duvall y Reuben Hill, con otros académicos, realizaron los trabajos que desembocarían en la teoría del desarrollo familiar (*family development theory*) (Duvall, 1988).

El otro enfoque se refiere al fenómeno, cada vez más frecuente, de individuos que van perteneciendo a un número creciente de núcleos familiares, surgidos por la acumulación de uniones y separaciones con diferentes parejas y sus hijos a lo largo de su vida. Este enfoque —relativamente nuevo, pues comenzó a manifestarse en los años ochenta del siglo XX— ha sido objeto de diversas publicaciones.

El objetivo de la revisión de la literatura es mostrar los enfoques con que se ha abordado el fenómeno, incluidos su origen, su evolución y los nombres que se le han dado, y comprender sus semejanzas y diferencias. Según el idioma de la publicación consultada, las denominaciones más frecuentes son:

- La familia reconstruida o reconstituida, ocasionalmente también denominada mixta (España).
- La *stepfamily* y la *blended family* (Estados Unidos y Reino Unido).
- La recomposición familiar y la familia multinuclear (México).

Claude Lévi-Strauss afirmaba que “la palabra ‘familia’ es tan llana, la clase de realidad a la que se refiere tan cercana a la experiencia cotidiana, que el lector podría esperar enfrentarse [...] a una situación simple”. Sin embargo, agregaba que “el estudio comparativo de la familia entre muchos pueblos diferentes ha dado lugar a algunas de las más encendidas disputas en toda la historia del pensamiento antropológico” (2010, pág. 195). Y tiene razón; el concepto de familia es extraordinariamente complejo.

La familia —como se mencionó en párrafos anteriores— es intrínsecamente variable, por todas las transformaciones y reconfiguraciones que sufre a lo largo del tiempo. La familia multinuclear agregó complejidad al ya de por sí difícil tema de la familia. Los distintos autores que teorizaron e investigaron al respecto llegaron a nombrarla de maneras variadas, con diferencias conceptuales entre sí, algunas de ellas muy importantes. De ahí surgieron tres tendencias principales (el orden de mención no implica importancia ni precedencia cronológica):

- i) La *stepfamily* (en los Estados Unidos, principalmente). A finales de la década de los setenta del siglo XX empezaron a publicarse artículos sobre lo que comenzó a llamarse *stepfamilies* o *remarriage families*, como los publicados por Espinoza y Newman

en 1979 (citado por Coleman, Ganong y Russell, 2012). La definición más simple de *stepfamily* figura en Ganong y Coleman (2017): una familia donde al menos uno de los adultos tiene hijos de una relación previa. Esta definición toma como referencia a los padres o, al menos, a uno de ellos, así como al hogar que tienen con su o sus nuevas parejas al constituir una nueva familia. Este enfoque dificulta el seguimiento de las diferentes *stepfamilies* a las que puede pertenecer un individuo, pues dicho seguimiento implicaría conocer las relaciones que ambos padres biológicos van teniendo a lo largo de la vida, y lo complica, porque presupone implícitamente que el individuo debe vivir en el hogar para ser considerado miembro de esa familia; es decir, si un hijo vive con su madre y su nuevo padrastro, automáticamente no sería miembro de la familia formada por su padre y su nueva pareja. Luna Santos (2007, pág. 9) lo explica muy claramente: “se reconoce, al igual que en Jelin (2004) que la familia se vive más allá de los límites de un hogar, es decir, de la coresidencia de ambos padres e hijos. Así, por ejemplo, la trayectoria particular de los hijos después de la ruptura conyugal de sus padres puede incluir dos residencias en las que los hijos siguen interactuando, separadamente, con su padre y madre”. Con el paso del tiempo, el concepto de *stepfamily* fue convirtiéndose en algo más complejo, tanto como el fenómeno que intenta definir. Una muestra del crecimiento de las *stepfamilies* es que en 2010 en los Estados Unidos se estimaba que en una proporción de entre el 40% y el 50% de las parejas al menos uno de sus miembros había tenido un matrimonio previo (Coleman, Ganong y Russell, 2012).

- ii) Los artículos que hablan del tema en España se refieren al fenómeno como “familia reconstruida” o “familia reconstituida” (Pereira, 2014), pero parten de la definición de *stepfamily* y la traducen como: “una estructura familiar en la que al menos uno de los miembros de la pareja aporta algún hijo fruto de una relación previa [...] lo que convierte a estos adultos en padrastros y/o madrastras de los hijos biológicos de su pareja” (Espinar Fellmann y otros, 2003, pág. 303). En general, se refieren al concepto por igual como familia reconstruida y como familia reconstituida.
- iii) En México, Luna Santos (2007) analiza profundamente el fenómeno, planteando algunos aspectos conceptuales que lo hacen diferente y más completo que las descripciones propuestas tanto en los Estados Unidos como en España, y lo denomina recomposición familiar.

El tema de hombres con más de una familia en México ha sido abordado en muchas ocasiones por la literatura, como en la obra de teatro “Rosa de dos aromas” de Emilio Carballido (1986) —llevada a la pantalla grande en 1989—, en que dos mujeres que visitan a su marido en la cárcel se enteran de que el preso que van a ver es el mismo. Sin embargo, el fenómeno ha sido poco estudiado de manera formal.

Tradicionalmente ha habido dos tipos de familias múltiples. La primera de ellas ha estado vigente solo en grupos religiosos que aceptan la poligamia como algo moral, legal y doctrinalmente aceptable, como las comunidades mormonas y musulmanas. Este tipo de poligamia se caracteriza por un solo marido y varias esposas, con quienes hay descendencia; todas cohabitan un mismo hogar y existe cierta jerarquía entre las cónyuges. El otro tipo

de familia multinuclear, a diferencia del anterior, no es abierto y con frecuencia al menos una de las familias no sabe de la existencia de la otra. Tiene las siguientes características: cada familia habita un hogar diferente y normalmente (con algunas excepciones) no hay convivencia, ni relación entre los miembros de las diferentes familias. Estas familias existen al mismo tiempo y el hombre, jefe del hogar, no tiene intención de abandonar a ninguna de ellas. Es decir, citando otra vez a Lévi-Strauss (2010, pág. 199), se trata de “varias familias monógamas aunque la misma persona desempeñe el papel de varios cónyuges”; como sucede en la obra “Rosa de dos aromas”.

En este estudio, al hablar de familia multinuclear, en principio, se trataría de familias secuenciales, o al menos no necesariamente simultáneas, es decir, un núcleo familiar nuevo se establecería una vez roto, formal o informalmente, el núcleo anterior. Otra diferencia es que, en la mayoría de los casos, la nueva familia no se oculta a la o las familias anteriores. Además, suele haber contacto entre los diferentes núcleos familiares.

Como ya se apuntó previamente, el autor aborda el fenómeno en el libro *El ocaso de Zeus* (Fernández Moreno, 2006). Otra autora que ha escrito sobre el tema es María Elena Benítez Pérez (2017), quien lo describe así:

Actualmente es común encontrar grupos familiares conformados por padres y padrastros, madres y madrastras, hermanos y hermanastros. En ellos las relaciones no son de origen biológico, sino que surgen de la decisión de los padres que se separan de sus antiguas parejas y vuelven a contraer matrimonio y a formar una familia, conservando relaciones con su familia anterior o integrándola en una familia moderna. Son estas las familias agregadas o reconstituidas, en las que dos cónyuges divorciados y con hijos se vuelven a casar, aportando los hijos de ambos matrimonios (Benítez Pérez, 2017, pág. 65).

Hasta ahora el autor ha utilizado los términos familia múltiple, familia multinuclear y polifamilia como sinónimos, para distinguirlos de los usados por la literatura previamente escrita sobre la pertenencia de un individuo a varios núcleos familiares.

Como se podrá observar, en el concepto de familia multinuclear, a diferencia de *stepfamily* y familia reconstituida, el punto de referencia son los hijos y no los padres, siendo irrelevantes la convivencia dentro de un hogar y la corresponsabilidad parental. Esta puntualización es fundamental y ampliamente discutida por Luna Santos:

[...] un grupo de población importante está participando en procesos de recomposición familiar debido a la separación y a las uniones sucesivas de sus padres. Después de esa separación, los hijos viven la ‘biparentalidad’ en dos hogares, el del progenitor que tiene su custodia y el de aquel que no reside con ellos. Dado que el vínculo de filiación es perenne, la familia se interpreta desde la posición de los hijos (2007, pág. 5).

Otra diferencia fundamental entre el concepto de familia reconstituida y el de familia multinuclear propuesta por el autor es que la segunda, como se verá más adelante, debe tener más recomposiciones, es decir, los padres biológicos de un sujeto deben haber formado

al menos dos nuevos núcleos familiares adicionales con hijos. Vale la pena hacer notar que el vínculo de sangre permanece incluso en caso de no haber ningún trato o contacto social entre padres e hijos o entre medios hermanos y, dado que el vínculo consanguíneo es indisoluble, se considera que un individuo pertenece a uno o varios núcleos familiares cuando hay:

- Padre-madre biológicos y hermanos.
- Padre biológico-otra pareja y medios hermanos.
- Madre biológica-otra pareja y medios hermanos.

La principal diferencia entre el concepto de familia producto de una recomposición en los términos de Luna Santos (2007) y el planteado en este documento como familia multinuclear es el número de “recomposiciones”; por tanto, no se trata de una diferencia de fondo, sino más bien de grado, toda vez que, en la época en que se escribieron los artículos que tratan el tema, los antecedentes de las recomposiciones o, en su defecto, las reconstrucciones familiares por parte de los padres después de su primera separación se limitaban, en la gran mayoría de los casos, a un solo intento más por establecer una familia permanente.

En consecuencia, no parece necesario dar un nuevo nombre al fenómeno y se retoma el término recomposición familiar, agregándole únicamente la palabra multinuclear para aclarar que se trata de más de una recomposición por parte de al menos uno de los padres, para considerar que un individuo pertenece a una familia multinuclear. Así, se habla de familia multinuclear cuando uno de los padres ha recompuesto su familia, con nuevos hijos, en al menos dos ocasiones.

La familia multinuclear como fenómeno social no es nueva en México ni en el mundo, como apunta Claude Lévi-Strauss (2010, pág. 202): “El hecho de que la monogamia no está inscrita en la naturaleza del hombre ha sido suficientemente probado por la existencia de la poligamia en formas ampliamente diferentes”.

Hasta este momento, con los comentarios anteriores se ha puesto de manifiesto que:

- El tema de la formación de múltiples núcleos familiares, como fenómeno generalizado, es relativamente nuevo.
- El mismo fenómeno ha recibido varios nombres, con algunas diferencias conceptuales, según el autor.
- Se tiene una vaga noción de que el fenómeno es importante.
- No hay una cuantificación formal de la incidencia del fenómeno.

Respecto del último punto, varios autores hablan indirectamente del crecimiento del fenómeno, al referirse al aumento que están teniendo en nuestra sociedad los efectos negativos de la recomposición familiar. Por ejemplo, Claudia López Sánchez (2020) menciona en el título de sus artículos su naturaleza creciente: “Las familias reconstituidas. Una realidad en continuo crecimiento”. Asimismo, Amy Write Glenn (2019), por mencionar solo un par de ellos, aborda los peligros reales de abuso infantil, señalando que el abuso infantil es 40 veces más probable cuando un padre o una madre encuentra una pareja nueva.

Ahora bien, la incidencia de las familias reconstituidas, en la mayoría de los artículos revisados, incluidos los mencionados, solo figura en referencias estadísticas muy generales, no actualizadas y referidas a los Estados Unidos, y las cifras van de “uno de cada tres”, como apunta López Sánchez (2020), hasta entre el 40% y el 50% de los matrimonios, donde al menos uno de sus miembros había tenido un matrimonio previo (Coleman, Ganong y Russell, 2012).

En general, las estimaciones de la incidencia de las familias reconstruidas son pocas y la forma en que se calcularon no es clara o, en ocasiones, son estimaciones indirectas, para cuantificar sus efectos, como en los dos artículos citados.

Lo anterior confirma la necesidad de cuantificar la incidencia de las familias reconstituidas y sus reconstrucciones, como se plantea en la presente investigación y, colateralmente, también evidencia la ausencia de una metodología formal para cuantificar dicho fenómeno. Ambos aspectos, tanto la cuantificación misma como la propuesta metodológica para lograrla, son los dos temas que se abordan en este estudio.

## 1. Definición de conceptos

Considerando la discusión anterior sobre la familia y sus diferentes expresiones y dado que existen varios nombres asociados al fenómeno de pertenecer a varios núcleos familiares, con sus matices, a fin de unificar criterios y significados, el autor propone las siguientes definiciones para los conceptos clave de la investigación:

- Núcleo familiar: es la expresión mínima de una familia. Está constituido por una pareja y sus hijos en común o por una pareja y sus hijos en común más los hijos de alguno de los padres con una pareja diferente. Un núcleo familiar puede evolucionar de la siguiente manera:
  - Núcleo familiar original: está formado por una pareja en la que ambos son padres por primera vez y, por tanto, no hay medios hermanos. Este núcleo familiar por sí mismo forma una familia, la familia original.
  - Familia reconstruida o reconstituida: ya incluye dos núcleos, por lo que se le llama “familia reconstruida” en vez de “núcleo familiar reconstruido”. Se define como la “estructura familiar en la que al menos uno de los miembros de la pareja aporta algún hijo fruto de una relación previa”. Retomando la definición propuesta por Gorell Barnes, Thompson y Burchardt (citada en Espinar Fellmann y otros, 2003), a esta definición original se le agrega la condición de que la nueva pareja tenga hijos. Para efectos de la presente investigación, a fin de emplear esta denominación se requiere que cada miembro de la pareja tenga una y solo una nueva relación con hijos (por el resto de la vida o, si se separa, sin iniciar una tercera relación en que se tengan hijos); de lo contrario, quedaría en el supuesto de familia multinuclear, tal como se define a continuación.

- Familia multinuclear: según lo que establece el autor, existe cuando un individuo pertenece a tres o más núcleos familiares, sean de padre o de madre (o de ambos, por supuesto), es decir, cuando ya hay dos o más reconstrucciones familiares.

El punto de referencia son los hijos, porque tienen el vínculo consanguíneo con ambos padres, mientras que su padre y su madre, al no tener consanguinidad entre ellos, pierden el vínculo al separarse y los hijos necesariamente se convierten en miembros de una nueva familia al momento en que sus padres tienen descendencia con otra pareja.

Se pueden distinguir algunas modalidades de familias multinucleares, las que se presentan a continuación.

Atendiendo a la relación que el entrevistado tenga con sus padres y sus parejas:

- Familia nuclear primaria: núcleo familiar formado por el padre y la madre biológicos del individuo ancla (el entrevistado), más sus hermanos.
- Familia nuclear secundaria: núcleos familiares formados por uno de los padres biológicos y otra u otras parejas, más sus hijos, es decir, los medios hermanos del entrevistado.

Atendiendo a su origen:

- Familia nuclear heredada: el conjunto de núcleos familiares primarios y secundarios formados por sus padres biológicos y sus otras parejas, más sus hijos.
- Familia nuclear propia: el conjunto de núcleos familiares formados por el sujeto ancla y todas sus parejas con hijos.

En consecuencia, la diferencia entre familia reconstruida y familia multinuclear heredada es el número de núcleos familiares heredados a los que pertenece el entrevistado, de acuerdo con la siguiente clasificación:

- Sus padres, al momento de la entrevista, son o fueron pareja única con hijos: familia mononuclear o única.
- Uno o ambos padres con una relación de pareja con hijos adicional a la relación de sus propios padres en común: familia reconstruida.
- Al menos uno de sus padres con dos o más relaciones de pareja con hijos, adicionales a la relación de sus propios padres en común: familia multinuclear.

En el caso de familia reconstruida y familia multinuclear propia, la diferencia también está en el número de parejas con hijos del entrevistado:

- Una sola pareja con hijos: familia mononuclear o única.
- Dos parejas con hijos, una previa y otra subsecuente, después de una separación: familia reconstruida.
- Tres o más parejas con hijos: familia multinuclear.

## C. Planteamiento metodológico

En las secciones anteriores se presentó el tema, se revisaron algunos antecedentes bibliográficos relevantes para ubicarlo en contexto y se estableció el marco conceptual de la investigación. En esta sección se describirá la metodología utilizada, aclarando el alcance y las limitaciones del estudio.

Se llevó a cabo un estudio cuantitativo, mediante la realización de entrevistas personales casa a casa a habitantes del área metropolitana de la Ciudad de México, con un cuestionario estructurado (véase el cuestionario en el anexo A1). La unidad de análisis fueron los individuos entrevistados. El tamaño de la muestra fue de 700 personas entre los 15 y los 80 años.

Se utilizó un muestreo polietápico, por conveniencia, estratificado por cuotas de niveles socioeconómicos y edad, de manera que cada nivel representara un 25% de la muestra y cada rango de edad un 15% aproximadamente, excepto el rango de 15 a 20 años, por su menor amplitud, cuyo peso en la muestra total fue de alrededor del 7%. En total se definieron siete estratos de edad que debía cubrir el estudio (véase el cuadro 1).

Cuadro 1  
Valores de las cuotas de la muestra, por edad y nivel socioeconómico  
(En porcentajes)

Base: 700	Porcentaje sin ponderar	Porcentaje ponderado
<b>Rango de edad</b>		
15 a 20 años	7,6	14,0
21 a 30 años	15,4	23,0
31 a 40 años	15,4	20,0
41 a 50 años	15,4	170,0
51 a 60 años	15,4	13,0
61 a 70 años	15,4	8,0
71 a 80 años	15,4	4,0
<b>Nivel socioeconómico</b>		
A/B	25,0	10,0
C	25,0	35,0
D	25,0	45,0
E	25,0	10,0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

La primera etapa consistió en la selección de los conglomerados o grupo de cuadras donde se buscaría realizar las entrevistas; se seleccionaron 70, ubicados en colonias o barrios representativos de su nivel socioeconómico, y se realizaron en promedio 10 entrevistas en cada uno. Se buscó la dispersión geográfica para cubrir la mayor parte de la zona urbana de la Ciudad de México.

La segunda etapa fue la selección de la casa dentro de la cuadra o manzana, mediante un salto sistemático de cuatro casas a partir de la esquina más al sur y al este de la cuadra.

Por último, se seleccionó un individuo entre los miembros del hogar presentes en ese momento que se ajustara al perfil buscado de edad y género. En caso de haber más de una persona con el perfil requerido, se seleccionó a quien permitiera un avance homogéneo en las cuotas.

En cuanto a la confiabilidad de la muestra total, considerando un 95% de confiabilidad, se obtuvo un rango de confianza de un  $\pm 4\%$ , mientras que por nivel socioeconómico el rango sería de un  $\pm 7\%$  y por edad de un  $\pm 9\%$ , con excepción del rango de edad de 15 a 20 años, que tendría un rango de variación mayor. El trabajo de campo se realizó de noviembre de 2022 a enero de 2023.

Aunque no se elimina por completo, para reducir al máximo el riesgo de sesgo en los resultados debido al hecho de usar un método de muestreo por conveniencia, el diseño de la muestra, por cuotas, fue muy cuidadoso.

## 1. Naturaleza y alcance del estudio

El estudio realizado se puede definir como un estudio actitudinal, cuantitativo, exploratorio y descriptivo.

Dado que el fenómeno no es observable directamente ni existen estadísticas oficiales al respecto, ni tampoco se pudo encontrar literatura reciente que lo dimensionara al momento de realizar la presente investigación, se propuso un enfoque metodológico perceptual, es decir, se optó por preguntarle al entrevistado por sus percepciones de la realidad y sus vivencias respecto de las relaciones de sus padres, con las limitaciones de este tipo de enfoque y sus probables fuentes de sesgo.

Una de las principales aportaciones del presente estudio es precisamente proponer una metodología que permita, al menos en parte, subsanar la ausencia de datos duros acerca del fenómeno, al utilizar escalas de medición perceptual, como se hace a menudo en las ciencias sociales.

El estudio se realizó con un enfoque cuantitativo para identificar diferencias significativas entre los diferentes cortes de análisis en que podía dividirse la muestra. Se entiende que es exploratorio porque se diseñó como un primer intento de medir el fenómeno. En este sentido, no se plantearon hipótesis sobre los probables resultados que se encontrarían; sin embargo, dada la rigurosidad metodológica, se considera que los resultados tienden a reflejar el fenómeno razonablemente en el área metropolitana de la Ciudad de México.

Finalmente, en este estudio *únicamente* se investigaron *núcleos familiares heredados*, dejando para futuras investigaciones los núcleos familiares formados directamente por la persona entrevistada.

## D. Resultados

Esta sección comienza con una descripción de la muestra final, para después presentar los resultados de la investigación.

### 1. Descripción de la muestra final

La muestra final del estudio fue de 700 entrevistas, de las cuales 350 se realizaron a hombres y 350 a mujeres; a cada estrato socioeconómico le correspondieron 175 entrevistas. En el caso de los rangos de edad hubo variaciones, debido a que en el rango de edad más bajo, el de 15 a 20 años, solo se realizaron 53 entrevistas. Los rangos siguientes tuvieron variaciones aleatorias, de modo que cada uno quedó con un número de entre 107 y 110 entrevistas (véase el cuadro 2).

Cuadro 2  
**Perfil de la muestra**  
(En porcentajes)

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
<b>Nivel socioeconómico</b>														
AB	10	100	0	0	0	11	9	10	10	10	10	10	10	10
C	35	0	100	0	0	38	32	35	35	35	35	35	35	35
D	45	0	0	100	0	39	50	45	45	45	45	45	45	45
E	10	0	0	0	100	11	9	10	10	10	10	10	10	10
<b>Sexo</b>														
Mujer	49	55	53	43	55	100	0	48	53	46	43	54	45	57
Hombre	51	45	47	57	45	0	100	52	47	54	57	46	55	43
<b>Estado civil</b>														
Soltero(a)	17	17	14	18	25	19	15	68	28	2	0	3	0	1
Casado(a)	55	60	60	53	44	54	56	23	33	67	75	70	74	68
Divorciado(a)/ separado(a)	5	5	4	4	9	4	5	1	2	7	3	7	9	6
Viudo(a)	20	16	21	21	19	18	22	8	36	25	20	9	9	10
Otros	3	2	2	5	4	5	2	0	1	0	2	11	8	16
<b>Edad</b>														
15 a 20 años	14	14	14	14	14	14	14	100	0	0	0	0	0	0
21 a 30 años	23	23	23	23	23	25	21	0	100	0	0	0	0	0
31 a 40 años	20	20	20	20	20	19	21	0	0	100	0	0	0	0
41 a 50 años	17	17	17	17	17	15	19	0	0	0	100	0	0	0
51 a 60 años	13	13	13	13	13	14	11	0	0	0	0	100	0	0
61 a 70 años	8	8	8	8	8	8	9	0	0	0	0	0	100	0
71 a 80 años	4	4	4	4	4	5	4	0	0	0	0	0	0	100

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

## 2. Resultados principales

Para la exposición de resultados, primero se plantea la pregunta correspondiente del cuestionario y a continuación se presentan los cuadros en los que se muestran los resultados.

### a) Pregunta 1: ¿Cómo vivían los padres al momento del nacimiento del entrevistado?

Antes de analizar la incidencia de familias multinucleares, se revisará la percepción del entrevistado sobre la situación de pareja de sus padres biológicos. En el cuadro 3 se muestran las respuestas a la pregunta respectiva.

Cuadro 3  
Distribución de los entrevistados según la situación de pareja de sus padres al momento de su nacimiento  
(En porcentajes)

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
P.1: Al momento de su nacimiento, sus padres biológicos ¿vivían juntos, separados, pero tenían relación entre sí o no tenían ninguna relación entre sí?														
Columna	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
Vivían juntos	76	77	74	77	75	75	77	73	69	76	77	85	83	77
Vivían separados pero tenían relación de pareja	16	16	17	16	18	19	14	19	20	16	15	12	14	16
No hubo relación de pareja después del nacimiento	8	7	9	7	7	7	9	8	11	8	8	3	3	7

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

En el total de la muestra, tres de cada cuatro entrevistados manifestaron que sus padres vivían juntos al momento de su nacimiento; no hay diferencias, desde el punto de vista estadístico, ni por nivel socioeconómico ni por género del entrevistado.

En el rango de edad de 21 a 30 años, la incidencia de la respuesta “no hubo relación de pareja después del nacimiento”, de un 11% (columna I), es significativamente más alta que la incidencia obtenida en los rangos de 51 a 60 años y de 61 a 70 años (columnas L y M).

En los dos rangos de menor edad de la muestra, hay porcentajes más bajos en la respuesta “vivían juntos” y, en consecuencia, son más altos en las opciones “vivían separados” y “no

hubo relación de pareja después del nacimiento”, encontrándose una diferencia significativa en el 85% del rango de 51 a 60 años frente al 69% del rango de 21 a 30 años. Este dato es congruente con la información del INEGI (2021), que muestra cada vez más separaciones entre parejas y una duración menor de la relación.

**b) Pregunta 4.1: ¿Su padre tuvo hijos con otra u otras mujeres además de con su madre?**

El 74% de los entrevistados contestaron afirmativamente, como se observa en el cuadro 4. Se trata de una cifra aparentemente elevada comparada con el 40% a 50% mencionado por Coleman, Ganong y Russell (2012) para el caso de los Estados Unidos.

Cuadro 4  
**Distribución de los entrevistados según si su padre tuvo hijos con otra mujer además de con su madre**  
(En porcentajes)

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
P.4.1: ¿Su padre tuvo hijos con otra u otras mujeres?														
Columna	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
No	26	35	25	26	26	27	26	38	26	26	22	22	26	24
Sí	74	65	75	74	74	73	74	62	74	74	78	78	74	76

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

Si bien en México abundan las estadísticas de maternidad por mujer, no sucede lo mismo en el caso de los hombres y en ninguno de los dos casos, ni para hombres ni para mujeres, existe una estadística que muestre con cuántas parejas diferentes se tuvo hijos, por lo que no se cuenta con una fuente de información alternativa con la que pudieran compararse estos datos.

**c) Pregunta 4.1.a: Además de su madre, ¿con cuántas mujeres tuvo hijos su padre?**

En el cuadro 5 figura la cantidad de mujeres con las que el padre del entrevistado tuvo hijos, sin contar a su propia madre. Aproximadamente 4 de cada 5 personas (entre aquellas que previamente declararon que su padre había tenido hijos con otra mujer además de su madre) mencionaron “con una mujer” y el resto “con dos mujeres”. En la muestra obtenida no hubo entrevistados que mencionaran más de dos mujeres.

Cuadro 5  
**Distribución de los entrevistados según el número de mujeres  
 con las que su padre tuvo hijos además de su madre**  
 (En porcentajes)

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
P.4.1.a: ¿Con cuántas mujeres?														
Columna	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
Sí tuvo hijos con otras mujeres	74	65	75	74	74	73	74	62	74	74	78	78	74	76
Número de mujeres														
1	60	55	59	62	58	57	62	45	55	66	69	63	56	67
2	14	10	16	12	16	16	12	17	19	8	9	14	17	9

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

Destaca el alto porcentaje de respuesta para “dos mujeres” de entrevistados entre las edades de 15 a 30 años, similares a los observados en los rangos de 51 a 70 años, cuando ya los padres de los entrevistados difícilmente podrían engendrar más hijos. Con el tiempo, podría esperarse que el número de relaciones con hijos entre los padres más jóvenes siga creciendo.

#### d) **Pregunta 4.2: ¿Su madre tuvo hijos con otro u otros hombres además de con su padre?**

Al preguntarle al entrevistado si su madre había tenido hijos con otro hombre además de con su padre (véase el cuadro 6), destaca el bajo porcentaje de respuestas afirmativas: el 37% del total de la muestra, inferior a la proporción referente a los padres del entrevistado. Más adelante se profundizará en el análisis de este dato.

Existen diferencias significativas entre los rangos de edad de los entrevistados. En el rango de 31 a 50 años, correspondiente a entrevistados cuyas madres difícilmente van a tener más hijos, el porcentaje de respuestas afirmativas es estadísticamente superior al observado entre los entrevistados mayores de 50 años. Parece haber un comportamiento generacional diferente: las mujeres con hijos entre 51 y 80 años establecieron menos relaciones de pareja en las que tuvieron hijos comparadas con las mujeres más jóvenes, con hijos entre 31 y 50 años.

En cuanto a los entrevistados de 15 a 30 años, el número de madres con hijos de otra pareja es ya igualmente alto o más alto que el observado en los rangos de entrevistados de mayor edad. Además, existe la posibilidad de que, con el tiempo, sus madres incrementen sus relaciones con hijos, igualando o superando a las madres de los entrevistados de 31 a 50 años.

Cuadro 6  
**Distribución de los entrevistados según si su madre tuvo hijos con otro hombre además de con su padre**  
*(En porcentajes)*

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
P.4.2: ¿Su madre tuvo hijos con otro u otros hombres?														
Columna	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
No	63	67	63	62	65	63	63	72	63	50	55	69	82	73
Sí	37	33	37	38	35	37	37	28	37	50	45	31	18	27

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

Se observan tres rangos de edad de los entrevistados con resultados claramente diferentes entre sí. Primero, el de entrevistados de 15 a 30 años, con una incidencia cercana al promedio del total de población, cuyas madres tienen altas posibilidades de establecer nuevas relaciones en las que tengan hijos en el futuro. Segundo, el de entrevistados de entre 31 y 50 años, con una mayor incidencia de madres con más de una relación en la que tuvieron hijos; por su edad, dichas madres presentan muy pocas posibilidades de formar nuevas parejas en las que vayan a tener hijos, al estar más allá o muy cerca del límite de la edad reproductiva. Tercero, el de entrevistados de 51 años o más, con un porcentaje de madres con relaciones múltiples con hijos estadísticamente menor que el del grupo anterior y presumiblemente menor que el que registrarán en el futuro las madres de los entrevistados que actualmente están entre los 15 y los 30 años.

En resumen, los datos indican que el porcentaje de entrevistados de menor edad con madres que tuvieron hijos de múltiples parejas, cuando lleguen a los 41 años, será mayor comparado con el que actualmente presentan los entrevistados que ya cumplieron 41 años.

**e) Pregunta 4.2.a: Además de su padre, ¿con cuántos hombres tuvo hijos su madre?**

En el cuadro 7 se presenta el número de parejas adicionales con las que la madre del entrevistado tuvo hijos, además de su propio padre. Del total ponderado, el 35% de los entrevistados mencionó una pareja adicional de su madre y solo el 1% mencionó que su madre tuvo dos parejas. Sin embargo, en el rango de los entrevistados de 15 a 20 años, la incidencia de dos parejas adicionales de la madre fue del 6%, estadísticamente superior a los otros rangos de edad, y en el rango de 21 a 30 años se muestra únicamente un 2% de casos en que la madre del entrevistado tuvo dos parejas con hijos.

Cuadro 7  
**Distribución de los entrevistados según el número de hombres  
 con los que su madre tuvo hijos además de su padre**  
 (En porcentajes)

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
P.4.2.a: ¿Con cuántos hombres?														
Columna	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
Sí tuvo hijos con otros hombres	37	33	37	38	35	37	37	28	37	50	45	31	18	27
1	36	33	33	38	34	35	36	22	35	50	44	31	18	27
2	1	0	4	0	1	2	1	6	2	0	1	0	0	0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

Lo anterior apunta a un cambio de comportamiento de las mujeres jóvenes con respecto al número de parejas con las que están teniendo hijos, situación que también podría estar acompañada de una mayor aceptación de sus hijos al reconocer, ante terceros, que su madre tuvo descendencia con tres personas (o más).

Para profundizar en el análisis de la información que entregan los entrevistados al referirse a sus padres y madres, se hizo una comparación que muestra diferencias donde no debería haberlas, ni desde el punto de vista estadístico ni desde el punto de vista conceptual (véase el cuadro 8).

Cuadro 8  
**Comparación de porcentajes entre padres y madres que tuvieron hijos con otra pareja**  
 (En porcentajes)

Base	Padres o madres con parejas adicionales	
	Padres	Madres
Sí tuvo hijos con otra pareja <sup>a</sup>	74 <sup>c</sup>	37
Porcentaje que sí tuvo hijos <sup>b</sup>		
Un hijo	60 <sup>c</sup>	36
Dos hijos	14 <sup>c</sup>	1

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

<sup>a</sup> Además de con su padre o su madre.

<sup>b</sup> Sin contar a su padre o madre.

<sup>c</sup> Significativo al 95%.

Destaca que el 74% de los entrevistados, al hablar de sus padres, mencionaron que habían tenido al menos una pareja con hijos, además de los que tuvo con su propia madre, pero al preguntarles lo mismo en referencia a sus madres, el porcentaje fue de solamente un 37%, cifra estadísticamente menor.

También hubo diferencias significativas con relación al número de parejas adicionales, ya que la mención de dos parejas adicionales la hicieron un 14% de los entrevistados cuando se referían a su padre y solo un 1% de los entrevistados cuando se referían a su madre.

En cuanto al número de hijos, la diferencia entre lo que dijeron de sus padres y de sus madres es más clara, como se muestra en el cuadro 9. Ese 74% de padres que tuvieron hijos con otras mujeres diferentes de las madres de los entrevistados engendraron 88 hijos en total, 60 de ellos con mujeres con las que tuvieron un solo hijo y 28 con mujeres con las que tuvieron dos hijos, mientras que las madres de los entrevistados que tuvieron hijos con otros hombres engendraron 38 hijos: 36% con hombres con los que tuvieron un solo hijo y 1% con un hombre con el que tuvieron dos hijos.

Cuadro 9  
**Comparación entre el número de hijos que tuvieron padre y madre**  
(En porcentajes y cantidad de hijos)

Base	Total de hijos de padres y madres	
	700	
	Padres	Madres
Porcentaje que sí tuvo hijos con otra pareja	74 <sup>a</sup>	37
<b>Cantidad de hijos</b>		
Número de hijos de parejas con un hijo	60 <sup>a</sup>	36
Número de hijos de parejas con dos hijos	28 <sup>a</sup>	2
<b>Total de hijos por cada 100 parejas de padres de los entrevistados</b>	<b>88<sup>a</sup></b>	<b>38</b>

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

<sup>a</sup> Significativo al 95%.

En sentido estricto, el total de relaciones declaradas del padre (74%) y de la madre (37%) y de hijos engendrados por los padres (88) y por las madres (38) de los entrevistados debería ser estadísticamente igual, dado que existe una correspondencia entre ambos datos, pues la única manera de tener una relación con hijos es entre un hombre y una mujer, y un hombre que tiene hijos con tres mujeres, por ejemplo, debe corresponder a tres mujeres que tuvieron hijos con ese hombre, es decir son tres relaciones en total tanto para el hombre como para las mujeres: un hombre con tres relaciones y tres mujeres con una relación cada una.

Por lo anterior, la diferencia en el número de relaciones entre hombres y mujeres, padres de los entrevistados, no podría explicarse por variaciones aleatorias en un estudio muestral, sino que debe haber alguna causa no determinada que la explique.

Posiblemente frente al número de relaciones y de hijos que los entrevistados reconocen y atribuyen a sus padres (sexo masculino) biológicos existen menos restricciones de orden moral y cultural, por lo que el entrevistado pudo haber hablado sobre estas relaciones con mayor libertad, pues precisamente, desde un punto de vista cultural, es “normal” que los hombres tengan hijos con varias mujeres.

Excede a los objetivos del presente estudio adentrarse en el contexto cultural vigente en México hace algunos años, cuando se ensalzaba el machismo, cuyos “valores” aún hoy

siguen vigentes en ciertos sectores de la sociedad. Este tema fue tratado muchas veces y de distintas maneras, en películas y libros costumbristas. Ejemplo de esto son la película *El mil amores*, estelarizada por Pedro Infante y dirigida por Rogelio A. González (1954), o la novela *Pedro Páramo*, de Juan Rulfo (1955), donde, de manera resumida, se consideraba un valor masculino tener muchas mujeres y muchos hijos mientras que, simultáneamente, se señalaba socialmente a las mujeres que caían a los encantos masculinos, venerando a la mujer casta, pura y abnegada.

Por lo anterior, se podría plantear, a manera de hipótesis, que los entrevistados no hablan con la misma libertad cuando se trata de las mujeres y menos cuando estas son sus madres, por lo que podría suponerse que varios entrevistados no fueron sinceros o francamente no estaban enterados de las relaciones de sus madres con otros hombres diferentes de su propio padre.

Por otro lado, si se tuviera que determinar cuál de los datos obtenidos, el de los padres o el de las madres, refleja mejor la realidad, claramente la elección sería la de los datos referidos a los padres y, por consiguiente, los datos atribuidos a las madres de los entrevistados tienen una fuerte subestimación, producto de variables exógenas no controladas.

#### f) Determinación del número de núcleos familiares a los que pertenece el entrevistado

En el cuadro 10 se cruza la información proporcionada respecto del padre con la información proporcionada respecto de la madre, por lo que se muestran algunos de los resultados más importantes declarados por los entrevistados en la presente investigación.

Cuadro 10  
Distribución de los entrevistados según si su padre y su madre tuvieron hijos con otras parejas  
(En porcentajes)

	¿Su madre tuvo hijos con otras parejas además de con su padre?		
	No	Sí	Total
¿Su padre tuvo hijos con otras parejas además de con su madre?			
No	20,9 <sup>a</sup>	5,5	26,4
Sí	42,3	31,3	73,6
Total	63,2 <sup>a</sup>	36,8	100,0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

<sup>a</sup> Significativo al 95% de probabilidad.

- El 20,9% de los entrevistados declararon que sus padres no tuvieron otras parejas y por tanto tampoco hay hijos con otras parejas.
- El 47,9% de los entrevistados declararon que solo uno de sus dos padres tuvo al menos una pareja adicional, de los cuales el 42,3% corresponde a parejas solo del padre y el 5,5% a parejas solo de la madre.

- El 31,3% de los entrevistados declararon que tanto su padre como su madre tuvieron al menos una pareja adicional.

Debido a lo que se presume una subestimación del número de parejas con hijos de la madre del entrevistado, producto de variables exógenas, como ya se mencionó, es pertinente intentar un ejercicio conceptual, con la información disponible, que subsane esta subestimación.

Lo que se propone es hacer un cálculo teórico para esta estimación, bajo la premisa de que las relaciones declaradas del padre son más aproximadas a la verdad, y considerar que para la madre el número de relaciones sería estadísticamente igual.

En el cuadro 11 se incluye el número de parejas adicionales declaradas por el entrevistado, tanto para el padre como para la madre, así como una estimación realizada dada la presumible omisión voluntaria o involuntaria de las relaciones verdaderas de la madre, como se comentó a propósito del cuadro 10. Los principales resultados declarados por los entrevistados son los siguientes:

- La mayoría de los padres tuvieron una relación adicional, mientras que las madres no la tuvieron.
- Solo el 5,5% de los entrevistados declaró que su madre tuvo una sola pareja con hijos y su padre no tuvo ninguna.
- El 30,8% declaró que tanto el padre como la madre tuvieron parejas adicionales con hijos.

Los principales resultados estimados de relaciones (véase la parte derecha del cuadro 11) son los siguientes:

- Tanto los padres como las madres tuvieron relaciones adicionales con hijos, la gran mayoría con una relación adicional cada uno, con un 45,2%.
- Habría mujeres con dos o más relaciones, al igual que los hombres.

Cuadro 11

**Mujeres u hombres adicionales con quienes el padre o la madre tuvo hijos, declarados y estimados**  
(En porcentajes)

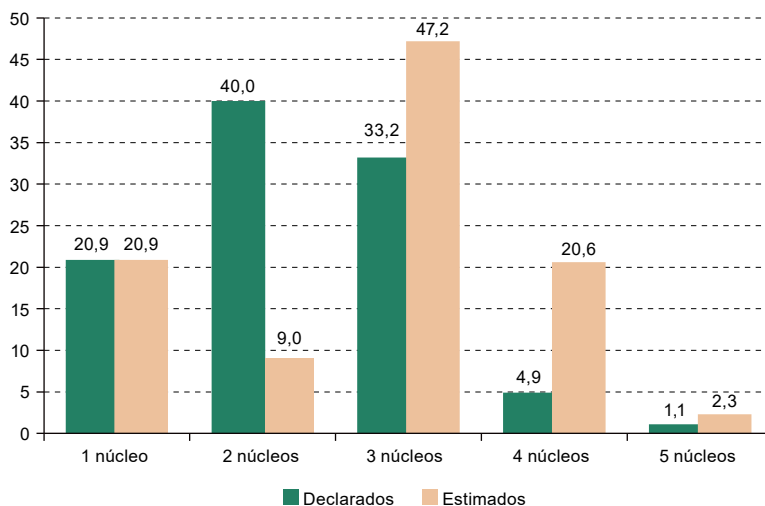
Base: 700	¿Con cuántos hombres tuvo hijos su madre además de su padre? (parejas declaradas)				Relaciones de la madre con otras parejas además del padre (estimadas a partir de las relaciones del padre)			
	Ninguno	1	2	Total	Ninguno	1	2	Total
¿Con cuántas mujeres tuvo hijos su padre además de su madre?								
Ninguno	20,9	5,5	0,0	26,4	20,9	4,5	1,0	26,4
1	34,4	25,3	0,3	60,0	4,5	45,2	10,3	60,0
2	7,9	4,3	1,4	13,6	1,0	10,3	2,3	13,6
Total	63,2	35,1	1,7	100,0	26,4	60,0	13,6	100,0

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

En resumen, en el gráfico 1 se muestran los resultados del estudio del número de núcleos familiares declarados y estimados a los que pertenecen o pertenecerían los entrevistados, ya incluidos sus propios padres biológicos. La información declarada por los entrevistados se resume en lo siguiente:

- El 20,9% declaró un solo núcleo familiar, el de sus padres biológicos.
- El 40,0% declaró que al menos uno de sus padres tuvo hijos con otra pareja y el otro no: un 34,6% de los padres y un 5,4% de las madres con una pareja adicional.
- El 33,2% mencionó tener dos núcleos familiares adicionales al suyo: un 7,9% corresponde a padres con dos parejas y un 25,3% con dos núcleos adicionales, uno del padre y otro de la madre, y un 0,0% mencionó que su madre tuvo dos núcleos con otros hombres.
- El 4,9% de los entrevistados mencionó tener tres núcleos familiares adicionales al de sus padres biológicos: el 4,6% de padres con dos parejas y la madre con una pareja adicional y el 0,3% correspondiente a una madre con dos parejas más un padre con otra pareja.
- El 1,1% mencionó tener cuatro núcleos familiares adicionales al suyo, correspondientes a padres con dos mujeres con hijos y madres con dos hombres con hijos.

Gráfico 1  
Número de núcleos a los que pertenece una persona: declarados y estimados  
(En porcentajes)



**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

Las estimaciones de relaciones, suponiendo que la información real de la madre sería igual a la declarada para el padre (véase la parte derecha del cuadro 11), se resumen en:

- El número de núcleos familiares más frecuente en el universo de estudio sería de tres núcleos familiares, con una incidencia del 47,2%.

- Lo sigue el de cuatro núcleos, con el 20,6%.
- Esto dejaría a las familias con un solo núcleo familiar o a las familias con una sola reconstrucción como francamente minoritarias.

Los resultados anteriores justifican la preocupación de varios autores de que las instituciones no se han adecuado a estos cambios. Como lo expresa Cristina López Sánchez, desde un punto de vista jurídico, al hablar de las familias reconstituidas, nos encontramos “hoy en día ante una gran variedad de grupos familiares que poco o nada tienen que ver con el tipo de familia predominante cuando se promulgó el Código Civil [...] Ante tales circunstancias nos preocupa el régimen jurídico y el reconocimiento de estas familias pero, sobre todo, la protección de los menores que crecen en su seno” (López Sánchez, 2020, págs. 196 y 198).

**g) Pregunta 5: ¿Cuándo comenzó la relación entre su padre o su madre con su o sus otras parejas?**

En el cuadro 12 se presenta información con respecto al inicio de la relación con al menos una de las otras parejas del padre o de la madre. Se observa una vez más el sesgo cultural de género. En términos generales, los datos señalan que el entrevistado no oculta que su padre comenzó la relación mientras aún estaba con su madre, dado que el 43,6% así lo afirmó, en tanto que solo el 6,5% afirmó que su madre comenzó la relación mientras seguía con el padre del entrevistado, frente a un 75,9% que lo hizo después de terminada la relación con su padre.

Cuadro 12  
**Distribución de los entrevistados según el momento en que comenzó la relación de su padre o de su madre con la otra pareja**  
(En porcentajes)

Base: 700	El padre tuvo hijos con otra pareja	La madre tuvo hijos con otra pareja
Tuvieron hijos con otra persona	73,6 <sup>a</sup>	36,9 <sup>a</sup>
Antes de la relación con su padre o madre	20,5	17,1
Durante la relación con su padre o madre	43,6 <sup>a</sup>	6,5
Después de la relación con su padre o madre	35,7	75,9 <sup>a</sup>

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

<sup>a</sup> Significativo al 95%.

**h) Determinación de cuántos hermanos y medios hermanos tiene el entrevistado**

En el cuadro 13 se muestran datos para entender la dinámica demográfica mexicana. El número total de hermanos y medios hermanos, hijos de ambos padres del entrevistado con otras parejas, disminuye conforme disminuye la edad del entrevistado. Sin embargo, la disminución del número de hijos se da en el seno del núcleo familiar de padre y madre biológica y no en los núcleos familiares de padre y madre con otra pareja, es decir, con los medios hermanos.

Cuadro 13  
**Promedio de número de hermanos y medios hermanos del entrevistado**  
 (En números)

Base	Total ponderado	Nivel socioeconómico				Sexo		Edad (En años)						
		AB	C	D	E	M	H	15 a 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	71 a 80
	700	175	175	175	175	350	350	53	107	107	108	110	107	108
Columna	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	
Medios hermanos por parte del padre	1,5	1,2	1,5	1,4	1,6	1,5	1,5	1,3	1,5	1,4	1,4	1,5	1,5	1,8
Medios hermanos por parte de la madre	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5	0,6	0,8	0,7	0,5	0,3	0,5
Total de medios hermanos	2,1	1,8	2,1	2,1	2,2	2,1	2,0	1,8	2,2	2,3	2,1	2,0	1,9	2,3
Total de hermanos 3,0	3,0	3,0	2,9	3,1	3,0	3,1	2,9	2,7	2,7	2,9	2,8	3,4	3,8	4,1 <sup>a</sup>
Total de hermanos más medios hermanos	5,1	4,8	5,0	5,2	5,3	5,2	5,0	4,5	4,9	5,1	4,9	5,4	5,7	6,3 <sup>a</sup>

**Fuente:** Elaboración propia, sobre la base de datos del estudio.

<sup>a</sup> Diferencia significativa al 95% en el valor de la columna M respecto de los valores de las columnas G y H en el caso del total de hermanos, y respecto del valor de la columna G en el caso del total de hermanos más medios hermanos.

Por parte del padre, se observa que a menor nivel socioeconómico existen más hermanos, mientras que el número de medios hermanos por parte de la madre se ha mantenido a lo largo de los años.

## E. Conclusiones

El estudio aporta contribuciones a la comprensión de la dinámica familiar actual, entre las que destacan:

- El establecimiento de un marco conceptual de familia multinuclear, definiéndolo junto con sus diferentes modalidades y separándolo de otros conceptos similares pero diferentes como el de familia reconstruida o el de *stepfamily*.
- Una propuesta metodológica, de naturaleza actitudinal, que aporta la posibilidad de cuantificar la incidencia de las familias multinucleares.
- Una metodología que, además, permite hacer un seguimiento del número de hijos que tienen los hombres a lo largo de su vida, dato solo existente para las mujeres.
- La cuantificación de la incidencia del número de núcleos familiares en la actualidad a los que pertenece un individuo y su tendencia en el tiempo.

En cuanto al dimensionamiento del número de núcleos familiares de los entrevistados, destaca el 80% de los entrevistados pertenecientes a núcleos familiares con al menos una recomposición, por lo que la configuración monofamiliar es minoritaria; apenas un 21% de la muestra manifestó que sus padres han tenido una sola pareja con hijos. Así, pues, se puede inferir que este porcentaje, ya de por sí bajo, seguirá disminuyendo en un futuro no tan lejano.

En cuanto a los padres de los entrevistados, los datos indican que las parejas jóvenes ya tienen tantas relaciones con hijos como las que tuvieron las parejas de mayor edad en toda su vida, con la diferencia de que las parejas jóvenes, probablemente, seguirán construyendo nuevos núcleos familiares con el tiempo.

En la actualidad pertenecer a un grupo de dos núcleos familiares o más ya es una realidad para el 79% de los entrevistados. Los resultados obtenidos en la estimación realizada revelan que el número predominante de núcleos familiares en México podría ser de tres y cuatro núcleos familiares por individuo, con un 47% y un 21%, respectivamente

Llama la atención el número de medios hermanos con relación al número de hermanos y, aunque el número total de medios hermanos y hermanos de los entrevistados tiende a la baja, esta se debe a la disminución de hermanos, no a la reducción de medios hermanos.

Por último, un hallazgo contradice la premisa de que las familias multinucleares son secuenciales, pues un tercio de las relaciones con otra pareja comienzan mientras todavía se mantenía la relación previa; la hipótesis de que las nuevas relaciones comenzaban una vez terminada la anterior no se cumple.

Hay indicios de que la dinámica social actualmente genera estructuras familiares que sobrepasan los esquemas legales, religiosos y culturales de lo que tradicionalmente se consideraba una familia, con consecuencias aún no previsibles en dimensiones y aspectos inimaginables.

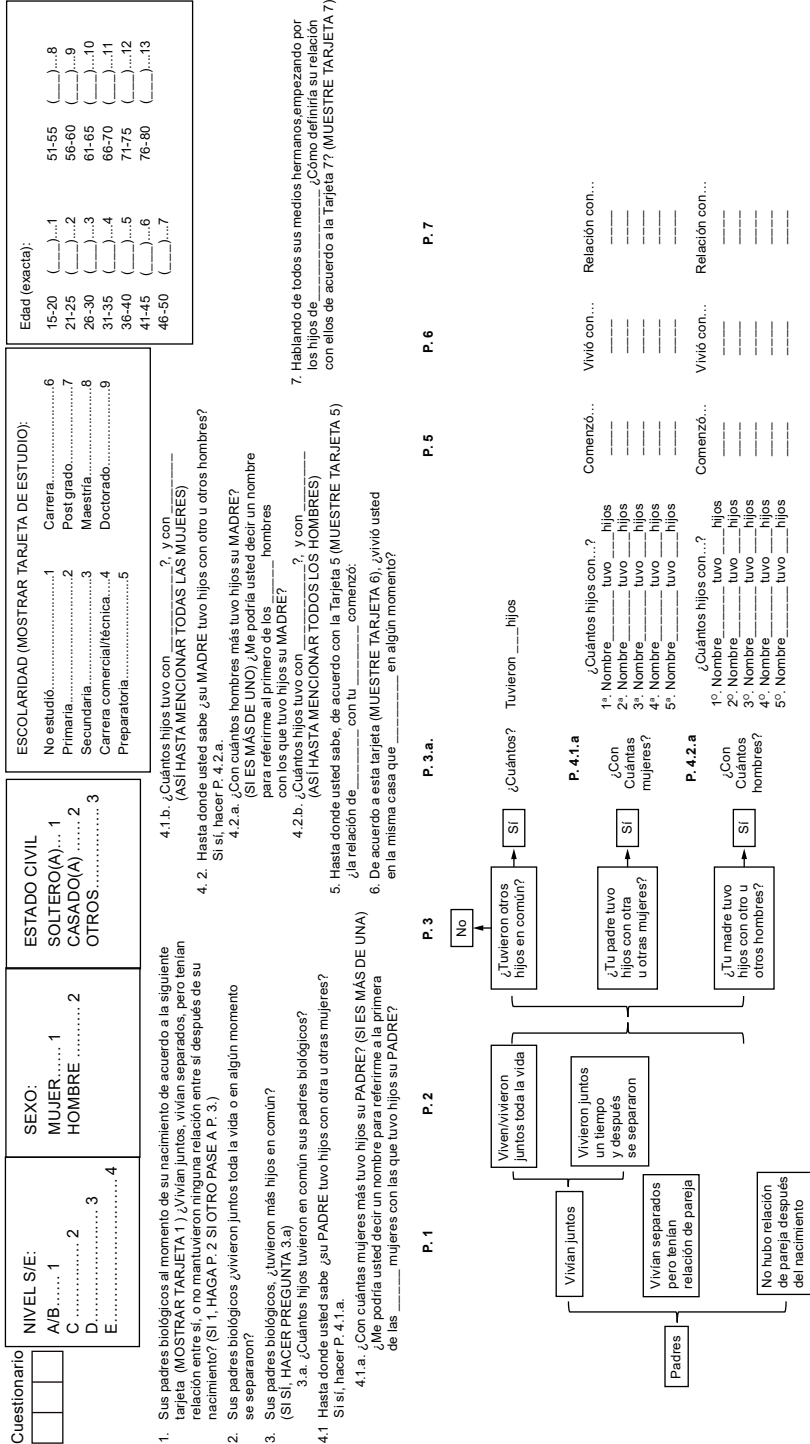
## Bibliografía

- AMAI (Asociación Mexicana de Agencias de Inteligencia de Mercado y Opinión) (2022), *Nivel socioeconómico AMAI*, [en línea] [https://www.amai.org/descargas/Nota\\_Metodologico\\_NSE\\_2022\\_v5.pdf](https://www.amai.org/descargas/Nota_Metodologico_NSE_2022_v5.pdf).
- Benítez Pérez, M. E. (2017), "La familia: desde lo tradicional a lo discutible", *Revista Novedades en Población*, vol. 13, N° 26.
- Carballido, E. (1986), "Rosa de dos aromas", Ciudad de México, Teatro Coyoacán, 18 de julio [en línea] <https://lavox-theater.org/es/album/rosa-de-dos-aromas/>.
- Coleman, M., L. H. Ganong y L. T. Russell (2012), "Resilience in stepfamilies", *Handbook of Family Resilience*, Dorothy S. Becvar (ed.), Nueva York, Springer.
- CONAPO (Consejo Nacional de Población) (2018), "Delimitación de las zonas metropolitanas de México 2015", *Gobierno de México*, 26 de enero [en línea] <https://www.gob.mx/conapo/documentos/delimitacion-de-las-zonas-metropolitanas-de-mexico-2015>.
- Duvall, E. M. (1988), "Family development's first forty years", *Family Relations*, vol. 37, N° 2.

- Espinar Fellmann, I. y otros (2003), "Familias reconstituidas: un estudio sobre las nuevas estructuras familiares", *Clínica y Salud*, vol. 14, N° 3 [en línea] <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180617972003>.
- Fernández Moreno, C. (2006), *El ocaso de Zeus*, Ciudad de México, Innovación Editorial Lagares.
- Ganong, L. y M. Coleman (2017), *Stepfamily Relationships, Development, Dynamics, and Interventions*, Nueva York, Springer.
- González, R. (1954), *El mil amores* [película], Ciudad de México, Filmex S.A.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2022), "Estadísticas a propósito del 14 de febrero. Datos Nacionales 2020", *Comunicado de Prensa 85/22*, 22 de febrero [en línea] [inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/aproposito/2022/EAP\\_14feb.pdf](http://inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/aproposito/2022/EAP_14feb.pdf).
- \_\_\_(2021), "Divorcios" [en línea] <https://cuentame.inegi.org.mx/poblacion/myd.aspx?tema=P>.
- \_\_\_(2012), "SCINCE: Sistema para la Consulta de Información Censal 2010" [en línea] <http://gaia.inegi.org.mx/scince2/viewer.html>.
- \_\_\_(1921), "Pirámide de población, 1921" [en línea] [www.inegi.org.mx/contenidos/programas/ccpv/1921/doc/piramide\\_1921.pdf](http://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/ccpv/1921/doc/piramide_1921.pdf).
- Lévi-Strauss, C. (2010), "La familia", *Lecturas de antropología social y cultural. La cultura y las culturas*, H. M. Velasco (comp.), Madrid, Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- López Sánchez, C. (2020), "Las familias reconstituidas. Una realidad en continuo crecimiento", *Actualidad Jurídica Iberoamericana*, N° 13, agosto.
- Luna Santos, S. (2007), "La recomposición familiar en México", *Notas de Población*, vol. 32, N° 82 (LC/G.2320-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Online Etymology Dictionary (s/f), "Step-", *Online Etymology Dictionary* [en línea] <https://www.etymonline.com/es/word/step->.
- Pereira, R. (2014), "Apuntes: Familias reconstituidas" [en línea] <https://es.scribd.com/document/397401933/Apuntes-Fam-Reconstituidas-R-Pereira-2014#>.
- Quilodrán de Aguirre, J. (1974), "Evolución de la nupcialidad en México, 1900-1970", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 8, N° 1 [en línea] <https://estudiosdemograficosyurbanos.colmex.mx/index.php/edu/article/download/277/270/279>.
- Rulfo, J. (1955), *Pedro Páramo*, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.
- Therborn, G. (2004), "Familias en el mundo. Historia y futuro en el umbral del siglo XXI", *Cambio en las familias en el marco de las transformaciones globales: necesidad de políticas públicas eficaces*, I. Arriagada y V. Aranda (comps.), Santiago [en línea] [http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/6773/So412955\\_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/6773/So412955_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y).
- Wright Glenn, A. (2019), "Child abuse is 40 times more likely when single parents find new partners", *PhillyVoice*, 25 de marzo [en línea] <https://www.phillyvoice.com/child-abuse-single-parenting-divorce-marriage-new-partners-advice/>.

# Anexo A1

Diagrama A1.1  
Cuestionario



Fuente: Elaboración propia.



# 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](mailto: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 del nombre de pila, el año de publicación entre paréntesis, el título completo, la ciudad de publicación y la editorial.

*Ejemplos:*

**Libro con dos autores:**

Auerbach, A. y L. Kotlikoff (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

**Artículo con tres autores:**

Auerbach, A., J. Gokhale y L. Kotlikoff (1994), "Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, N° 1.

**Publicación electrónica con más de tres autores:**

Mason, A. y otros (2009), "National Transfer Accounts Manual. Draft Version 1.0" [en línea] <http://www.ntaccounts.org/doc/repository/NTA%20Manual%20V1%20Draft.pdf>.

**Autor institucional:**

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2009), *Panorama Social de América Latina, 2008* (LC/G.2402-P/E), Santiago. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.08.II.G.89.

**Mismo autor, mismo año:**

Lee, R. (1994a), "The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle", *Demography of Aging*, Linda G. Martin y Samuel H. Preston (eds.), Washington, D.C., National Academy Press.  
\_\_\_\_\_(1994b), "Population age structure, intergenerational transfers, and wealth: a new approach, with applications to the U.S.", *Journal of Human Resources*, vol. 29, N° 4, número especial.

## 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](mailto: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, city of publication and the publisher's name.

*Examples:*

**A book with two authors:**

Auerbach, A. y L. Kotlikoff (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

**An article with three authors:**

Auerbach, A., J. Gokhale y L. Kotlikoff (1994), "Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, N° 1.

**An e-publication with more than three authors:**

Mason, A. y otros (2009), "National Transfer Accounts Manual. Draft Version 1.0" [en línea] <http://www.ntaccounts.org/doc/repository/NTA%20Manual%20V1%20Draft.pdf>.

**An institutional author:**

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2009), *Panorama Social de América Latina, 2008* (LC/G.2402-P/E), Santiago. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.08.II.G.89.

**Same author, same year:**

Lee, R. (1994a), "The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle", *Demography of Aging*, Linda G. Martin y Samuel H. Preston (eds.), Washington, D.C., National Academy Press.

\_\_\_\_\_(1994b), "Population age structure, intergenerational transfers, and wealth: a new approach, with applications to the U.S.", *Journal of Human Resources*, vol. 29, N° 4, número especial.

---

# Publicaciones recientes de la CEPAL

## *ECLAC recent publications*

---

[www.cepal.org/publicaciones](http://www.cepal.org/publicaciones)

---

### Informes Anuales/*Annual Reports*

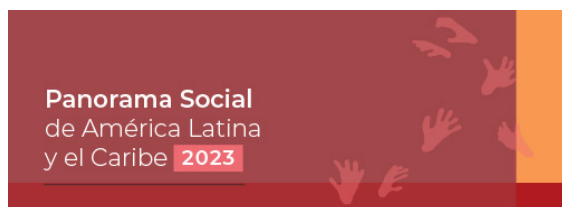
También disponibles para años anteriores/*Issues for previous years also available*



Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe, 2023  
*Statistical Yearbook for Latin America  
and the Caribbean, 2023*



Balance Preliminar de las Economías de América Latina  
y el Caribe, 2023  
*Preliminary Overview of the Economies of Latin America  
and the Caribbean, 2023*



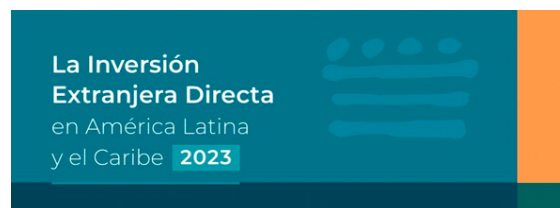
Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2023  
*Social Panorama of Latin America and the Caribbean, 2023*



Perspectivas del Comercio Internacional  
de América Latina y el Caribe, 2023  
*International Trade Outlook for Latin America  
and the Caribbean, 2023*



Estudio Económico de América Latina y el Caribe, 2023  
*Economic Survey of Latin America  
and the Caribbean, 2023*



La Inversión Extranjera Directa en América Latina  
y el Caribe, 2023  
*Foreign Direct Investment in Latin America  
and the Caribbean, 2023*

## El Pensamiento de la CEPAL/ECLAC Thinking

Hacia la transformación del modelo de desarrollo en América Latina y el Caribe: producción, inclusión y sostenibilidad

*Towards transformation of the development model in Latin America and the Caribbean: Production, inclusion and sustainability*

Repensar, reimaginar, transformar: los “qué” y los “cómo” para avanzar hacia un modelo de desarrollo más productivo, inclusivo y sostenible, Revista CEPAL, N° 141, separata *Rethinking, reimagining and transforming: the “whats” and the “hows” for moving towards a more productive, inclusive and sustainable development model, CEPAL Review, No. 141, article*

Cooperar o perecer: el dilema de la comunidad mundial. Tomo I: Los años de creación (1941-1960)

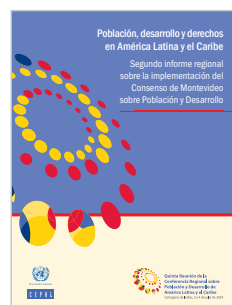


## Libros y Documentos Institucionales/Institutional Books and Documents

Población, desarrollo y derechos en América Latina y el Caribe: segundo informe regional sobre la implementación del Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo *Population, Development and Rights in Latin America and the Caribbean: second regional report on the implementation of the Montevideo Consensus on Population and Development*

Panorama Fiscal de América Latina y el Caribe, 2024: política fiscal para enfrentar los desafíos del cambio climático *Fiscal Panorama of Latin America and the Caribbean, 2024: Fiscal policy for addressing the challenges of climate change*

América Latina y el Caribe ante el desafío de acelerar el paso hacia el cumplimiento de la Agenda 2030: transiciones hacia la sostenibilidad *The Challenge of Accelerating the 2030 Agenda in Latin America and the Caribbean: Transitions towards Sustainability*

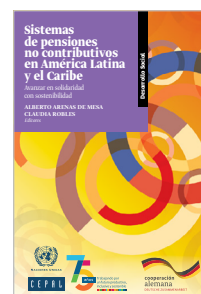


## Libros de la CEPAL/ECLAC Books

Sistemas de pensiones no contributivos en América Latina y el Caribe: avanzar en solidaridad con sostenibilidad

Estado abierto y gestión pública: el papel del sector académico

Gobernanzas multiactor y multinivel para las políticas de desarrollo productivo en agrocadenas y territorios rurales



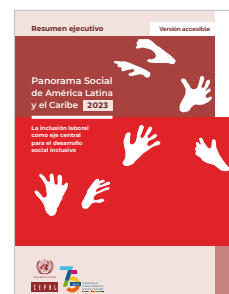
## Versiones accesibles/Accessible versions

Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2023. Versión accesible *Social Panorama of Latin America and the Caribbean, 2023. Accessible version*

Compromiso de Santiago. Versión accesible *Santiago Commitment. Accessible version*

Compromiso de Buenos Aires. Versión accesible *Buenos Aires Commitment. Accessible version*

Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo. Versión accesible



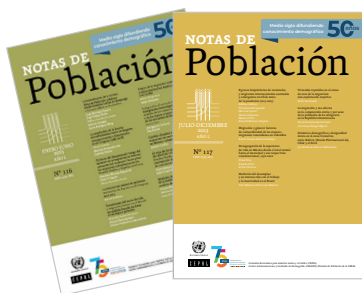
## Revista CEPAL/CEPAL Review



## Series de la CEPAL/ECLAC Series



## Notas de Población



## Observatorio Demográfico Demographic Observatory



## Documentos de Proyectos Project Documents



## Metodologías de la CEPAL ECLAC Methodologies



## Coediciones/Co-editions



## Catálogo de Publicaciones 2022-2023



# Suscríbese y reciba información oportuna sobre las publicaciones de la CEPAL

## Subscribe to receive up-to-the-minute information on ECLAC publications



[www.cepal.org/es/suscripciones](http://www.cepal.org/es/suscripciones)

[www.cepal.org/en/subscriptions](http://www.cepal.org/en/subscriptions)



NACIONES UNIDAS  
UNITED NATIONS



[www.cepal.org/publicaciones](http://www.cepal.org/publicaciones)



[www.instagram.com/publicacionesdelacepal](https://www.instagram.com/publicacionesdelacepal)



[www.facebook.com/publicacionesdelacepal](https://www.facebook.com/publicacionesdelacepal)

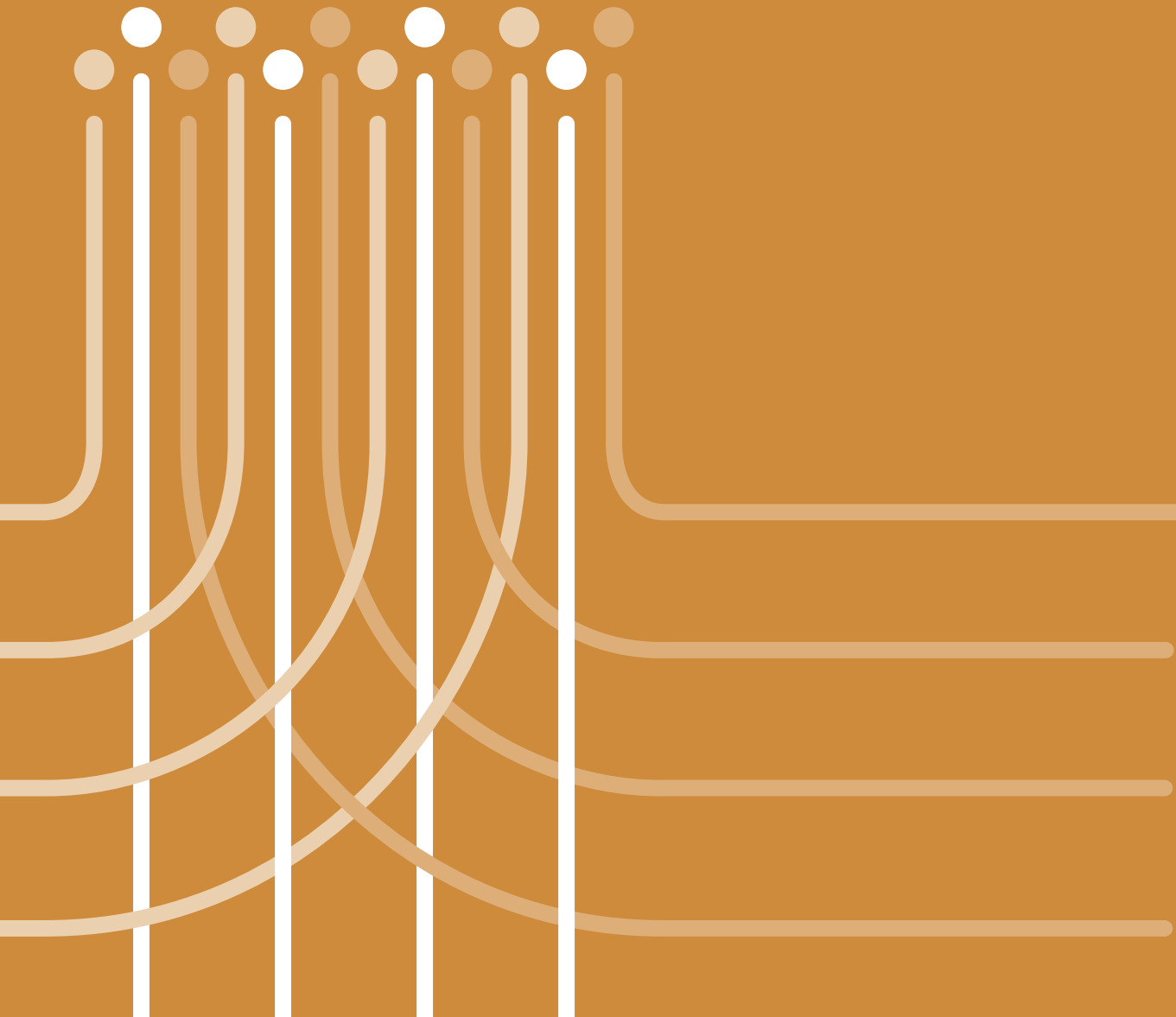
Las publicaciones de la CEPAL también se pueden adquirir a través de:  
ECLAC publications also available at:

**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](mailto:publications@un.org)  
Pedidos/Orders: [order@un.org](mailto:order@un.org)



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)  
Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)  
[www.cepal.org](http://www.cepal.org)



LC/PUB.2024/12-P