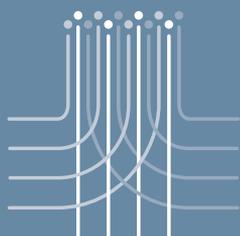


NOTAS DE Población



ENERO-JUNIO
2022
AÑO XLIX

Nº 114
ISSN 0303-1829

Feminización de la pobreza
en América Latina

Jorge Paz

Factores asociados con el desempeño
de las actividades de cuidado en
el Brasil: análisis de la Encuesta
Nacional de Hogares Continua
(PNAD Continua) de 2019

Bruna Carolina Garcia

Matheus Alves Albino

Glauca dos Santos Marcondes

Estimación de la tasa global de
fecundidad del Brasil en 2010: análisis de
los resultados del método P/F de Brass

Helena Cruz Castanheira

Hans-Peter Kohler

Tendencias en la fecundidad de cohortes:
propuesta de innovación en la forma
de análisis del método P/F de Brass

Guilherme Quaresma

José Alberto M. de Carvalho

Laura L. Rodríguez Wong

Cassio M. Turra

Análisis preliminar del impacto de la
pandemia de COVID-19 en la esperanza
de vida en la provincia de Córdoba
(Argentina) en 2020

Enrique Peláez

Laura Débora Acosta

Leandro M. González

Procesos de establecimiento de
migrantes latinoamericanos recientes
en la Ciudad de México: el trabajo
como un medio esencial

Jéssica N. Nájera Aguirre

Homogamia educativa y disminución de
la desigualdad económica en el Ecuador

Adriana Robles

Migración haitiana en Chile: un caso
de superexplotación y violación del valor
de la fuerza de trabajo

Cristián Felipe Orrego Rivera



NACIONES UNIDAS

CEPAL

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

Gracias por su interés en esta publicación de la CEPAL



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.



www.cepal.org/es/publications



www.cepal.org/apps

NOTAS DE Población

Nº 114

Santiago, enero-junio de 2022

Año XLIX



NACIONES UNIDAS

CEPAL

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

Mario Cimoli

Secretario Ejecutivo Interino

Raúl García-Buchaca

Secretario Ejecutivo Adjunto
para Administración y Análisis de Programas

Simone Cecchini

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

Sally Shaw

Directora de la División de Documentos y Publicaciones

Comité Editorial

Editor: Jorge Martínez Pizarro (CELADE-División de Población de la CEPAL)

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)

Secretaria: 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. 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

Nombre	Afiliación institucional	País/organización
Antonio Aja Díaz	Universidad de La Habana	Cuba
Juan Carlos Alfonso Fraga	Oficina Nacional de Estadística e Información	Cuba
José Luis Ávila Martínez	Universidad Nacional Autónoma de México	México
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
Jorge Rodríguez Vignoli	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
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.22.II.G.11
LC/PUB.2022/10-P
ISSN: 0303-1829 (versión impresa)
Distribución: G
Copyright © Naciones Unidas, 2022
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.22-00216

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° 114 (LC/PUB.2022/10-P), Santiago, 2022.

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

Índice

Presentación	7
Feminización de la pobreza en América Latina	11
<i>Jorge Paz</i>	
Factores asociados con el desempeño de las actividades de cuidado en el Brasil: análisis de la Encuesta Nacional de Hogares Continua (PNAD Continua) de 2019	37
<i>Bruna Carolina Garcia, Matheus Alves Albino, Glaucia dos Santos Marcondes</i>	
Estimación de la tasa global de fecundidad del Brasil en 2010: análisis de los resultados del método P/F de Brass	55
<i>Helena Cruz Castanheira, Hans-Peter Kohler</i>	
Tendencias en la fecundidad de cohortes: propuesta de innovación en la forma de análisis del método P/F de Brass	77
<i>Guilherme Quaresma, José Alberto M. de Carvalho, Laura L. Rodríguez Wong, Cassio M. Turra</i>	
Análisis preliminar del impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida en la provincia de Córdoba (Argentina) en 2020	105
<i>Enrique Peláez, Laura Débora Acosta, Leandro M. González</i>	
Procesos de establecimiento de migrantes latinoamericanos recientes en la Ciudad de México: el trabajo como un medio esencial	129
<i>Jéssica N. Nájera Aguirre</i>	
Homogamia educativa y disminución de la desigualdad económica en el Ecuador	153
<i>Adriana Robles</i>	
Migración haitiana en Chile: un caso de superexplotación y violación del valor de la fuerza de trabajo	175
<i>Cristián Felipe Orrego Rivera</i>	

Presentación

Después de dos años de pandemia, la gama temática de *Notas de Población* ha iniciado un paulatino regreso a su perfil anterior. A diferencia de las ediciones publicadas en 2020 y 2021, cuando recibimos un número considerable de artículos sobre los efectos de la crisis sanitaria en la dinámica demográfica, esta nueva entrega de la revista incluye solo un artículo en relación con la enfermedad por coronavirus (COVID-19), si bien nuestra convocatoria seguirá abierta a recibir trabajos enfocados en las consecuencias de la pandemia en las poblaciones de la región. Así, además del trabajo centrado en el análisis del impacto del COVID-19 en la esperanza de vida, los siete artículos restantes que completan el número 114 que se ofrece a los lectores en esta oportunidad abarcan temas siempre relevantes y de gran actualidad, como la feminización de la pobreza, la migración internacional, los cuidados y el método de Brass para estimar la fecundidad, entre otros.

El primer artículo de este número fue elaborado por Jorge Paz. El autor se propone cuantificar la brecha de pobreza por género en 17 países de América Latina en un período anterior a la pandemia de COVID-19, definido por dos rondas de encuestas (de hogares y de empleo, entre otras), la primera realizada entre 2008 y 2010, y la segunda alrededor de 2018 y 2019, al mismo tiempo que busca ajustar esta brecha tomando en cuenta los factores vinculados a la unidad de análisis utilizada, en este caso hogar o persona, así como los factores asociados a la pobreza, como el nivel educativo de la persona de referencia, el estado conyugal, la edad y el lugar de residencia, entre otros. Los resultados muestran que la brecha de pobreza por género existe y que es desfavorable a las mujeres, aunque en la última década se verificó una desfeminización de la pobreza en la región, esto es, una reducción de las tasas de pobreza de las mujeres mayor que aquella que presentan las tasas correspondientes a los hombres. Finalmente, Paz afirma que los resultados obtenidos son útiles para alimentar una discusión sobre políticas y programas de reducción de la pobreza o bien de promoción de la equidad de género.

Este número continúa con un artículo dedicado al análisis de los factores asociados al cuidado en el Brasil a partir de la Encuesta Nacional de Hogares Continua (PNAD Continua) del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) de 2019. Sus autores, Bruna Carolina Garcia, Matheus Alves Albino y Glaucia dos Santos Marcondes, buscan estimar, mediante modelos de regresión logística, las tasas de cuidado según características económicas, demográficas y de composición de los hogares. Para ello utilizan datos de la PNAD Continua de 2019, poniendo especial atención en la forma en que se produce la distribución de tareas domésticas y de cuidado en los hogares. El resultado más destacado es que las mujeres de entre 25 y 49 años continúan siendo las principales responsables de las actividades de cuidado en el Brasil. Aquellas que tienen mayores ingresos medios presentan una menor probabilidad de desempeñar labores de cuidado. En contraste, la presencia de un marido y de niñas y niños menores de 7 años incrementa esas posibilidades, y es el factor que está más estrechamente relacionado con el cuidado.

El tercer artículo es de los autores Helena Cruz Castanheira y Hans-Peter Kohler, quienes se proponen comprender, a partir del caso del Brasil, los patrones emergentes de baja fecundidad en los países de ingresos medios. Demuestran que el uso de la corrección de paridad de Brass en el Brasil para ajustar el subregistro de nacimientos en la encuesta del Censo Demográfico de 2010 tiene el potencial de sobreestimar la tasa global de fecundidad (TGF) del país debido a las condiciones no cumplidas del método. Al comparar esta estimación con otros métodos, concluyen que la TGF durante el período de referencia del censo es de alrededor de 1,78 hijos por mujer, sustancialmente menor que el valor de 1,90 informado oficialmente con la utilización del método. Los autores resaltan las consecuencias de una sobreestimación de la fecundidad en las estadísticas oficiales, puesto que pueden verse muy afectadas las proyecciones de población y la planificación pública y privada que se basa en ellas. Por ello, recomiendan hacer una evaluación cuidadosa de los métodos que se utilizan para ajustar la TGF de las encuestas, particularmente en los países de ingresos medios, que se encuentran transitando a niveles bajos de fecundidad.

En el siguiente artículo, de los autores Guilherme Quaresma, José Alberto M. de Carvalho (†), Laura L. Rodríguez Wong y Cassio M. Turra, también se aborda la fecundidad en diez regiones del Brasil y se plantea el uso del método de Brass. Básicamente, los autores reinterpretan la serie P_i/F_i , enfocándose en el comportamiento de las cohortes. Buscan comparar la fecundidad de diferentes poblaciones y épocas con el fin de detectar las variaciones que experimentan las cohortes entre 1935 y 1970, y poder así describir el proceso de transición de la fecundidad, utilizando para ello datos censales de 1970 y 1980. Los resultados permiten a los autores sostener que el inicio del descenso de la fecundidad que se observa actualmente se produce después del inicio del descenso de la fecundidad de cohorte, concepto que parece más adecuado para analizar la transición, lo que denota la riqueza intrínseca de la serie P_i/F_i para el estudio retrospectivo de países en desarrollo. Un hallazgo importante es que este descenso de la fecundidad se registra tanto en el Nordeste Central —región a menudo considerada de fecundidad alta y constante— como en las áreas rurales de Río de Janeiro, São Paulo y el extremo sur.

Enrique Peláez, Laura Débora Acosta y Leandro M. González son los autores del artículo sobre el impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida en la provincia de Córdoba (Argentina), el quinto de este número. Se propusieron analizar el impacto del COVID-19 en la estimación de las muertes esperadas y con ese fin tomaron los datos de mortalidad de la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y del Registro Civil de la Provincia de Córdoba (para 2020). Un resultado relevante es el 14,8% de exceso de mortalidad en la provincia de Córdoba en 2020, lo que se tradujo en 2 años menos de esperanza de vida en el caso de los hombres y 1,3 años menos en el de las mujeres, proyecciones ligeramente superiores a las elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). En el caso de los jóvenes, es probable que la leve mejora de la esperanza de vida se relacione con una reducción de las muertes por accidentes debido al confinamiento y la consecuente disminución de la movilidad. Con todo, los autores advierten que se necesitan más investigaciones para evaluar el efecto de la pandemia en la esperanza de vida a largo plazo y en los diversos grupos poblacionales.

A continuación, Jéssica N. Nájera Aguirre aborda la incorporación laboral de las personas migrantes en tránsito por la Ciudad de México. Su objetivo es mostrar cómo son los procesos de establecimiento de estos migrantes en esa ciudad, que desde 2018 se convirtió en receptora de

personas provenientes de Centroamérica, el Caribe y América del Sur. De acuerdo con la autora, los migrantes que llegan a la Ciudad de México con el propósito de establecerse en ella son, en general, personas que han visto truncados sus proyectos migratorios hacia los Estados Unidos, pero también hay entre ellos personas en busca de protección internacional e inmigrantes por elección (como los denomina la autora). Se trata de una población diversa en cuanto a países de origen, perfiles sociodemográficos, motivaciones de llegada y destino migratorio deseado. Mediante la realización de entrevistas, la autora muestra que el establecimiento en la ciudad es un proceso caracterizado por la inestabilidad y la vulnerabilidad, en el que la incorporación laboral que logran concretar las personas resulta informal y precaria.

El penúltimo trabajo pertenece a Adriana Robles, quien ofrece una interesante propuesta en la que relaciona la homogamia educativa con la desigualdad económica. Según la autora, la homogamia educativa se refiere a la preferencia sistemática a buscar un cónyuge con el mismo nivel educativo. Su estudio implica identificar aquellos factores que contribuyen a la decisión de contraer matrimonio de manera selectiva, buscando desentrañar los mecanismos estructurales subyacentes a ese tipo de decisiones. El trabajo se refiere a la sociedad ecuatoriana entre 2000 y 2017, y para analizar las tendencias y los patrones de emparejamiento selectivo por nivel educativo la autora utilizó los datos de la Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). Trabajó con una muestra en que se incluyeron solo parejas recientes, a fin de asociar sus decisiones a los contextos específicos de desigualdad existentes en esos dos momentos del análisis (2000 y 2017). Los datos indican que: i) la homogamia educativa aumenta cuanto mayor es la desigualdad económica, ii) una mayor desigualdad podría incrementar la importancia de los aspectos económicos al elegir pareja, así como las barreras entre los grupos sociales, y iii) el emparejamiento selectivo por nivel educativo continuó siendo una de las principales características del proceso de formación de uniones en el Ecuador en el período en estudio.

El último trabajo de esta entrega está enfocado en la explotación de la fuerza de trabajo haitiana en Chile en años recientes, cuando el país experimenta una inédita atracción migratoria. Su autor, Cristián Felipe Orrego Rivera, sostiene que la fuerza de trabajo migrante representa un componente central del proceso de reproducción del capital a nivel mundial y, particularmente, en el contexto del capitalismo dependiente de América Latina y el Caribe. A partir de los planteamientos de Ruy Mauro Marini, destacado exponente de la teoría de la dependencia en la región, busca comprender la construcción política del migrante irregular y la violación del valor de su fuerza de trabajo, además de describir los mecanismos de superexplotación de la mano de obra migrante, especialmente de la que representan los trabajadores haitianos en Chile. Para ello, el autor recurre a dos fuentes de datos importantes: la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) y fuentes administrativas como el Servicio Nacional de Migraciones y la Dirección del Trabajo. Los análisis realizados le permiten sostener que la irregularidad migratoria abre paso a una serie de abusos por parte de los empleadores y a una consecuente violación del valor de la fuerza de trabajo que representan los migrantes.

Feminización de la pobreza en América Latina

Jorge Paz^{1 2}

Recibido: 01/05/2022
Aceptado: 15/06/2022

Resumen

Este documento persigue tres objetivos: i) estimar la brecha de pobreza por género de 17 países de América Latina, antes de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) y compararla con la registrada una década antes; ii) ajustar la brecha, controlando por unidad de análisis y características sociodemográficas diversas, y iii) analizar los factores asociados a la disparidad encontrada. Los resultados muestran que la brecha de pobreza por género existe y es desfavorable a las mujeres. Asimismo, la disparidad de tasas de pobreza por género disminuyó a lo largo de la década, con cierta independencia de los factores sistemáticamente asociados a la pobreza: edad, nivel educativo y demanda de cuidados, entre otros. Esos factores explican alrededor de la mitad del cambio ocurrido entre principio y fin de la década de 2010. Esta proporción es mayor para la población masculina que para la femenina. Los resultados son importantes para discutir políticas y programas orientados a reducir la pobreza y promover la equidad de género.

Palabras clave: pobreza, género, mujeres, medición, hogares, ingresos familiares, política social, América Latina.

¹ Investigador del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) en el Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE) de la Universidad Nacional de Salta (UNSa), Argentina. Correo electrónico: jpaz@conicet.gov.ar.

² El autor agradece la colaboración, fundamental para llevar adelante este proyecto, de las oficinas nacionales de estadística de los países de la región, que proveyeron las bases de datos cuando no estuvieron disponibles en los sitios de acceso público. El autor además está en deuda con colegas de varios países: Willian Wives, Boris Diechtiareff, Sandro Monsueto y Adriana Moura (Brasil), Hilda Martínez y Marisol Garrido de Hinds (Panamá), Natalia Escobar Váquiro (Colombia), Ignacio Galará (Chile), Maira Colacce (Uruguay) y Soraya Wai (Honduras).

Abstract

This paper has three aims: (i) to estimate the poverty gap by gender in 17 Latin American countries before the coronavirus disease (COVID-19) pandemic and compare it with that recorded a decade earlier; (ii) to adjust the gap, controlling for the statistical units and different sociodemographic characteristics; and (iii) to analyse the factors associated with the disparity found. The results show that a gender poverty gap exists, to the detriment of women. The disparity in poverty rates by gender declined over the decade studied, to some degree independently of the factors systematically linked to poverty, such as age, schooling and demand for care. These factors explain around half of the change that occurred over the course of the 2010s. This proportion is higher for the male population than for the female population. The results are important contributions to discussion of policies and programmes to reduce poverty and promote gender equity.

Keywords: poverty, gender, women, measurement, households, family income, social policy, Latin America.

Résumé

Le présent document poursuit trois objectifs: i) estimer l'écart de pauvreté selon le genre pour 17 pays d'Amérique latine avant la pandémie de coronavirus (COVID-19) et le comparer à celui enregistré une décennie plus tôt; ii) ajuster l'écart, en tenant compte de l'unité d'analyse et des diverses caractéristiques sociodémographiques; et iii) analyser les facteurs associés à la disparité constatée.

Les résultats montrent que l'écart de pauvreté existant entre les sexes est défavorable aux femmes. Par ailleurs, la disparité entre les sexes en matière de taux de pauvreté a décliné au cours de la décennie, avec une certaine indépendance vis-à-vis des facteurs systématiquement associés à la pauvreté : l'âge, le niveau d'éducation et la demande de soins, entre autres. Ces facteurs expliquent pour moitié environ l'évolution entre le début et la fin des années 2010. Cette proportion est plus élevée pour la population masculine que pour la population féminine. Les résultats sont importants pour débattre des politiques et des programmes susceptibles de réduire la pauvreté et de promouvoir l'égalité des sexes.

Mots clés: pauvreté, sexe social, femmes, mesure, ménages, revenu familial, politique sociale, Amérique latine

Introducción

El Objetivo 1 de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible es “poner fin a la pobreza en todas sus formas y en todo el mundo”. Después de reconocerse su carácter multidimensional (“en todas sus formas”), este tema se presenta con un rol protagónico, en el marco del cual se plantea la lucha contra la desigualdad (Objetivo 10). Además, está presente en el Objetivo 2: “poner fin al hambre” tiene mucha relación con promover “el bienestar de todos a todas las edades” (Objetivo 3) y “el trabajo decente para todos” (Objetivo 8) y, lo que interesa particularmente en este documento, “lograr la igualdad de género y empoderar a todas las mujeres y las niñas” (Objetivo 5).

Se sabe que la pobreza disminuyó en todos los países de la región entre 2000 y 2019 (CEPAL, 2021), y que la brecha por género, estimada a través de tasas de recuento de la pobreza monetaria, aumentó en casi todos los países y lo hizo en mayor medida en aquellos en que la pobreza general disminuyó más, como Chile y el Uruguay (CEPAL, 2019). La reducción de la pobreza general acompañada de una ampliación de la brecha por género implica que los progresos en el Objetivo de poner fin a la pobreza en todas sus formas (Objetivo 1) fueron diferentes por género y que avanzaron más aquellos hogares en que la jefatura la tenía un hombre que los encabezados por mujeres.

En este gran marco, el objetivo del presente documento es medir la brecha de pobreza por género en América Latina usando una metodología homogénea y cuantificar la significación de las diferencias encontradas. Se pretende también ajustar esta brecha tomando en cuenta la unidad de análisis usada, hogar o persona, y los factores asociados a la pobreza: nivel educativo de la persona de referencia, estado conyugal, edad y lugar de residencia, entre otros. Por último, se busca evaluar el cambio ocurrido durante la última década e inferir qué proporción de ese cambio estuvo explicado por estos factores y qué proporción por otros que no pueden ser identificados con las fuentes de datos convencionales.

El documento está dividido en cinco secciones, además de esta. En la primera se discuten algunas cuestiones conceptuales importantes para lograr el objetivo planteado. En la segunda sección se pasa revista a la literatura sobre el tema, con especial referencia a los trabajos que tienen a América Latina como foco. En la tercera sección se describen los datos y la metodología empleada, y en la cuarta se presentan y discuten los resultados principales. La quinta sección sirve como una conclusión de lo encontrado y plantea una agenda para el trabajo futuro.

A. Cuestiones conceptuales

Antes de abordar la cuestión empírica, propósito principal de este trabajo, es necesario precisar qué se entiende por brecha de pobreza por género y el concepto derivado de este: feminización (o masculinización) de la pobreza. En primer lugar, se aclara que el concepto de pobreza aquí abordado es el de pobreza monetaria absoluta, medida por la insuficiencia de ingresos de los

hogares en relación con una canasta básica de bienes³. Independientemente de la aclaración anterior, al incorporar el género como categoría social específica de la pobreza, surgen varias preguntas cuya respuesta está en construcción en la literatura existente. Dos de las principales pueden formularse de la siguiente manera: ¿hay diferencias en los niveles de pobreza entre hombres y mujeres? y ¿en qué sentido opera la tendencia a lo largo del tiempo? Como se verá a continuación, la respuesta a ambas preguntas depende de las decisiones metodológicas acerca de la manera de entender y medir la pobreza con inclusión del género como variable clave.

En este sentido, existen al menos dos opciones posibles. Una primera perspectiva consiste en usar el género de la persona que encabeza el hogar. El relevamiento de datos con encuestas de hogares requiere que todo grupo familiar tenga una persona de referencia (una jefa o un jefe). Esto permite clasificar a los hogares según el sexo de la persona de referencia y, por consiguiente, comparar niveles de pobreza entre hogares con personas de referencia de diferente género. Decir que la pobreza afecta diferencialmente a hombres y mujeres equivale, en este contexto, a afirmar que la prevalencia de la pobreza de las personas que residen en hogares encabezados por mujeres es diferente de aquella de las personas que residen en hogares encabezados por hombres. Así, habrá feminización de la pobreza si la diferencia de pobreza entre hogares encabezados por mujeres y hogares encabezados por hombres se está ensanchando con el paso del tiempo en desmedro de las mujeres.

Por otro lado, desde una segunda perspectiva, si se toma una fotografía de una población humana cualquiera en cualquier momento del tiempo se encuentra que el cociente entre la cantidad de hombres y de mujeres es igual (o muy cercano) a 1. Por ejemplo, en 2020 la población mundial era de 7.800 millones de personas, de las cuales 4.000 millones eran hombres y 3.800 millones mujeres. Decir entonces que la pobreza afecta diferencialmente a hombres y mujeres equivale a afirmar que la razón de masculinidad de la población pobre es significativamente diferente de 1⁴. Por otra parte, la evolución temporal de ese indicador permite saber si la pobreza se está feminizando o masculinizando. La reducción del cociente con el paso del tiempo es una evidencia de feminización de la pobreza.

Dado que la pobreza suele identificarse usando al hogar como unidad de análisis, la mayoría de los estudios existentes estimaron brechas por género según la primera de las dos perspectivas mencionadas⁵. No obstante, un desarrollo creciente de las técnicas que tienen por objeto analizar el reparto de los ingresos dentro de los hogares⁶ permite, aceptando ciertos supuestos analíticos, abordar la brecha por género desde la segunda de las dos perspectivas mencionadas. También puede abordarse el problema simplemente usando los ingresos individuales, independientemente

³ El concepto de pobreza absoluta requiere fijar un umbral o línea de pobreza, que represente el valor de la canasta básica alimentaria y no alimentaria, por debajo del cual se considera que el hogar es pobre.

⁴ La razón de masculinidad se obtiene dividiendo la cantidad de hombres por la cantidad de mujeres en un contexto territorial dado y en un momento determinado del tiempo.

⁵ Un ejemplo es el estudio realizado para la Argentina por Arévalo y Paz (2021). Allí se hace una revisión de la literatura que avanza en este sentido.

⁶ La literatura sobre este tema es extensa. Para este documento fueron relevantes los estudios de Bargain, Donni y Kwenda (2014), Bargain, Kwenda y Ntuli (2017), Browning, Chiappori y Lewbel (2013), Chiappori y Meghir (2015) y, muy especialmente, el de Dunbar, Lewbel y Pendakur (2013). El autor agradece a su colega Lucía Echeverría por el asesoramiento brindado en este tema.

de las reglas de reparto intrahogar vigentes y en funcionamiento⁷. Sea cual sea el enfoque que se adopte, todos tienen, sin excepción, críticas, algunas de las cuales serán mencionadas en los comentarios a la literatura que se presentan en la próxima sección. En este documento se trabaja con los tres criterios y se procede al análisis empírico según se detalla en la tercera sección.

Además de lo anterior, es muy relevante para este trabajo tener en cuenta la diferencia entre la brecha de pobreza por género en un momento del tiempo y el fenómeno conocido como feminización de la pobreza. Este último término alude al cambio en el tiempo, mientras que el de brecha, que incluye la denominada sobrerrepresentación o representación excesiva, se centra en una visión de la pobreza en un momento dado. La “feminización” es un proceso; la “mayor pobreza” es un estado. Al ser dependiente del tiempo, la primera se refiere a una tendencia en la evolución de las medidas de pobreza, mientras que la segunda se relaciona con los niveles de esas medidas en un solo momento⁸.

B. Literatura

El estudio de la brecha de pobreza por género y su tendencia se remonta a fines de la década de 1970, con el estudio seminal de Pearce (1978). Esta autora advirtió acerca del aumento de la pobreza por ingresos en hogares encabezados por mujeres en los Estados Unidos. Ella observó que la tasa de incidencia de la pobreza en esos hogares había pasado del 10% en 1950 al 14% en 1976, lo que revelaba una tendencia al deterioro de las condiciones de vida en ese tipo de hogares. La feminización de la pobreza se define en sus orígenes como un aumento de la pobreza en hogares encabezados por mujeres. Nótese que no solamente se está diferenciando a los hogares por el sexo de la persona de referencia, sino que se está analizando el comportamiento temporal de la diferencia de niveles de pobreza en hogares encabezados por mujeres y hogares encabezados por hombres.

Partiendo de esta idea fundante, Snyder, McLaughlin y Findeis (2006) encuentran que la pobreza es más alta en los hogares encabezados por mujeres con hijos que, además, no tienen otras personas receptoras de ingresos dentro del mismo hogar. Dicho de otra forma, los ingresos obtenidos por otros miembros del hogar mantienen fuera de la pobreza a muchos hogares encabezados por mujeres que viven en pareja, así como a hogares encabezados por mujeres mayores. Estos autores muestran también que los ingresos provenientes de la jubilación y del seguro social cumplen un papel importante para que los hogares encabezados por abuelas puedan permanecer fuera de la pobreza. Esta idea podría extenderse a los hogares encabezados por mujeres con hijas o hijos en edad de trabajar. Es probable que el aporte de estos componentes del hogar permita a sus miembros estar en una situación de no pobreza y que aquellos que no cuentan con esos aportes sean pobres.

Considerando la dinámica temporal, AlAzzawi (2015) se pregunta si ha habido una feminización de la pobreza en Egipto durante los últimos 15 años, ubicando su período de interés

⁷ Este es el enfoque que siguen Amarante, Colacce y Scalese (2021).

⁸ Esta diferencia está fuertemente enfatizada en el estudio de Medeiros y Costa (2008).

en aquel en que la pobreza aumentó y se produjeron importantes cambios económicos, sociales y políticos. Los resultados sugieren que la pobreza es más prevalente en los hogares encabezados por mujeres en comparación con los hogares encabezados por hombres, pero que los hogares de parejas casadas son más pobres que ambos durante la mayoría de los años bajo estudio.

Se cuenta con menos literatura internacional relacionada con los factores determinantes. El análisis de la desventaja femenina en el mercado de trabajo como determinante de la pobreza es abordado por Aisa, Larramona y Pueyo (2019), mediante el uso de datos de ingresos laborales para varios países de Europa, y por Glassman (2020), en el caso de los Estados Unidos. Aisa encuentra una paridad en los resultados de hombres y mujeres, pero afirma que es solo aparente, dado que las mujeres tienen dotaciones educativas y de otro tipo (ocupaciones en puestos profesionales, por ejemplo) que las sitúan en una posición más favorable que la de los hombres en términos de potencialidad de ingresos. Su hipótesis apunta a los empleos a tiempo parcial, que son mayoritariamente ocupados por las mujeres (y, más aún, por las mujeres más educadas), lo que podría relacionarse con la necesidad de conciliar el trabajo remunerado con el trabajo doméstico no remunerado.

El trabajo de Buvinic y Gupta (1997) es uno de los primeros en presentar información empírica concluyente sobre este tema para países en desarrollo en general y de la región en particular. Estas autoras examinaron 61 estudios que abordaban la relación entre la jefatura de hogar femenina y la pobreza. Utilizando una variedad de indicadores de pobreza, 36 de ellos mostraban que los hogares encabezados por mujeres estaban sobrerrepresentados entre los pobres. Otros 15 encontraron que la pobreza estaba asociada con ciertos tipos de mujeres jefas de hogar o que la asociación se revelaba para ciertos indicadores de pobreza y no para otros. Destacan, además, que solo 8 de los 61 informes (13%) no mostraron información empírica que respaldara la hipótesis de la mayor pobreza de los hogares encabezados por mujeres.

Por su parte, Liu, Esteve y Treviño (2017) analizan el aumento de la proporción de hogares con jefatura femenina en varios países de América Latina usando datos censales. Relacionan esta tendencia con los cambios en los arreglos de vida y las condiciones materiales de vida de los hogares. Encuentran que, en la mayoría de los 14 países analizados, es cada vez más probable que las mujeres sean jefas de hogar, independientemente del estado civil, y que dicho estado, más que el sexo de la persona de referencia, es el que determina las condiciones de vida del hogar. Estos autores destacan el matiz de las situaciones familiares y el empoderamiento femenino que conduce a la jefatura de hogar.

Si bien los estudios empíricos parecen confirmar la hipótesis de la feminización de la pobreza, los resultados no son concluyentes. Por ejemplo, Wright (1992), aplicando una medida de pobreza que permite descomponer la pobreza total en masculina y femenina, encuentra que no hay razones para sostener que exista una feminización de la pobreza en Gran Bretaña. El concepto que usa este autor es la disparidad entre hombres y mujeres. Destaca que, si bien las mujeres están sobrerrepresentadas entre las personas pobres y las tasas de pobreza estimadas son más altas para las mujeres que para los hombres, la segunda desventaja basada en el género no aumentó entre 1968 y 1986. Esto lo lleva a colegir que no existe apoyo para la hipótesis de que ha habido una feminización de la pobreza

en el Reino Unido. Encuentra feminización de la pobreza en hogares monoparentales. En este sentido, destaca los hechos siguientes: i) la pobreza en hogares monoparentales y unipersonales es mayor que la de otro tipo de hogares; ii) la proporción de hogares monoparentales y unipersonales en el total de hogares ha aumentado con el tiempo; iii) la gran mayoría de los hogares monoparentales están encabezados por mujeres, y iv) los hogares unipersonales encabezados por mujeres, principalmente personas mayores, han aumentado con el tiempo.

Medeiros y Costa (2008) tampoco encuentran información empírica contundente de un proceso de feminización de la pobreza en países de América Latina. Sostienen que, si bien existe una sobrerrepresentación de las personas pobres en los hogares encabezados por mujeres, no es correcto colegir una feminización de la pobreza y ponen de relieve la gran sensibilidad de los resultados a los cambios en los valores de la línea de pobreza. Estos autores advierten que, aun cuando encuentran que las personas residentes en hogares encabezados por mujeres están sobrerrepresentadas entre los pobres, no hay información empírica clara sobre una feminización reciente y generalizada de la pobreza en los países latinoamericanos examinados por ellos.

Además de la dificultad que conlleva definir el concepto de feminización de la pobreza como lo hacen estos autores, se encuentran también en la literatura controversias referentes a los tipos de hogares encabezados por mujeres. Así, por ejemplo, Rajkarnikar y Ramnarain (2019) distinguen entre jefatura *de iure* y jefatura *de facto*, para diferenciar situaciones en que la jefatura es de carácter estructural y permanente, como la primera, de aquellas en que la jefatura es coyuntural y transitoria, como la segunda. Ejemplos de casos que caen dentro del primer grupo son aquellos hogares encabezados por mujeres debido al fallecimiento del cónyuge, mientras que el segundo caso puede darse por ausencia debida a migración o desplazamiento no voluntario del cónyuge (refugiados, por ejemplo).

C. Datos y metodología

1. Datos usados

Se usaron datos de 17 países de América Latina en dos períodos de tiempo: a fines de la década de 2000 (entre 2008 y 2010) y a fines de la década de 2010 (principalmente el período 2018-2019). Solo Chile y Nicaragua no responden a este patrón de manera estricta. Los datos de Chile son de 2009 y 2017, en tanto que los de Nicaragua corresponden únicamente a 2014. En Chile, la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2019 no se realizó y en el caso de Nicaragua los datos provienen de la Encuesta de Medición del Nivel de Vida (EMNV) y no de una encuesta de hogares tradicional y sistemática como las de los otros países. Por este motivo se omitió a Nicaragua de los análisis comparativos. Un resumen de las características básicas de las encuestas utilizadas se presenta en el cuadro A1.1 del anexo.

La comparación entre ambos períodos de tiempo debe ser contextualizada, considerando la alta correlación existente entre la pobreza monetaria y el ciclo económico. La primera ronda de encuestas coincide parcialmente con la crisis financiera del período 2008-2009,

años entre los cuales el producto interno bruto de América Latina disminuyó un 1,8%. El año 2019, eje de la segunda ronda de encuestas, coincide con un crecimiento prácticamente nulo (0,02%). Además, estas fases del ciclo repercutieron de manera diferente en diferentes países. Por ejemplo, en Chile el PIB disminuyó un 1,6% en 2009 y tuvo un aumento del 1,4% en 2017, años en los que se realizaron las encuestas de hogares usadas en el presente estudio. A pesar de las fluctuaciones registradas en la actividad económica, en América Latina en su conjunto se observa una cierta permanencia del nivel de la pobreza por ingresos durante el período, en una cifra cercana al 30% de la población (CEPAL, 2019)⁹.

Se trabajó con la noción de pobreza absoluta y se usó la línea internacional de pobreza de 5,5 dólares en paridad de poder adquisitivo por día¹⁰. A pesar de haberse realizado esta elección, se probó con varios umbrales, los oficiales, el que emplea la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2019) y varias líneas internacionales (de 1,9, 3,2 y 10 dólares por día), sin encontrar diferencias en las conclusiones generales del estudio. El ingreso utilizado fue el total familiar, lo que implica el ingreso monetario proveniente de toda fuente: laboral, de transferencias y otras. No se realizó ajuste por propiedad de la vivienda.

Para determinar la línea de pobreza por hogar se multiplicó el valor de la línea de pobreza correspondiente al adulto equivalente por el tamaño total del hogar. Esta manera de proceder arrojó cifras de pobreza que difieren de las oficiales en aquellos países que ajustan el tamaño del hogar por escalas de equivalencia del consumo, como es el caso de la Argentina, Chile y el Uruguay, por ejemplo. Se comprobó que, en todos los casos, las tendencias en el tiempo y los niveles relativos de pobreza se mantienen y solo cambia la tasa total de pobreza, un poco más elevada que aquella que informan las oficinas nacionales de estadística.

Se realizó un esfuerzo para aplicar la misma metodología en cada país, desde las preguntas relacionadas con la educación hasta los umbrales de pobreza. Si bien las encuestas de hogares de todos los países tienen una estructura similar, se usaron preguntas específicas incluidas en algunas encuestas, como la zona de residencia (rural o urbana), entre otras. También es importante señalar que existen diferencias en la forma en que las encuestas capturan los datos de ingresos, pero esto supera el alcance de este trabajo. Algunos países consideran como ingresos no solo los monetarios, sino también los no monetarios (por ejemplo, los pagos en especie, la autoproducción o la renta imputada, como ocurre en el Uruguay), por lo que los valores de pobreza encontrados aquí fueron muy similares a los oficiales. En todos los casos se trató de respetar las definiciones nacionales y de utilizar como variables explicativas de los modelos solo aquellas cuya definición no presentaba marcadas disparidades de un país a otro.

2. Las tasas de pobreza

Se calcularon dos indicadores de pobreza monetaria, tasa de recuento y profundidad, que provienen de la familia de indicadores propuesta por Foster y otros (1988), a la que

⁹ Más adelante se muestran la evolución de la pobreza en la región, así como el índice de feminidad de la pobreza (véase el gráfico 1).

¹⁰ En un estudio previo (Arévalo y Paz, 2016) se abordó el tema de la pobreza en un sentido más amplio, multidimensional, para el caso de la Argentina y, claramente, las conclusiones divergen de las que se obtienen usando un concepto más acotado de la pobreza, como el centrado solo en los ingresos de los hogares, que es el que se emplea en este trabajo.

se denomina medidas FGT (en alusión a sus autores, Foster, Greer y Thorbecke), y que responden a la siguiente especificación:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z_i - y_i}{z_i} \right)^{\alpha}, \text{ con } \alpha \geq 0 \quad (1)$$

Donde n es la cantidad de personas en la población, q la cantidad de personas pobres o que residen en hogares pobres, z_i la línea de pobreza de la unidad i (persona u hogar), y_i su ingreso y la letra α corresponde a lo que suele denominarse parámetro de aversión a la pobreza. Esta medida contiene varios indicadores de pobreza según el valor asignado a α . Si $\alpha = 0$, la expresión entre paréntesis se iguala a 1, con lo que en el numerador quedarían solamente las q personas que fueron identificadas como pobres y en el denominador las n personas que conforman la población. La razón q/n es lo que se conoce como tasa de recuento o P_0 . Asimismo, si $\alpha = 1$, se obtiene la medida P_1 . Suele decirse que la tasa de recuento (P_0) proporciona una idea de la prevalencia de la pobreza en una comunidad; la brecha de pobreza (P_1) es un indicador de la profundidad de la pobreza.

Esta manera de presentar las medidas advierte acerca de las debilidades y fortalezas de cada uno de los indicadores que pueden calcularse a partir de ellas. La tasa de recuento es muy fácil de interpretar, pero no dice nada acerca de la situación económica de las personas pobres. Si se desea tener un panorama más claro acerca de la situación de los pobres, se deberá recurrir a la medida P_1 .

3. Las disparidades de género y la feminización o masculinización

Una propiedad importante del indicador P_{α} es que puede ser descompuesto por subgrupos dentro de una población dada. Por ejemplo, si dentro de la población se distinguen hombres de mujeres, la ecuación (1) puede ser escrita de la siguiente manera:

$$P_{\alpha} = \frac{n^f}{n} P_{\alpha}^f + \frac{n^m}{n} P_{\alpha}^m \quad (2)$$

Donde los superíndices f y m representan la población (n) y las tasas P_{α} , provenientes de las medidas FGT presentadas en el apartado anterior, de las poblaciones femenina y masculina, respectivamente.

De esta manera, la participación de mujeres y hombres en el total viene dado por:

$$s_{\alpha}^f = \frac{n^f}{n} \frac{P_{\alpha}^f}{P_{\alpha}} \quad (3a)$$

$$s_{\alpha}^m = \frac{n^m}{n} \frac{P_{\alpha}^m}{P_{\alpha}} \quad (3b)$$

Si hombres y mujeres experimentan los mismos niveles de pobreza, entonces $s_{\alpha}^f = s_{\alpha}^m = 0,5$. Si la proporción de mujeres pobres respecto del total de población femenina es mayor que la proporción de hombres pobres respecto del total de población masculina

(si la pobreza femenina es mayor que la masculina) se observará que $s_{\alpha}^f > s_{\alpha}^m$, y si la proporción de hombres pobres respecto del total de población masculina es mayor que la proporción de mujeres pobres respecto del total de población femenina (si la pobreza masculina es mayor que la femenina), se verificará que $s_{\alpha}^f < s_{\alpha}^m$. Se verifica una feminización de la pobreza si s_{α}^f aumenta a lo largo del tiempo. Por el contrario, si lo que aumenta es el indicador s_{α}^m , podría hablarse del fenómeno opuesto: masculinización de la pobreza.

Para analizar tanto la sobrerrepresentación como la feminización de la pobreza, Medeiros y Costa (2008) usan la brecha (*BM&C*), que puede ser escrita como sigue:

$$BM\&C = P_{\alpha t}^{pHHjf} - P_{\alpha t}^{pHHjm} \quad (4)$$

Donde $P_{\alpha t}^{pHHjf}$ y $P_{\alpha t}^{pHHjm}$ son las tasas α de pobreza ($\alpha = 1, 2, 3$ según el parámetro de aversión de Foster y otros, 1988) de personas (superíndice *p*) en hogares (superíndice *HH*) con jefatura femenina o masculina (superíndices *jf* y *jm*, respectivamente).

Las medidas FGT de pobreza que diferencian por grupos pueden resumirse en la siguiente expresión general:

$$P_{\alpha}^{S_{x,x+n}} = \frac{1}{n^{S_{x,x+n}}} \sum_{i=1}^{q^{S_{x,x+n}}} \left(\frac{Z_i - C_i}{Z_i} \right)^{\alpha} \quad (5)$$

Donde los superíndices $S_{x,x+n}$ denotan el género de la persona ($s = f, m$, para femenino y masculino, respectivamente), la edad (x) y el intervalo de edad (n). La CEPAL usa también el índice de feminidad de la pobreza (IFP), que resulta del cociente entre dos razones: i) la cantidad de mujeres de entre 20 y 59 años que residen en hogares pobres y la cantidad de hombres de esas edades residentes en hogares pobres (tasa de pobreza de las mujeres de ese rango de edades), y ii) la cantidad de mujeres de entre 20 y 59 años y la cantidad de hombres de esas edades. Este índice es equivalente a la relación entre la tasa de pobreza de las mujeres y la tasa de pobreza de los hombres de entre 20 y 59 años¹¹.

$$IFP = \left(\frac{P_0^{f_{20,39}}}{P_0^{m_{20,39}}} \right) \times 100 \quad (6)$$

Su utilidad radica en que permite determinar la sobrerrepresentación o la subrepresentación de las mujeres en el total de las personas pobres.

Dado que la variable principal de estudio es la condición de pobreza del hogar, el ingreso familiar cumple un papel central en la determinación de su valor. Cabe entonces aclarar que se respetaron las decisiones oficiales en relación con los datos. Se trabajó con los ponderadores que corrigen por no respuesta los ingresos totales del hogar¹². Todos estos indicadores están calculados usando los hogares como unidad de identificación.

Como se mencionó antes, en este artículo se incorporan indicadores que calculan los niveles de pobreza de individuos. Esta manera de proceder fue abordada recientemente por

¹¹ Véanse más detalles sobre este tema [en línea] https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/technical-sheet.html?lang=es&indicator_id=3330&area_id=221.

¹² Véanse detalles acerca de la manera en que el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de la Argentina corrige la no respuesta en INDEC (2020).

varios estudios¹³. Consiste en comparar la línea de pobreza con los ingresos personales y no con los familiares. Mediante este procedimiento se revelan los ingresos nulos de, entre otras, aquellas personas que trabajan en actividades domésticas no remuneradas, principalmente mujeres que residen en hogares con cónyuges masculinos que tienen ingresos positivos. Los ingresos nulos dentro de parejas son uno de los posibles casos, pero se trata de un extremo. Por ese motivo se recurrió a la literatura que indaga acerca de las reglas de reparto del consumo dentro de los hogares y se simuló un patrón de distribución intrahogar compatible con uno de los obtenidos empíricamente en el estudio de Dunbar, Lewbel y Pendakur (2013).

4. Estrategia de análisis multivariado

Con el propósito de calcular la brecha ajustada, se estimará un conjunto de regresiones. Los modelos responden a la siguiente especificación:

$$P_{\alpha i} = \beta_1 GEN_i + X\Theta + u_i \quad (7)$$

Donde $P_{\alpha i}$ representa el indicador de pobreza de la persona que reside en el hogar i . La variable GEN_i es una variable ficticia que indica el sexo biológico ya sea de la persona de referencia del hogar, cuando este es la unidad de análisis, o de la persona adulta propiamente dicha, cuando se trabaja con ingresos individuales¹⁴. Por su parte, x es una matriz que, además de una columna de unos, contiene las variables de control: edad, educación y otras (véase el cuadro A1.2 del anexo). Por otro lado, β y Θ son los parámetros que se estimarán y u_{ij} es el término de error.

Para la identificación del efecto neto del género sobre la pobreza se analizarán el signo y la significancia del parámetro β . En todos los casos, un parámetro significativo y negativo indica una brecha de pobreza desfavorable a las mujeres, *ceteris paribus*. El ejercicio se aplica para la tasa de recuento ($\alpha = 0$) y para la brecha relativa ($\alpha = 1$), usando como unidad de identificación el hogar y la persona, y, en este último caso, los ingresos individuales observados y los ingresos corregidos por patrones de reparto intrahogar, pero solo para la población adulta, de entre 18 y 59 años de edad.

El siguiente paso apunta a conocer qué proporción del cambio observado entre rondas puede ser explicado por cambios en los factores asociados con la pobreza (edad, nivel educativo y presencia en el hogar de niñas, niños y personas mayores como indicadores indirectos (*proxies*) de la demanda de cuidado). Al efectuar regresiones como las definidas por la ecuación (7), pero estimadas para cada período, se descompondrá la diferencia de pobreza entre rondas con el objetivo de identificar qué determinante tiene más peso para explicar la diferencia, así como qué parte de la diferencia se debe a estructuras diferentes y qué parte a un efecto de propensiones diferentes. En términos más formales, y siguiendo la versión no lineal del método de Kitagawa (1955), Blinder (1973) y Oaxaca (1973), dicha descomposición puede escribirse de la siguiente manera:

¹³ Véanse Bessell (2015) y Amarante, Colacce y Scalese (2021).

¹⁴ Excepto algunos casos excepcionales, las encuestas de la región no levantan información sobre la identidad de género de la población; por lo tanto, la variable “género” no existe en las bases de datos utilizadas en esta investigación. Por ese motivo, el “género” se refiere al sexo biológico de las personas encuestadas.

$$\bar{P}^F - \bar{P}^M = \left[\sum_{i=1}^{N^F} \frac{F(x_i^F \hat{\beta}^F)}{N^F} - \sum_{i=1}^{N^M} \frac{F(x_i^M \hat{\beta}^F)}{N^M} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^F} \frac{F(x_i^F \hat{\beta}^F)}{N^F} - \sum_{i=1}^{N^M} \frac{F(x_i^M \hat{\beta}^M)}{N^M} \right] \quad (8)$$

Donde \bar{P}^F y \bar{P}^M representan las tasas de pobreza femenina o masculina (superíndices F y M , respectivamente) ya sea definida por la jefatura de hogar (género de la persona de referencia) o por el género de la persona, cuando se trabaja con los ingresos individuales¹⁵.

El primer término del lado derecho representa la parte de la brecha que se debe a diferencias de características entre los grupos (también llamada “parte explicada” de la brecha) y el segundo término captura la parte atribuible a diferencias de parámetros (también denominadas aquí diferencias de pensión o “parte no explicada”).

Este tipo de descomposición es sensible al denominado “problema de los números índice”; es decir, el resultado varía según se use como grupo de comparación a los hombres, a las mujeres o a ambos. En este estudio se empleó la alternativa propuesta por Oaxaca y Ransom (1988), que utiliza los coeficientes estimados a partir de una muestra conjunta de los dos grupos.

La metodología descrita se centra específicamente en el segundo término del lado derecho de la descomposición propuesta en la ecuación anterior, que cuantifica la contribución de cada grupo a la brecha total. Usando como ponderadores los coeficientes estimados de una regresión probit basada en la muestra agrupada, se puede examinar la contribución de cada variable o cada grupo de variables a la brecha entre géneros de las tasas de participación en la fuerza laboral. La misma metodología se aplica para tratar las diferencias en la proporción de tiempo que hombres y mujeres emplean en tareas domésticas no remuneradas.

D. Resultados

1. Evolución y situación actual

Desde principios del presente siglo y durante más de una década, la pobreza en América Latina bajó ostensiblemente. Por ejemplo, en el quinquenio 2000-2004, el porcentaje de personas pobres fue del 45% y en el quinquenio 2016-2019 pasó al 25%. Esta reducción, que alcanzó los 20 puntos porcentuales y fue muy significativa, estuvo acompañada por un aumento de lo que la CEPAL (2019) llama índice de feminidad de la pobreza (véase el gráfico 1).

La macroeconomía y la política pública tuvieron mucho que ver en este proceso. El panorama económico de la primera década fue más favorable que el de las décadas precedentes. Por su parte, la erradicación de la pobreza, la disminución de las desigualdades económicas, la inclusión y la protección social ganaron un espacio considerable en la agenda pública de muchos países de América Latina. Sin embargo, el final del superciclo de las materias primas y la desaceleración macroeconómica impactaron negativamente en la evolución favorable de los indicadores sociales. Hacia mediados de la década de 2010, la pobreza retomó la

¹⁵ Al trabajar con variables dependientes binarias, las descomposiciones requieren un tratamiento particular. En este estudio se siguieron los textos de Fairlie (2005) y Jann (2008).

volatilidad que acusaba ante la inestabilidad económica y se estabilizó alrededor de un promedio cercano al 25% o 30% de la población. La ralentización del crecimiento implicó un aumento del desempleo y de la informalidad laboral, todo lo que contribuyó a detener los progresos alcanzados en términos de reducción de la pobreza y de la desigualdad económica.

Gráfico 1
América Latina: tasas de recuento de la pobreza e índice de feminidad de la pobreza, 2000-2019
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Panorama Social de América Latina, 2020* (LC/PUB.2021/2-P), Santiago, 2021.

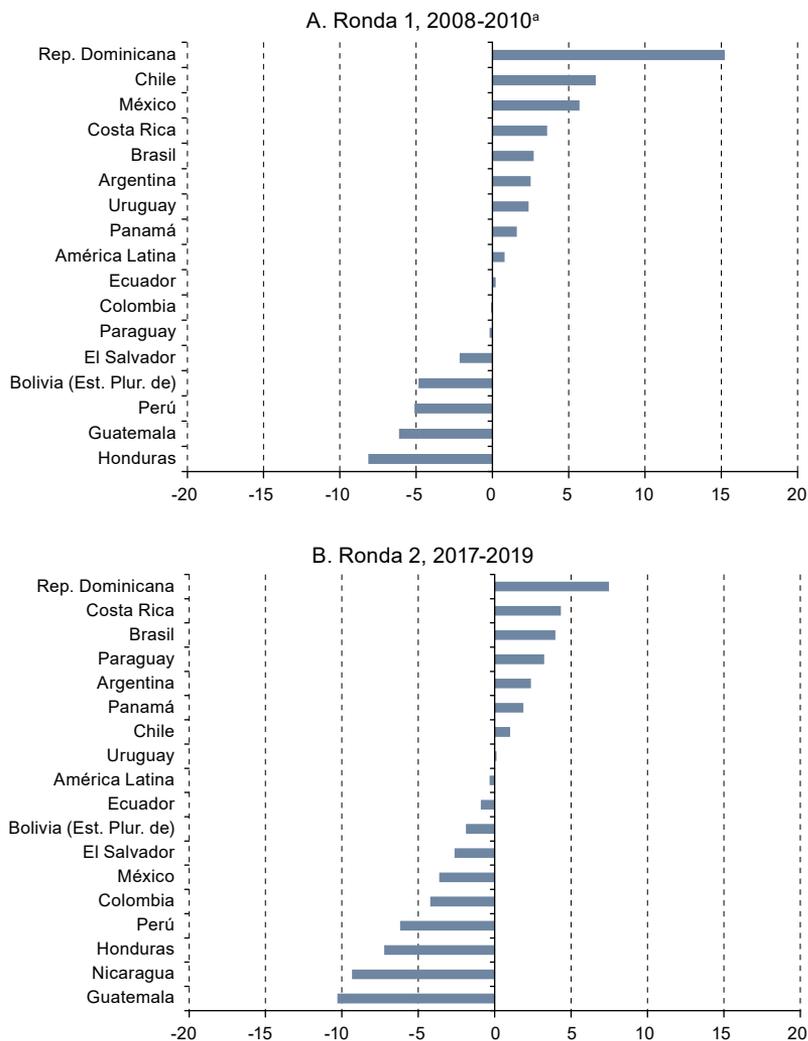
Las tasas de pobreza de los hogares con jefatura femenina y masculina fueron similares a lo largo de todo el período. Es interesante notar que recién en el período de bajo crecimiento posterior al auge de los productos básicos se hizo presente la disparidad entre géneros, aunque muy baja (y persistente). También puede observarse que el índice de feminidad de la pobreza, que había mostrado un aumento importante entre 2001 y 2012, detuvo su tendencia al alza y creció muy lentamente hacia el final del período.

El gráfico 2 se centra en la brecha de pobreza por género y permite observar que los valores presentados en el gráfico 1 son promedios de situaciones muy heterogéneas entre países. Así, por ejemplo, la República Dominicana y Chile presentan diferenciales de pobreza por género muy diferentes a los de otros países, como Guatemala y Honduras; en los dos primeros casos los diferenciales de pobreza por género son desfavorables a las personas que viven en hogares con jefatura femenina, mientras que los dos últimos presentan un patrón desfavorable a las personas residentes en hogares con jefatura masculina¹⁶.

¹⁶ Los datos del gráfico 1 provienen de un informe de la CEPAL (2021), mientras que el gráfico 2 usa los microdatos armonizados que se prepararon de manera específica para el presente documento. Eso explica la diferencia en 2019: según los datos de la CEPAL, hay una leve desventaja femenina en términos de pobreza, mientras que en el gráfico 2 la media regional arroja una leve desventaja de los hombres. Podría aseverarse que, a pesar de las pequeñas diferencias encontradas, en ambos casos la brecha de pobreza por género promedio de la región es muy cercana a cero.

Gráfico 2

América Latina (17 países): brecha de pobreza por género, según el sexo de la persona que ocupa la jefatura de hogar, ronda 1 (2008-2010) y ronda 2 (2017-2019)
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: Valores positivos implican que existe una brecha desfavorable a los hogares con jefatura femenina; valores negativos indican la existencia de una brecha desfavorable a los hogares con jefatura masculina.

^a En el gráfico A no se incluye a Nicaragua, por contarse solamente con un dato (véase el cuadro A1.1 del anexo).

El resultado es una disparidad entre géneros muy baja, consecuencia de situaciones disímiles entre los países y, como se verá enseguida, dentro de los mismos países, entre grupos de personas definidas por variables asociadas a la pobreza por ingresos.

La información presentada en los gráficos anteriores no revela feminización de la pobreza en América Latina. Por el contrario, sugiere cierta desfeminización y, en algunos casos, masculinización de la pobreza monetaria. En el siguiente apartado se analizará si esos resultados se modifican al considerar, por un lado, ingresos individuales, y, por otro, ingresos familiares corregidos por un patrón distributivo que tenga en cuenta el consumo dentro de los hogares. En principio, esto último es imposible con los datos provistos por las encuestas de hogares, pero se propone un procedimiento que permite observar el fenómeno en la medida en que se acepten ciertos supuestos, a manera de ejercicio empírico.

2. Ingresos individuales e ingresos familiares corregidos

Como puede apreciarse en el gráfico 3, el uso de los ingresos individuales se traduce en un panorama diferente al analizado hasta aquí. Puede observarse con claridad que la brecha de pobreza por género medida usando el hogar como unidad de análisis (véase el gráfico 2) subestima el valor de la disparidad, dado que no permite ver la situación de las numerosas mujeres que viven en hogares no pobres, pero que no cuentan con ingreso propio o que perciben un ingreso que las sitúa por debajo de los umbrales de pobreza considerados. Los cálculos de pobreza con ingresos individuales relativizan también el proceso de desfeminización detectado con los indicadores basados en los ingresos del hogar. No obstante, es necesario tener en cuenta que abordar este tema requeriría una mirada particular país por país, algo que excede los objetivos del presente estudio, más centrado en lo que se observa en la región en su conjunto.

Gráfico 3
América Latina (17 países): brecha de pobreza por género basada en los ingresos individuales, ronda 1 (2008-2010) y ronda 2 (2017-2019)
(En puntos porcentuales)

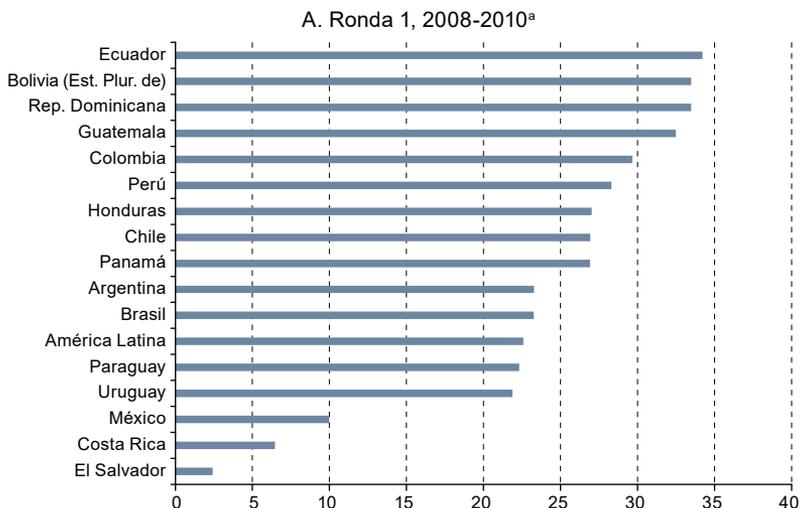
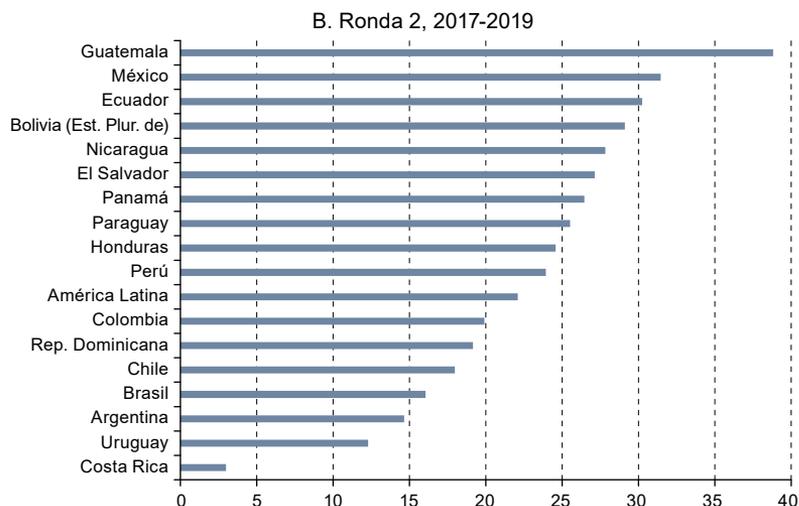


Gráfico 3 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

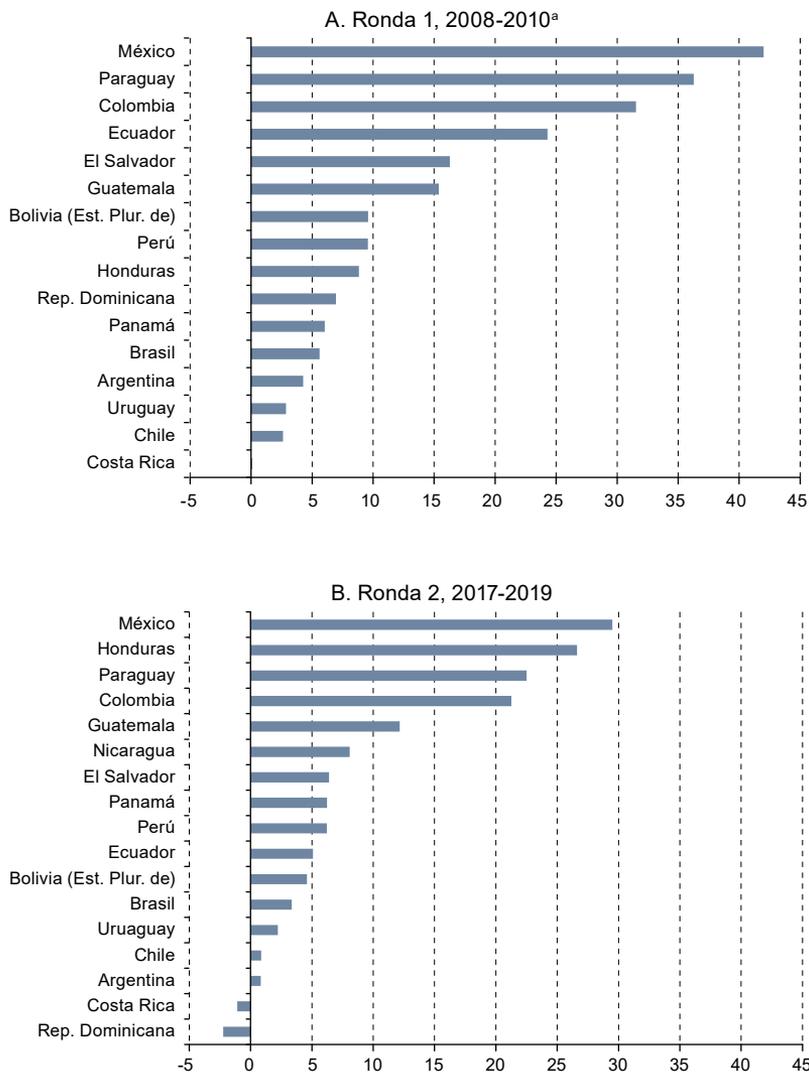
Nota: Valores positivos implican que existe una brecha desfavorable a las mujeres; valores negativos indican la existencia de una brecha desfavorable a los hombres.

^a En el panel A no se incluye a Nicaragua, por contarse solamente con un dato (véase el cuadro A1.1 del anexo).

Otra alternativa metodológica que se explora aquí consiste en trabajar con los ingresos familiares pero corregidos por la participación de los miembros del hogar en el reparto de dichos ingresos. El gráfico 4, elaborado con la misma lógica que los gráficos 2 y 3, muestra el resultado de la aplicación de esta corrección. Específicamente, para las personas solteras, divorciadas o separadas y viudas se consideró el ingreso individual percibido y declarado en la encuesta. Las correcciones se aplicaron a las personas adultas (de 18 a 59 años) que residen con cónyuges. El patrón distributivo considerado es el que surge del trabajo empírico realizado por Dunbar, Lewbel y Pendakur (2013).

El resultado que se obtiene tras realizar la corrección es una combinación de los gráficos 2 y 3. Se observa en este caso una muy clara desfeminización de la pobreza entre las dos rondas. También está claro que el orden de los países se altera. Honduras escala varios puestos, mientras que el Ecuador desciende. Se observa asimismo que las diferencias entre los géneros se reducen, pero no lo hacen con la intensidad observada al usar el hogar como unidad de análisis. Se trata, por tanto, de una situación intermedia entre los dos casos anteriores, en los que se trabajó con ingresos familiares y con ingresos individuales.

Gráfico 4
América Latina (17 países): brecha de pobreza por género basada en ingresos familiares con distribución intrahogar no igualitaria, ronda 1 (2008-2010) y ronda 2 (2017-2019)
 (En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: Valores positivos implican que existe una brecha desfavorable a las mujeres; valores negativos indican la existencia de una brecha desfavorable a los hombres.

^a En el gráfico A no se incluye a Nicaragua, por contarse solamente con un dato (véase el cuadro A1.1 del anexo).

En el cuadro 1 se resume la situación de la región en su conjunto, teniendo en cuenta al hogar (columna 1), a las personas y sus ingresos individuales (columna 2) y a las personas adultas (de 18 a 59 años), según los ingresos individuales de personas solteras, divorciadas o separadas y viudas e ingresos familiares corregidos por distribución intrahogar (columna 3). El mismo cuadro permite saber cuáles fueron los determinantes próximos de la desfeminización de la pobreza, en aquellos casos en que este fenómeno aparece. En este sentido, la disparidad se pudo haber reducido porque la tasa de pobreza de las mujeres, de cualquier forma que se la mida, cayó más que la correspondiente a los hombres.

Cuadro 1

América Latina (16 países): tasas de pobreza por género basadas en diferentes unidades de análisis y correcciones para evaluar el reparto intrahogar, ronda 1 (2008-2010) y ronda 2 (2017-2019)
(En porcentajes y puntos porcentuales)

Ronda y género	Ingresos familiares igualmente distribuidos, toda la población	Ingresos individuales, personas adultas	Ingresos individuales y familiares corregidos por patrón distributivo
	(1)	(2)	(3)
Ronda 1	26,6	31,8	38,1
Hombre	25,3	20,0	29,0
Mujer	27,8	42,6	46,5
Brecha (puntos porcentuales)	2,5	22,6	17,5
Ronda 2	18,2	32,9	34,6
Hombre	17,5	21,4	28,6
Mujer	18,9	43,5	40,2
Brecha (puntos porcentuales)	1,4	22,1	11,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Puede verse en el cuadro 1 que la brecha de pobreza entre hogares encabezados por jefas y jefes no solo es muy baja, sino que se redujo, por lo dicho anteriormente: la tasa de pobreza de los hogares con jefatura femenina cayó más que la de los hogares con jefatura masculina. El uso del ingreso individual como variable de evaluación muestra un aumento de la pobreza similar para la población adulta de ambos sexos, lo que deja casi inalterada la brecha final. Por último, la disparidad entre los géneros en cuanto a la incidencia de la pobreza en la población adulta se reduce cuando se usan ingresos corregidos y el fenómeno se observa por una reducción más intensa de la pobreza entre la población adulta femenina.

3. Disparidades con controles por factores asociados

Como se dijo antes, la situación de pobreza de un hogar o de una persona está asociada a un gran número de factores, entre los cuales se encuentran la estructura familiar, la macroeconomía y la participación en la fuerza laboral, entre tantos otros (Christensen, 2019). Si bien puede existir una tendencia a pensar en esos factores como “determinantes” de la pobreza, pueden no serlo en un sentido estricto. Se requeriría un examen más detallado

que el presente para inferir el orden causal de los factores. No obstante, algunos de esos factores pueden ser analizados como correlaciones sistemáticas o como fenómenos que están asociados de una manera u otra con el nivel de pobreza y que acompañan a sus cambios. La edad y la educación de la persona de referencia del hogar, el número de niñas, niños y personas mayores en el hogar, el tamaño de este y el ámbito en el que está emplazado (urbano o rural) son los que se seleccionaron para analizarlos en este trabajo. Si estos factores están asociados y tienen efectos diferenciales por género, podrían ayudar a entender el diferencial de pobreza por género y el cambio ocurrido entre las rondas.

Pero no solo eso. Lo que interesa más en este estudio es que podrían estar afectando los indicadores de pobreza que se están comparando, en la medida en que afecten de manera desigual a uno u otro sexo. Por eso es necesario avanzar en el análisis y controlar el tamaño de las disparidades y su cambio en el tiempo, teniendo en cuenta los factores mencionados. Como se explicó en la sección metodológica, eso se logra en parte calculando los parámetros de una regresión en la que se incluyen estos factores del lado derecho (ecuación 7) o calculando valores predichos de las tasas de pobreza y comparando los valores correspondientes a hombres y mujeres (ecuación 8). En el cuadro 2 se muestran los resultados obtenidos al aplicar el primero de los dos procedimientos.

Cuadro 2

América Latina: brechas de pobreza por género ajustadas, personas residentes en hogares con diferente género de la persona de referencia

	Ambas rondas (Pooled)		P0 (probit)		P1 (MCO)	
	P0	P1	Ronda 1	Ronda 2	Ronda 1	Ronda 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Brecha corregida	-0,036***	-0,021***	-0,035***	-0,032***	-0,023***	-0,018***
	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Ronda 1	0,077***	0,034***				
	(0,000)	(0,000)				
Número de casos	3 236 378	3 236 378	1 723 122	1 513 256	1 723 122	1 513 256

Fuente: Estimación propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: *** significativo al 1%. Entre paréntesis se indica el desvío de la estimación. Las regresiones tienen controles por edad, edad al cuadrado, nivel educativo, estado civil, número de niñas, niños y personas mayores en el hogar y capacidad de generación de ingresos del hogar.

Las dos primeras columnas muestran las disparidades por género considerando ambos períodos, mientras que las cuatro restantes desagregan por ronda. Estas últimas son las que permiten evaluar el cambio entre períodos. La primera columna muestra también el parámetro estimado para una variable dicotómica que indica la ronda. Nótese que el valor positivo y significativamente distinto de 0 está indicando que tanto la tasa de pobreza como su profundidad (medida por la brecha relativa) fueron más elevadas en la ronda 1, considerando todos los factores constantes. Los datos de este cuadro permiten afirmar que la brecha existe (los parámetros son significativos en ambas rondas y en el *pooled*), que es desfavorable a las mujeres (el parámetro tiene signo negativo), que la brecha en la tasa de pobreza no cambió su nivel entre las rondas (las diferencias no son estadísticamente

significativas) y que sí se redujo la profundidad de la pobreza, aunque sigue siendo diferente, mayor en el caso de las mujeres que en el de los hombres¹⁷.

El cuadro 3 completa la mirada entre períodos, considerando a las personas como unidades de análisis. Las dos primeras columnas se refieren a las brechas estimadas con los ingresos individuales y las dos últimas a las brechas estimadas con los ingresos familiares corregidos por patrón distributivo intrahogar.

Cuadro 3

América Latina: brechas de pobreza por género ajustadas, personas adultas (18 a 59 años)

Indicador de pobreza	Ingresos individuales		Ingresos familiares corregidos por patrón de distribución intrahogar	
	Ronda 1	Ronda 2	Ronda 1	Ronda 2
	(1)	(2)	(3)	(4)
P0 (probit)	-0,279*** (0,001)	-0,260*** (0,001)	-0,180*** (0,001)	-0,129*** (0,001)
P1 (MCO)	-0,227*** (0,001)	-0,205*** (0,001)	-0,145*** (0,017)	-0,102*** (0,007)
Número de casos	936 852	859 044	936 852	859 044

Fuente: Estimación propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: *** significativo al 1%. Entre paréntesis se indica el desvío de la estimación. Las regresiones tienen controles por edad, edad al cuadrado, nivel educativo, estado civil, número de niñas, niños y personas mayores en el hogar y capacidad de generación de ingresos del hogar.

Se confirma que las brechas en este caso son mucho más amplias que las anteriores, que todas acusan reducciones (desfeminización, no solamente en términos de tasas (P_0), sino también de profundidad (P_1)) y que la brecha relativa (profundidad (P_1)) cae más (29%) que la obtenida con las tasas de pobreza (9%). Otro resultado importante tiene que ver con las diferencias que se observan cuando se ajustan los ingresos familiares. Aun considerando que las mujeres que no perciben ningún ingreso participan en el reparto con valores positivos la mayoría de las veces (las excepciones se producen en hogares donde el número de niñas y niños termina socavando la participación de la mujer en el reparto intrahogar), las disparidades entre géneros de los indicadores de pobreza superan los 10 puntos porcentuales.

4. Descomposición del cambio entre rondas

Como se vio en el apartado anterior, desde la perspectiva del hogar, la brecha de pobreza por género en América Latina se redujo porque la tasa de pobreza de residentes en hogares con jefatura femenina cayó más que la de residentes en hogares con jefatura masculina. En el cuadro 4 puede observarse que la caída de la tasa de pobreza de los hombres en los hogares fue de 11 puntos porcentuales, frente a una reducción de 14 puntos porcentuales en el caso de

¹⁷ La profundidad está medida usando una FGT con $\alpha = 1$ (véase una explicación detallada de este indicador en los comentarios referentes a la ecuación 1).

las mujeres en los hogares. Patrones similares se observan cuando se analizan los indicadores individuales. La mejora más importante entre estos últimos se observa en la última columna: 7,3 puntos porcentuales en el caso de las mujeres, frente a 2,0 puntos porcentuales en el de los hombres. A diferencia de lo visto hasta aquí, estas disparidades en las tasas de pobreza son netas de perturbaciones debidas a diferenciales dentro de los grupos, definidos por las variables de control que se mencionan al pie de cada uno de los cuadros.

Cuadro 4
América Latina: descomposición de la diferencia de las tasas de pobreza (P_1) para hombres y mujeres, rondas 1 y 2

Niveles y diferencias	Hogar (toda la población)		Personas adultas (18 a 59 años), ingresos individuales		Personas adultas (18 a 59 años), ingresos familiares ajustados	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ronda 1	0,308*** (0,000)	0,322*** (0,001)	0,201*** (0,001)	0,455*** (0,001)	0,287*** (0,001)	0,435*** (0,001)
Ronda 2	0,196*** (0,000)	0,182*** (0,001)	0,201*** (0,001)	0,429*** (0,001)	0,267*** (0,001)	0,362*** (0,001)
Diferencia	0,113*** (0,001)	0,140*** (0,001)	0,000 (0,001)	0,026*** (0,001)	0,020*** (0,001)	0,073*** (0,001)
Explicada	0,051*** (0,000)	0,049*** (0,000)	0,028*** (0,000)	0,045*** (0,000)	0,040*** (0,001)	0,052*** (0,000)
No explicada	0,062*** (0,001)	0,092*** (0,001)	-0,027*** (0,001)	-0,019*** (0,001)	-0,020*** (0,001)	0,021*** (0,001)
Cantidad de casos	2 297 045	1 069 583	859 548	936 348	859 548	936 348

Fuente: Estimación propia, sobre la base de datos provenientes de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: *** significativo al 1%. Entre paréntesis se indica el desvío de la estimación. Las regresiones tienen controles por edad, edad al cuadrado, nivel educativo, estado civil, número de niñas, niños y personas mayores en el hogar y capacidad de generación de ingresos del hogar.

El papel que desempeñaron los cambios en los factores asociados a la pobreza fue muy relevante. En el caso de los hogares, lograron explicar (fracción explicada de la disparidad de género) más la caída de la tasa de pobreza de los hombres que la de mujeres: un 45%, frente a un 35%. Un patrón parecido se observa en el caso de los ingresos individuales, aunque el poder explicativo del cambio en el nivel de las variables que se correlacionan con la pobreza es en este caso superior que en el caso de los hogares.

En el cuadro 5 se presenta la descomposición de la disparidad, pero en este caso para la brecha relativa (P_1) o distancia que separa los ingresos de los hogares (columnas 1 y 2) de los ingresos de los individuos (columnas 3 y 4) y de los individuos que componen los hogares, aplicando la corrección por participación en el consumo del hogar (columnas 5 y 6).

Cuadro 5
**América Latina: descomposición de la diferencia de profundidad
 de pobreza (P_1) para hombres y mujeres, rondas 1 y 2**

Niveles y diferencias	Hogares (toda la población)		Personas adultas (18-59 años), ingresos individuales		Personas adultas (18-59 años), ingresos familiares ajustados	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ronda 1	0,133*** (0,000)	0,144*** (0,000)	0,167*** (0,001)	0,389*** (0,001)	0,138*** (0,000)	0,281*** (0,016)
Ronda 2	0,079*** (0,000)	0,076*** (0,000)	0,169*** (0,001)	0,362*** (0,001)	0,127*** (0,000)	0,220*** (0,006)
Diferencia	0,054*** (0,000)	0,068*** (0,000)	-0,002** (0,001)	0,027*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,060*** (0,018)
Explicada	0,026*** (0,000)	0,023*** (0,000)	0,024*** (0,000)	0,038*** (0,000)	0,024*** (0,000)	0,033*** (0,004)
No explicada	0,028*** (0,000)	0,045*** (0,000)	-0,026*** (0,001)	-0,011*** (0,001)	-0,014*** (0,001)	0,027*** (0,016)
Cantidad de casos	2 297 045	1 069 583	859 548	936 348	859 548	936 348

Fuente: Estimación propia, sobre la base de datos de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: *** significativo al 1%. Entre paréntesis se indica el desvío de la estimación. Las regresiones tienen controles por edad, edad al cuadrado, nivel educativo, estado civil, número de niñas, niños y personas mayores en el hogar y capacidad de generación de ingresos del hogar.

El balance entre los componentes explicados y no explicados por el nivel de los factores es similar al encontrado para las tasas de pobreza. Tanto a nivel de hogares como de personas, permite explicar mejor la pobreza masculina que la femenina, aunque el poder explicativo se potencia en el caso de los ingresos individuales.

E. Conclusiones

La información presentada en este documento permite afirmar con un alto nivel de certeza que: i) la brecha de pobreza por género en América Latina existe y es desfavorable a las mujeres y ii) durante la década anterior a la pandemia de COVID-19, hubo un proceso de desfeminización de la pobreza en la región. Esto último significa estrictamente que las tasas de pobreza femeninas se redujeron más que las masculinas, independientemente de la unidad de análisis usada para identificar a los hogares y las personas pobres. Esto se produjo en un contexto general de ralentización económica y cierta constancia en los niveles de pobreza de la región en su conjunto.

Pudo constatarse también que la desfeminización de la pobreza estuvo acompañada por cambios en los factores que están de una u otra manera asociados a la pobreza, principalmente un mayor nivel educativo de la población femenina y una menor fecundidad. La propensión a ser pobre dentro de cada grupo sigue traccionando en dirección a la mayor pobreza femenina, comparada con la masculina. Esto último implica que factores que no pueden ser captados con los datos usados se mueven en dirección opuesta a una mayor igualdad de género en términos de pobreza.

Los factores asociados a la pobreza, tales como la edad de las personas y de las jefas y los jefes de hogar, sus niveles educativos, su situación conyugal, la cantidad de perceptores de ingresos en el hogar y la cantidad de niñas, niños y personas mayores explicaron en buena medida la reducción de la pobreza en el período analizado. Es decir, la baja registrada en los indicadores de pobreza estuvo asociada a modificaciones en el valor de estas variables. Menos importantes fueron los cambios en la “propensión a la pobreza” de los hogares y las personas. Cabe aclarar que esta “propensión a la pobreza” incluye variables no observadas con los datos disponibles y que provocan que dos hogares perfectamente idénticos en todo difieran en su nivel de pobreza por el solo hecho de estar liderados por hombres o mujeres. Esta diferencia merece ser abordada mediante investigaciones con datos más precisos o estudios cualitativos específicos. Así, por ejemplo, esta “propensión a la pobreza” podría estar acusando efectos de comportamientos o de acciones de política pública, o lo que Bradshaw, Chant y Linneker (2019) llaman “feminización de la política pública” para referirse a una política pública con orientación de género.

Los próximos pasos que se tienen programados para avanzar en esta investigación se relacionan con los puntos siguientes: i) evaluar patrones empíricos de distribución del consumo dentro de los hogares y sus efectos en las brechas de género; ii) analizar el efecto de la pandemia de COVID-19, y iii) simular ingresos otorgados a la fuerza laboral y la redistribución de los usos del tiempo de la población adulta femenina y masculina.

Bibliografía

- Aisa, R., G. Larramona y F. Pueyo (2019), “Poverty in Europe by gender: the role of education and labour status”, *Economic Analysis and Policy*, vol. 63.
- AlAzzawi, S. (2015), “Is there feminization of poverty in Egypt?”, *Working Papers*, N° 926, Economic Research Forum, Dokki, Giza.
- Amarante, V., M. Colacce y F. Scalese (2021), “Poverty and gender in Latin America: How far can income-based measures go?”, *Journal of International Development*, vol. 34.
- Arévalo, C. y J. Paz (2021), “Pobreza en hogares con jefatura femenina en Argentina: una comparación entre el norte grande y el resto del país”, *Visión de Futuro Revista Científica*, vol. 25, N°2 [en línea] <https://visiondefuturo.fce.unam.edu.ar/index.php/visiondefuturo/article/view/485>.
- (2016), “Privaciones múltiples en la Argentina: diferencias entre hogares con jefatura masculina y hogares con jefatura femenina”, *Notas de Población*, N° 103 (LC/G.2696-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Ariza, M. y O. de Oliveira (2001), “Familias en transición y marcos conceptuales en redefinición”, *Papeles de Población*, N° 28.
- Bargain, O., O. Donni y P. Kwenda (2014), “Intrahousehold distribution and poverty: evidence from Côte d’Ivoire”, *Journal of Development Economics*, vol. 107.
- Bargain, O., P. Kwenda y M. Ntuli (2017), “Gender bias and the intrahousehold distribution of resources: evidence from African nuclear households in South Africa”, *Journal of African Economies*, vol. 27, N° 2.
- Bessell, S. (2015), “The individual deprivation measure: measuring poverty as if gender and inequality matter”, *Gender & Development*, vol. 23, N° 2.
- Blinder, A. (1973), “Wage discrimination: reduced form and structural estimates” *The Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4.

- Bradshaw, S., S. Chant y B. Linneker (2019), "Challenges and changes in gendered poverty: the feminization, de-feminization, and re-feminization of poverty in Latin America", *Feminist Economics*, vol. 25, N° 1.
- Browning, M., P. A. Chiappori y A. Lewbel (2013), "Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power", *Review of Economic Studies*, vol. 80, N° 4.
- Buvinic, M. y G. R. Gupta (1997), "Female-headed households and female-maintained families: are they worth targeting to reduce poverty in developing countries?", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 45, N° 2.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2021), *Panorama Social de América Latina, 2020* (LC/PUB.2021/2-P), Santiago.
- (2019), *Panorama Social de América Latina, 2019* (LC/PUB.2019/22-P/Rev.1), Santiago.
- Chiappori, P. A. y C. Meghir (2015), "Intrahousehold inequality", *Handbook of income distribution*, vol. 2, Elsevier.
- Christensen, M. (2019), "Feminization of poverty: causes and implications", *Gender Equality, Encyclopedia of the UN Sustainable Development Goals*, W. Leal Filho y otros (eds.), Springer.
- Dunbar, G. R., A. Lewbel y K. Pendakur (2013), "Children's resources in collective households: identification, estimation, and an application to child poverty in Malawi", *The American Economic Review*, vol. 103, N° 1.
- Fairlie, R. (2005), "An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models", *Journal of Economic and Social Measurement*, vol. 30.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, vol. 52, N° 3.
- Glassman, B. (2020), "An analysis of the gender poverty gap using the American Community Survey", *SEHSD Working Paper*, N° 2020-12, Oficina del Censo de los Estados Unidos.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2020), *Encuesta Permanente de Hogares: consideraciones metodológicas sobre el tratamiento de la información del segundo trimestre de 2020*, Buenos Aires.
- Jann, B. (2008), "The Blinder-Oaxaca decomposition for linear models", *The Stata Journal*, vol. 8, N° 4.
- Kitagawa, E. (1955), "Components of a Difference between Two Rates", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 50, N° 272.
- Liu, Ch., A. Esteve y R. Treviño (2017), "Female-headed households and living conditions in Latin America", *World Development*, vol. 90, febrero.
- Medeiros, M. y J. Costa (2008), "Is there a feminization of poverty in Latin America?", *World Development*, vol. 36, N° 1.
- Naciones Unidas (2015), *Transformar nuestro mundo: la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible* (A/RES/70/1), Nueva York.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- Oaxaca, R. y M. Ransom (1988), "Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers", *Journal of Labor Research*, vol. 9, N° 2.
- Pearce, D. (1978), "The feminization of poverty: women, work and welfare", *Urban and Social Change Review*, vol. 11.
- Rajkarnikar, J. y S. Ramnarain (2019), "Female headship and women's work in Nepal", *Feminist Economics*.
- Ravallion, M. (2016), *The Economics of Poverty. History, Measurement and Policy*, Londres, Oxford University Press.
- Snyder, A., D. McLaughlin y J. Findeis (2006), "Household composition and poverty among female-headed households with children: differences by race and residence", *Rural Sociology*, vol. 71, N° 4.
- Wright, R. (1992), "A feminisation of poverty in Great Britain?", *The Review of Income and Wealth*, vol. 38, N° 1.

Anexo A1

Cuadro A1.1
Encuestas usadas para medir la brecha de pobreza por género

País	Encuesta	Años
Argentina	Encuesta Permanente de Hogares (EPH)	2009 y 2019
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Encuesta Continua de Hogares (ECH)	2009 y 2019
Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios	2011 y 2019
Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)	2009 y 2017
Colombia	Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH)	2009 y 2019
Costa Rica	Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO)	2009 y 2019
Ecuador	Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)	2010 y 2019
El Salvador	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	2010 y 2019
Guatemala	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos (ENEI)	2010 y 2019
Honduras	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	2009 y 2019
México	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)	2008 y 2018
Nicaragua	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Nivel de Vida (EMNV)	2014
Panamá	Encuesta de Propósitos Múltiples	2011 y 2019
Paraguay	Encuesta Permanente de Hogares (EPH)	2009 y 2019
Perú	Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO)	2009 y 2019
República Dominicana	Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT)	2010 y 2019
Uruguay	Encuesta Continua de Hogares (ECH)	2009 y 2019

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.2
Información sobre las variables usadas para analizar factores asociados

Variable	Unidad	Ambas rondas		Ronda 1		Ronda 2	
		Casos	Media	Casos	Media	Casos	Media
Hombres	Proporción	1 795 896	0,479	946 979	0,478	913 776	0,479
Edad	Años	1 795 896	37,160	946 979	36,709	913 776	37,640
Educación	Años	1 795 896	9,638	936 852	9,196	898 084	10,139
Persona de referencia hombre	Proporción	3 407 038	0,680	1 811 154	0,712	1 684 833	0,645
Persona de referencia edad	Años	3 407 038	49,508	1 811 079	48,978	1 684 830	50,078
Persona de referencia educación	Años	3 407 038	8,294	1 785 083	7,921	1 655 715	8,697
Perceptores	Proporción	1 795 896	0,947	946 979	0,856	865 761	1,038
Niñas y niños	Proporción	1 795 896	0,655	946 979	0,689	913 776	0,619
Personas mayores	Proporción	1 795 896	0,223	946 979	0,221	913 776	0,226
Población urbana	Proporción	1 795 896	0,666	946 979	0,638	913 776	0,709
Unido	Proporción	1 795 896	0,174	946 979	0,155	913 776	0,204
Separado	Proporción	1 795 896	0,082	946 979	0,080	913 776	0,087
Viudo	Proporción	1 795 896	0,121	946 979	0,161	913 776	0,077
Soltero	Proporción	1 795 896	0,050	946 979	0,044	913 776	0,061
Ronda 2	Proporción	1 795 896	0,522				

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de las encuestas.

Factores asociados con el desempeño de las actividades de cuidado en el Brasil: análisis de la Encuesta Nacional de Hogares Continua (PNAD Continua) de 2019

Bruna Carolina Garcia¹

Matheus Alves Albino²

Glauca dos Santos Marcondes³

Recibido: 30/08/2021

Aceptado: 05/04/2022

Resumen

El presente artículo analiza los factores asociados al cuidado en el Brasil a partir de la Encuesta Nacional de Hogares Continua del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística de 2019. A través de modelos de regresión logística, se estiman las tasas de cuidado en función de diversas características económicas, demográficas y de composición de los hogares. Entre los resultados, cabe destacar que las mujeres continúan siendo las principales responsables de las actividades de cuidado en el Brasil; en concreto, las mujeres de 25 a 49 años concentran la mayor parte de la oferta de cuidados. A mayor nivel de ingresos medios por hogar, menor es la razón de posibilidades (*odds ratio*) de desempeñar actividades de cuidado. Si bien la presencia de un marido y otros parientes en el hogar incrementa las probabilidades de desarrollar actividades de cuidado, la presencia de niños o niñas menores de 7 años está profundamente relacionada con dichas actividades.

¹ Magíster en Demografía y Doctorando del Instituto de Filosofía y Ciencias Humanas (IFCH) de la Universidad Estatal de Campinas (UNICAMP). Correo electrónico: b229883@dac.unicamp.br.

² Magíster en Demografía y Doctorando del IFCH de la UNICAMP. Correo electrónico: albino@alumni.usp.br.

³ Investigadora del Centro de Estudios de Población Elza Berquó (NEPO) de la UNICAMP; Doctora en Demografía del IFCH de la UNICAMP. Correo electrónico: gal@nepo.unicamp.br.

Palabras clave: cuidadores, división del trabajo, trabajo no remunerado, mujeres, hogares, igualdad de género, roles de los géneros, Brasil.

Abstract:

This article analyses the factors associated with caregiving in Brazil based on the 2019 Continuous National Household Survey of the Brazilian Institute of Geography and Statistics. Using logistic regression models, care rates are estimated based on various economic, demographic and household structure characteristics. One notable finding is that women remain primarily responsible for caregiving in Brazil; specifically, women aged 25–49 account for most of the supply of care. The higher the average household income, the lower the odds ratio of performing caregiving activities. While the presence of a husband and other relatives in the household increases the likelihood of caregiving activities, the presence of children aged under 7 is strongly linked to caregiving activities.

Keywords: caregivers, division of labour, unpaid work, women, households, gender equality, gender roles, Brazil.

Résumé:

Cet article analyse les facteurs associés à la prestation de soins au Brésil sur la base de l'enquête nationale continue sur les ménages de 2019 de l'Institut brésilien de géographie et de statistique. Les modèles de régression logistique nous permettent d'estimer les taux de prise en charge en fonction de diverses caractéristiques économiques, démographiques et de composition des ménages. Parmi les résultats, il convient de noter que les femmes restent les principales dispensatrices de soins au Brésil ; les femmes âgées de 25 à 49 ans représentent notamment la plus grande part de la prestation de soins. Plus le revenu moyen du ménage est élevé, plus la probabilité d'effectuer des activités de soins est faible. Alors que la présence d'un mari et d'autres parents dans le ménage augmente la probabilité d'activités de soins, la présence d'enfants de moins de 7 ans est quant à elle fortement associée aux activités de soins.

Mots clés: soignants, division du travail, travail non remunerere, femmes, menages, egalite entre les sexes, roles sexuels, Bresil.

Introducción⁴

El modelo complementario y asimétrico de la división del trabajo por sexos, en el cual es el hombre quien, de manera predominante, dedica su tiempo al trabajo remunerado fuera del ámbito doméstico, mientras que la mujer se desempeña principalmente en el cuidado del hogar y la familia, sigue siendo una importante referencia para comprender la reproducción social (Hirata y Kergoat, 2007; Kergoat, 2009). Por otra parte, la participación cada vez mayor de la mujer en el mercado laboral y la necesidad de compaginar el tiempo dedicado al trabajo remunerado y a la familia ha supuesto una fuente constante de tensiones y conflictos para un sector cada vez más importante de la población femenina (Bruschini, 2006; Gama y otros, 2018).

La familia sigue siendo la principal institución en cuanto a la prestación de cuidados, y el sentido común la señala como la única institución capaz de proporcionar unos cuidados de calidad. Del mismo modo, continúan existiendo fuertes expectativas sociales para que las mujeres den prioridad a la responsabilidad de los cuidados, dedicándose solo a tiempo parcial al trabajo fuera del hogar (Esquivel, Faur y Jelin, 2012; Gama y otros, 2018). Por otra parte, los indicadores sociales sobre organización de hogares, nupcialidad, fertilidad y mercado laboral apuntan a una serie de cambios sociales que reflejarían principalmente cambios en las condiciones de vida y los proyectos de las mujeres, y es razonable asumir que este contexto se traducirá en transformaciones en la división del trabajo por sexos. ¿Podría decirse que avanzamos hacia la construcción de relaciones y dinámicas con mayor igualdad de género? ¿O se estarán acentuando las viejas desigualdades? En este sentido, el objetivo del presente estudio es analizar los factores asociados con el cuidado en el Brasil a través de una estimación de las posibilidades de llevar a cabo actividades de cuidado en función de características socioeconómicas y demográficas. Para ello, se emplearán datos de la Encuesta Nacional de Hogares Continua (PNAD Continua) de 2019, que nos permitirán reflexionar sobre cómo se produce el reparto de las actividades domésticas y de cuidado en el seno de los hogares y familias del Brasil.

A. Cuidados: ¿un problema para las familias y las mujeres?

La división del trabajo por sexos, entendida como división social del trabajo derivada de las relaciones sociales de género, consta de dos principios organizativos: separación y jerarquización. La primera distingue el “trabajo de hombres” del “trabajo de mujeres”. La segunda les atribuye un valor desigual, de modo que el trabajo de hombres recibe más valor y reconocimiento social que el trabajo de mujeres. Si bien las modalidades de división del trabajo por sexos varían en el tiempo y en el espacio, la brecha entre géneros sigue siendo insuperable (Hirata y Kergoat, 2007; Kergoat, 2009).

⁴ Los autores agradecen a la Coordinación de Perfeccionamiento de Personal de Nivel Superior (CAPES) y al Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) del Brasil por el financiamiento de esta investigación.

El significativo incremento de la participación de la mujer en la población económicamente activa que se observó en todo el mundo durante la segunda mitad del siglo XX hizo aún más necesaria una discusión sobre los modelos de vinculación y relaciones sociales entre las esferas productiva y reproductiva. En este debate se ponen de manifiesto tres modelos de división del trabajo por sexos. Uno de ellos se caracteriza por una relación de opuestos complementarios, formada por un hombre abastecedor y una mujer cuidadora de familiares y del espacio doméstico (modelo del sostén económico). Este modelo sigue constituyendo una importante referencia social. Un segundo modelo viene representado por el establecimiento de una dinámica de conciliación o articulación en la que las mujeres son casi exclusivamente responsables de conciliar la vida familiar y la profesional. Por último, está el modelo de la delegación, que sustituye o se superpone al modelo de la conciliación, en el que las mujeres tienen la necesidad y los medios de delegar las tareas domésticas y de cuidados en otras mujeres (Hirata y Kergoat, 2007).

Las actividades de cuidado pueden definirse como “las actividades y relaciones orientadas a alcanzar los requerimientos físicos y emocionales de niños y adultos dependientes”, así como el conjunto de derechos y obligaciones relativos al cuidado de las personas tal y como vienen definidos por los marcos normativos, económicos y sociales (Esquivel, Faur y Jelin, 2021). Las actividades de cuidado pueden ser de tipo directo o indirecto. Las primeras se refieren al cuidado de “personas que son dependientes en relación con actividades físicas cotidianas”, tales como alimentación o higiene, entre otras. Las segundas consisten “en la provisión de los bienes requeridos y los espacios adecuados para la satisfacción de las necesidades de las personas cuidadas”. Además, existe una cierta percepción de que “el cuidado involucra también una conexión personal y emocional entre los/as cuidadores/as y los/as niños/as y adultos/as dependientes, o sea la provisión de un mínimo de vínculos sociales y afectivos intrínsecos a la condición humana” (Esquivel, Faur y Jelin, 2012).

De acuerdo con el trabajo de Esquivel, Faur y Jelin (2012), “las actividades de cuidado pueden ser realizadas en distintos ámbitos y por distintos tipos de personas. Sin embargo, normalmente el cuidado requiere la combinación de trabajo remunerado y no remunerado [...]. A pesar de la diversidad de ámbitos y modalidades de recompensa existe un patrón social claro, basado en la división sexual del trabajo” en virtud del cual siempre “se espera que sean las mujeres las que se dediquen y se responsabilicen por las tareas del cuidado” (Esquivel, Faur y Jelin, 2012; Hirata y Kergoat, 2007).

Esquivel, Faur y Jelin (2012) afirman que “la manera en que una sociedad encara la provisión de cuidados [...] tiene implicaciones significativas para el logro de la igualdad de género”. Según las autoras, “la organización social de las actividades de cuidado”, que se caracteriza por el modo en que las instituciones de protección social reúnen y conectan diversos regímenes de cuidado, “es un aspecto central de los patrones de desigualdad social”. Existe “una multiplicidad de actores, instituciones y sectores que participan en el proceso de cuidado” a través de “una combinación diversa de cuatro ámbitos: las familias y hogares, el estado, el mercado y las organizaciones comunitarias”. Así pues, los cuidados no deben tratarse como una cuestión que afecta únicamente a personas o grupos sociales concretos, sino más bien

como “una preocupación central de la vida humana”; es necesario concebir políticas públicas que reconozcan, reduzcan y redistribuyan las actividades de cuidado con vistas a una división sexual más igualitaria del trabajo (Esquivel, Faur y Jelin, 2012; Batthyány, 2015).

Batthyány (2015) indica que la organización social actual del cuidado en América Latina muestra un gran desequilibrio entre estos cuatro ámbitos y se centra principalmente en el trabajo no remunerado que las mujeres desempeñan en el seno de los hogares. Por este motivo, Abramo y Valenzuela (2016) argumentan que América Latina padece una crisis de cuidados que no se podrá superar sin que se redefinan las cargas y responsabilidades del trabajo remunerado y no remunerado y las actividades de cuidado, así como la responsabilidad del Estado en la prestación del apoyo necesario para su reproducción social.

B. Políticas de cuidados en América Latina

De acuerdo con los resultados del indicador 5.4.1 de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS), que mide la proporción de tiempo dedicado al trabajo doméstico y asistencial no remunerado (CEPAL, 2019), las mujeres dedican a este tipo de trabajo una proporción de su tiempo mayor que los hombres en los 18 países analizados. El informe de la CEPAL hace hincapié en que esta sobrecarga de trabajo afecta a la autonomía económica de las mujeres y limita su participación en el mercado de trabajo. También tiene otras consecuencias a largo plazo, como la dificultad de acceder a la seguridad social, que en América Latina guarda una estrecha relación con el empleo formal. Algunos países han redactado políticas para mitigar estas desigualdades en la jubilación de hombres y mujeres. Por ejemplo, en la Argentina se ha incluido recientemente el trabajo de cuidado de los hijos e hijas en el cómputo de los años cotizados, contando de uno a tres años por hijo o hija en el total de los 30 años necesarios para la jubilación⁵.

Con respecto a los resultados de las encuestas de uso del tiempo realizadas en América Latina, el estudio llevado a cabo por Nieto (2014) sobre el Ecuador, México y el Perú indica que las mujeres casadas o unidas tienen una mayor carga de trabajo doméstico que las mujeres solteras. Las horas de trabajo de las mujeres casadas o unidas representan más del doble que las de las mujeres solteras. Entre los hombres, los separados o divorciados tienen una carga superior a los solteros, posiblemente porque deben dedicar algún tiempo a sus hijos o hijas o porque, en ausencia de una esposa o madre, tienen que asumir la responsabilidad de sus propias necesidades domésticas. Por lo que respecta al indicador de carga global del trabajo (la suma del trabajo remunerado y no remunerado), la autora señala que las mujeres trabajan alrededor de 17 horas más que los hombres en el Ecuador, 19 más en México y 13 más en el Perú.

El trabajo de Amorós, Muñiz y Donoso (2019), que compara la situación en la Argentina, Chile y España, y analiza el trabajo doméstico y de cuidados en parejas de doble ingreso, muestra cómo en los tres países las mujeres realizan el 70% del trabajo doméstico y de

⁵ Véase más información al respecto en G1, “Cuidado com os filhos contará para aposentadoria das mães na Argentina”, 23 de julio de 2021 [en línea] <https://g1.globo.com/economia/noticia/2021/07/23/cuidado-com-os-filhos-contara-para-aposentadoria-das-maes-na-argentina.ghtml>.

cuidados en el hogar. En Chile y la Argentina, existe una fuerte persistencia de los valores y normas socioculturales androcéntricas que asignan las tareas masculinas y femeninas. En la Argentina, la desigualdad de género es mayor, sobre todo en la distribución del trabajo doméstico no remunerado entre las mujeres más pobres. Los resultados apuntan a que las desigualdades en las relaciones sociales de producción en la Argentina están fuertemente relacionadas con el mantenimiento de las desigualdades de género. En Chile, los valores androcéntricos resultan evidentes, e incluso el hecho de que las mujeres sean proveedoras o coproveedoras financieras apenas tiene efecto en la reducción de la desigualdad de género en el hogar. En España, por otro lado, los resultados muestran una menor desigualdad de género caracterizada por la importancia de los ingresos de la mujer y por la disponibilidad temporal del hombre para una distribución más igualitaria del trabajo doméstico no remunerado.

Batthyány (2008) analiza los cuidados familiares y el uso del tiempo en el Uruguay y señala que persisten las desigualdades entre hombres y mujeres en el cuidado de niños, niñas y personas dependientes. Sus conclusiones muestran que el cuidado sigue siendo responsabilidad principalmente de las familias, sobre todo de las mujeres, lo que refuerza la necesidad de idear políticas que consideren los cuidados como una responsabilidad social y colectiva y que, por tanto, promuevan cambios culturales que desplacen la división sexual del trabajo hacia modelos más igualitarios.

En otro estudio sobre el Uruguay, en que se analiza la ley de licencias parentales (Ley 19.161), Batthyány, Genta y Perrotta (2015) señalan que el país atraviesa un proceso de redefinición de la comprensión y el tratamiento del cuidado, fomentando la corresponsabilidad entre las familias y el Estado, en un intento de crear un Sistema Nacional de Cuidados. No obstante, los resultados muestran que, desde su implementación, no se ha producido un aumento significativo de las solicitudes de licencia de maternidad, y que su cantidad duplica la de las licencias de paternidad. El subsidio por cuidados, gracias al cual tanto hombres como mujeres pueden reducir su jornada laboral (trabajo a tiempo parcial con remuneración reducida) durante hasta nueve meses una vez finalizada la licencia de maternidad, apenas representa el 38% de la licencia de maternidad. Para que la licencia parental contribuya de manera eficaz al cambio de la división sexual del trabajo, las autoras defienden que es necesario promover un mejor reconocimiento de la importancia de esta licencia para que los hombres hagan más uso de ella.

El trabajo de Peralta (2020) analiza los factores determinantes de la participación femenina en el trabajo doméstico no remunerado en México sobre la base de encuestas nacionales sobre el uso del tiempo. A partir de estimaciones de regresión logística, la autora considera variables tales como la edad, el estado civil, la educación y el recurso a servicios sanitarios para valorar las posibilidades de llevar a cabo actividades domésticas no remuneradas. Las mujeres de entre 30 y 59 años, casadas y usuarias de servicios médicos públicos son el perfil que más se asocia con el trabajo doméstico no remunerado. Además, cuanto mayor sea el nivel educativo, menores serán las probabilidades de que las mujeres desempeñen este tipo de actividades. Estos resultados se alinean con la literatura sobre el acceso de la mujer al mercado laboral y el dilema de la conciliación del trabajo remunerado con la carga de las actividades domésticas en el hogar.

Dentro del contexto de los países de América Latina, el Brasil también enfrenta desafíos relacionados con el logro de un mejor equilibrio de las relaciones sociales entre ambos sexos, en especial por lo que respecta a la organización social del cuidado. Los análisis que muestran las similitudes y las diferencias entre países latinoamericanos siguen siendo importantes y necesarios para comprender mejor las transformaciones sociales rápidas e intensas que se reflejan en los indicadores de población. Sin embargo, en este artículo nos ceñiremos únicamente al contexto del Brasil. De este modo, nos interesa comprender cómo se distribuye el cuidado en este país, tanto entre los distintos ámbitos de la organización social (familias, Estado, mercado y organizaciones comunitarias) como en el seno de los hogares.

C. El cuidado en el Brasil: progreso o estancamiento

Las configuraciones y reconfiguraciones de la división sexual del trabajo también se manifiestan en el contexto brasileño, en especial en la aceleración del proceso de inserción laboral de la mujer, asociado con otros cambios culturales y demográficos, como destacan Gama y otros (2018, pág. 84), quienes señalan que el fuerte descenso de la fertilidad por debajo del nivel de reemplazo de la población, el aumento del nivel educativo de las mujeres (superior al de los hombres) y los cambios culturales relativos a los roles de género modifican la relación de la mujer con el trabajo remunerado, que cada vez más forma parte de sus expectativas y trayectorias vitales.

Se observan cambios en el tiempo que se dedica al trabajo doméstico no remunerado en el Brasil. En el período comprendido entre 2001 y 2015, Barbosa (2018) muestra cómo las mujeres redujeron el tiempo dedicado de 31 horas semanales en 2001 a 24 horas en 2015, mientras que los hombres experimentaron un leve incremento, al pasar de 5 a 6 horas en el mismo período. Entre las mujeres ocupadas, este tiempo se redujo de 23 a 19 horas semanales entre 2001 y 2015, mientras que, en el caso de los hombres ocupados, no hubo cambios y el tiempo dedicado se mantuvo en torno a las 5 horas semanales durante este período. Las menores tasas de fertilidad, los cambios en la organización conyugal y la permanencia de las mujeres casadas con hijos en el mercado laboral son algunas de las posibles explicaciones de esta reducción del tiempo dedicado al trabajo doméstico no remunerado (Barbosa, 2018; Bruschini, 2006).

El estudio de Gama y otros (2018) revela una gran aceptación de las mujeres que trabajan en paralelo con el ejercicio de la maternidad, tanto entre hombres como entre mujeres. El resultado es coherente con los datos de inserción laboral femenina, en los cuales la maternidad no consta como un elemento de salida masiva del mercado laboral, lo cual indica que, para las mujeres de generaciones más contemporáneas, el ejercicio de la maternidad no es opuesto a su participación en la esfera pública. No obstante, al valorar la percepción sobre el trabajo de la mujer a tiempo completo, el acuerdo de las personas encuestadas es menor. Según los autores, existe el acuerdo de que la mujer puede trabajar y ser responsable del trabajo familiar, siempre que su dedicación laboral no sea a tiempo completo (Gama y otros, 2018, pág. 90). En este sentido, Hirata y Kergoat (2007) estiman

que las normas sociales siguen restando legitimidad a las trabajadoras a tiempo completo y a la posibilidad de que las madres pretendan tener una carrera profesional. Este hecho se refleja en el tipo de inserción de la mujer en el mercado de trabajo, que sigue centrándose principalmente en ocupaciones informales y a tiempo parcial (Gama y otros, 2018).

El Brasil no contempla la posibilidad del trabajo a tiempo parcial en su legislación laboral, por lo que la estrategia más accesible y que permite un reparto más flexible del tiempo dedicado al trabajo remunerado pasa por una inserción informal en el mercado laboral. En un estudio que analiza la relación entre la informalidad en el mercado laboral y el trabajo doméstico no remunerado a partir de datos de la PNAD Continua, Delpone (2018) señala que, en 2017, en torno al 35% de la mano de obra femenina desempeñaba trabajos informales, y que existía una asociación positiva entre el número de horas dedicadas a las tareas de hogar y al cuidado de hijos e hijas y personas mayores, y la posibilidad de que una mujer desempeñara ocupaciones informales.

Por lo que respecta a las percepciones sobre las responsabilidades del cuidado de niños y niñas jóvenes, se constata que tanto hombres como mujeres creen que la responsabilidad del cuidado de hijos e hijas debe recaer exclusivamente en la familia (Gama y otros, 2008). Para Esquivel, Faur y Jelin (2012), aún prevalece la idea de que “los vínculos familiares dan como resultado relaciones de cuidado de calidad, basadas en relaciones afectivas y un fuerte sentido de la responsabilidad”.

Cuando la familia no se ocupa en exclusiva del cuidado de los menores, las principales instituciones que aparecen para compartir estas tareas son los jardines de infancia, tanto públicos como privados (Gama y otros, 2018). En el Brasil, la mayor parte de la educación temprana de la infancia es solo a tiempo parcial, de modo que su contribución al equilibrio entre trabajo y familia es limitada.

En un análisis de las políticas de cuidados infantiles en el Brasil, Marcondes y Cruz (2016) argumentan que estas políticas también deben estar guiadas por los objetivos de igualdad en el mundo laboral y de independencia económica de la mujer, de modo que contribuyan a superar la división sexual del trabajo desigual y asimétrica. Programas como PAC 2⁶ y Brasil Carinhoso⁷ han contribuido a incrementar el acceso a jardines de infancia, pero la mayoría de los centros siguen ofreciendo solo atención a tiempo parcial y a menudo siguen el calendario escolar, interrumpiendo su actividad durante las vacaciones, lo que dificulta el acceso de las madres trabajadoras. De modo que sigue quedando mucho camino por recorrer en materia de políticas de educación y bienestar antes de alcanzar la igualdad de género (Marcondes y Cruz, 2016; Gama y otros, 2018). De acuerdo con las conclusiones de Gama y otros (2018),

⁶ El Programa de Aceleración del Crecimiento (PAC 2) fue un plan de obras de infraestructura implementado durante el Gobierno de Dilma Rousseff (2011-2016). El programa pretendía fomentar la inversión privada e incrementar la capacidad de la inversión pública en ámbitos como saneamiento, vivienda y educación. Una de las principales obras sociales incluyó la construcción de jardines de infancia y centros preescolares.

⁷ El programa Brasil Carinhoso fue lanzado en 2012 como parte del eje de garantía de ingresos del programa Brasil sin Miseria de lucha contra la pobreza extrema. El plan incluía la ampliación de las plazas disponibles en jardines de infancia públicos y la asignación directa de recursos a estados y municipios, con especial atención a las familias beneficiarias del programa Bolsa Familia de transferencia condicionada de ingresos.

existe una elevada demanda de jardines de infancia (del 67,1% en el caso de las personas más pobres y del 76% en el de las más ricas), pero la oferta de plazas es muy limitada. Las autoras indican además que, en el cuartil más pobre, solo el 15,1% de los menores asisten a jardines de infancia, mientras que en el cuartil más rico esta cifra aumenta hasta el 41%. En este sentido, estas conclusiones apuntan a la necesidad de ampliar el acceso a instalaciones de cuidados públicas, sobre todo en estratos de menores ingresos. Marcondes y Cruz (2016) hacen hincapié en que este problema de demanda y acceso está asociado con desigualdades de clase y etnia que hacen que las mujeres con más recursos sociales y económicos dispongan de más alternativas para delegar total o parcialmente el trabajo de cuidados, especialmente en contextos de ausencia o escasez de instalaciones públicas de cuidado infantil.

Para comprender mejor la distribución del trabajo doméstico no remunerado, es necesario tener en cuenta los distintos niveles de inserción social de las personas, tanto dentro como fuera del hogar. Distintos estudios reiteran la condición compleja e interrelacionada de las dimensiones sociales que dan forma a los contextos de oferta y demanda de cuidados. Como indican Biroli y Miguel (2015), nos encontramos ante el desafío metodológico de tener en cuenta una combinación de género, clase y raza, ya que el modo en que las personas experimentan sus responsabilidades, derechos y relaciones no es nunca resultado de una única característica, sino de la interacción de un conjunto de restricciones, privilegios y desventajas que organizan su trayectoria en función de su posición social. Esto nos permitirá observar también las desigualdades existentes entre distintos segmentos de mujeres que las medias globales no muestran.

Así pues, el equilibrio entre vida productiva y vida reproductiva implica un desafío organizativo para un segmento cada vez mayor de la población femenina. En este sentido, Marcondes (2016, págs. 204-205) considera que las normas que regulan el mercado de trabajo tampoco avanzan en el sentido de promover alternativas para un mejor equilibrio entre trabajo y familia. Las licencias para tratar asuntos familiares son limitadas y, por lo general, solo se aplican a trabajadores registrados. La legislación laboral mantiene un fuerte sesgo de género, puesto que las prestaciones concedidas a las mujeres, por ejemplo, se concentran en momentos específicos de la vida reproductiva y familiar (gestación, alumbramiento y puerperio), sin que existan garantías para cubrir otras necesidades que puedan surgir durante el ciclo de vida familiar de los trabajadores. No garantiza medios para que la persona trabajadora pueda abordar cuestiones familiares como un suceso normal o regular de su vida personal.

Dada la persistencia de una prestación de cuidados centrada principalmente en las familias y en las mujeres, ¿resulta posible identificar cualquier tipo de cambio en curso? ¿O acaso nos encontramos en un contexto de agravamiento de las desigualdades existentes? Para comprender mejor los posibles avances o continuidades, es necesario proseguir con el análisis en profundidad que explore el modo en que se distribuye el cuidado en el seno del hogar, así como los factores que influyen en la prestación de estos cuidados.

D. Datos y métodos

Los análisis presentados en este artículo se realizaron a partir de información extraída de los microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares Continua (PNAD Continua) llevada a cabo por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) en 2019. Se trata de una encuesta por muestreo de ámbito nacional que pretende monitorear las fluctuaciones trimestrales y la evolución a corto, medio y largo plazo de la población activa, así como otros indicadores que resulten necesarios para el estudio y el seguimiento del desarrollo socioeconómico en el país.

Las razones de posibilidades (*odds ratios*) para llevar a cabo actividades de cuidados se calcularon mediante la aplicación de modelos de regresión logística multivariada en los que la variable de interés asume valores binarios: desempeñar o no desempeñar actividades de cuidados (Hosmer y Lemeshow, 2000). Siendo Y una variable dependiente binaria que indica el desempeño de actividades de cuidados, las probabilidades de desempeñar actividades de cuidados para cada persona de la muestra vendrán determinadas por la expresión:

$$Pr(Y = 1 \vee x) = F(X\beta_k)(1)$$

Donde X_i es un vector de variables explicativas, β es un vector de K coeficientes de regresión, y $F(\cdot)$ es la función de distribución logística acumulada. De este modo, podemos aproximar la tasa de desempeño de cuidados observada a través del promedio de las probabilidades asignadas a cada persona. Nuestro análisis incluyó las variables que se resumen en el cuadro 1.

Cuadro 1
Variables en el modelo de desempeño de actividades de cuidados

VARIABLES	DESCRIPCIÓN
Variable dependiente	1 = Se desempeñaron actividades de cuidado con residentes del hogar en la semana en cuestión; 0 = No se desempeñaron actividades de cuidados
Determinantes estructurales	
Género	1 = Mujer; 0 = Hombre
Edad	0 = 14-24 años; 1 = 25-49 años; 2 = 50 años o más
Color/Raza	1 = No blanco (negro, mestizo, asiático e indígena); 0 = Blanco
Región	1 = Sudeste; 2 = Centro-Oeste; 3 = Nordeste; 4 = Norte; 5 = Sur
Determinantes intermedios	
Nivel académico	0 = Sin escolarizar/Primaria incompleta; 1 = Primaria completa; 2 = Secundaria completa; 3 = Título de educación superior)
Ingresos	Ingresos per cápita del hogar, en cuantiles de su distribución
Determinantes proximales	
Cónyuge	1 = Vive en un hogar con cónyuge; 0 = Resto
Hijos/as	1 = Vive en un hogar con un/a hijo/a menor de 7 años; 0 = Resto
Otros parientes	1 = Vive en un hogar con otros parientes (cuñado/a, suegro/a, padres, nietos/as, bisnietos/as u otros parientes); 0 = Resto
Hijos/as mayores de 14 años	1 = Vive en un hogar con hijos/as o hijastros/as mayores de 14 años; 0 = Resto

Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*, Río de Janeiro, 2019 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=27762%5C&t=downloads>.

Se pueden asociar varios factores con el desempeño de las tareas de cuidados, de modo que optamos por incluir las variables en el modelo en diferentes niveles, siguiendo un enfoque jerárquico. A partir de una adaptación de modelos diseñados inicialmente para la mortalidad infantil, como los propuestos por Mosley y Chen (1984) y Lima, Carvalho y Vasconcelos (2008), desarrollamos una jerarquización en tres niveles: distal/estructural, intermedio y proximal, en los que los factores estructurales (antecedentes) influyen en los factores intermedios y, por último, estos influyen en los factores proximales, que tienen un efecto más directo sobre el desarrollo. De este modo, a través de una estructura jerarquizada, es posible considerar y modelar distintos factores de acuerdo con su precedencia en el tiempo y con su relevancia para la determinación del resultado (Lima, Carvalho y Vasconcelos, 2008, pág. 1910). El análisis de datos se llevó a cabo mediante el software estadístico R, con ayuda de rutinas dedicadas al análisis de datos procedente de encuestas basadas en población con muestras complejas (Lumley, 2020; Freedman-Ellis y Schneider, 2021). Nuestras estimaciones fueron ponderadas en función del peso de la muestra postestratificada.

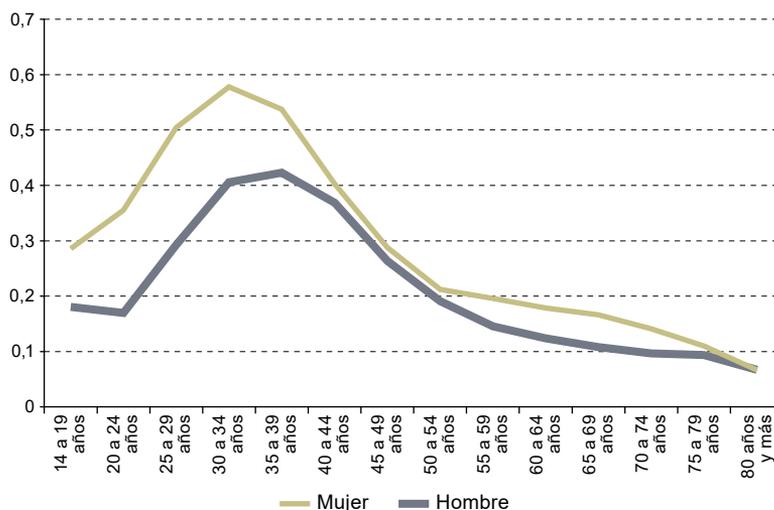
E. Resultados y análisis

Las personas encuestadas con ocasión de la PNAD Continua son residentes en hogares particulares permanentes. Debido a las peculiaridades de la pregunta sobre la realización de trabajo doméstico y las características de la composición del hogar analizadas, optamos por seleccionar a personas encuestadas de 14 años o más.

El 28,3% declaró haber llevado a cabo alguna actividad de cuidado de personas residentes en el mismo hogar, siendo estas niños o niñas, personas mayores, personas enfermas o con necesidades especiales. Sin embargo, el desempeño de estas actividades varía de manera significativa en función del género y la edad. En 2019, en torno al 33% de las mujeres de 14 años o más llevaban a cabo actividades de cuidado, frente a solo el 24% de los hombres en el mismo grupo de edad (García, 2021). Como se puede observar en el gráfico 1, el punto de mayor intensidad en el desarrollo de estas actividades se encuentra en las mujeres de entre 30 y 34 años, lo que coincide con las edades medias de comienzo de formación de una familia y nacimiento de hijos e hijas.

Por lo que respecta a la composición de las familias de las personas encuestadas durante el estudio, un 29,4% compartía su hogar con su cónyuge; un 22,2% vivía con al menos un hijo o una hija de entre 0 y 6 años; un 51,3% vivía con hijos o hijas mayores de 14 años y solo el 14,6% vivía con otros parientes. El cuadro 2 detalla la distribución de las personas encuestadas de acuerdo con sus características demográficas y económicas, composición familiar y actividades de cuidado.

Gráfico 1
Brasil: tasa de desempeño de cuidados, por edad y género, 2019



Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*, Río de Janeiro, 2019 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=27762%5C&t=downloads>.

Cuadro 2
Brasil: distribución de la población de 14 años o más de acuerdo con sus características demográficas y económicas, composición familiar y actividades de cuidado, 2019

Variable	Distribución absoluta	Distribución relativa (en porcentajes)
Desempeño de actividades de cuidado		
Sí	99 546	28,3
No	251 783	71,7
Género		
Hombre	169 187	48,2
Mujer	182 142	51,8
Edad		
14-24	73 491	20,9
25-49	153 844	43,8
50 o más	123 994	35,3
Color/Raza		
Blanco	136 650	38,9
No blanco	214 679	61,1
Nivel académico		
Primaria incompleta	141 647	40,3
Primaria completa	58 960	16,8
Secundaria completa	107 294	30,5
Título de educación superior	43 428	12,4

Cuadro 2 (conclusión)

Variable	Distribución absoluta	Distribución relativa (en porcentajes)
Ingresos		
1er cuartil	74 532	21,2
2° cuartil	85 008	24,2
3er cuartil	94 539	26,9
4° cuartil	97 250	27,7
Comparte hogar con su pareja		
Sí	248 107	70,6
No	103 222	29,4
Comparte hogar con hijos o hijas menores de 7 años		
Sí	77 982	22,2
No	273 347	77,8
Comparte hogar con hijos o hijas mayores de 14 años		
Sí	180 064	51,3
No	171 265	48,7
Comparte hogar con otros parientes		
Sí	51 164	14,6
No	300 165	85,4
Región		
Sudeste	94 339	26,9
Centro-Oeste	34 624	9,9
Nordeste	116 495	33,2
Norte	46 109	13,1
Sur	59 762	17,0
N	351 329	100,0

Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*, Rio de Janeiro, 2019 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=27762%5C&t=downloads>.

El cuadro 3 presenta las estimaciones de las razones de posibilidades del desempeño de actividades de cuidado. El modelo 1 representa solo los determinantes distales o estructurales que se han tenido en cuenta en el análisis. El modelo 2 representa los determinantes distales e intermedios, que comprenden las principales características socioeconómicas y demográficas del análisis. Por último, el modelo 3 representa la especificación del modelo final e incluye determinantes proximales de los cuidados, así como la interacción entre ingresos y género.

Las personas del grupo de edad de entre 25 y 49 años, que corresponde a las fases de comienzo y expansión del ciclo de vida doméstica-familiar, presentan una probabilidad 2,3 veces superior de desempeñar actividades de cuidado que la categoría de referencia (14 a 24 años), mientras que las personas de 50 años o más tienen un 7% más de probabilidades de desempeñar actividades de cuidado que la misma categoría de referencia. Esto sugiere que el grupo de edad de entre 25 y 49 años es el principal proveedor de cuidados. Cuando

se consideran las características de ingresos y educación, el efecto de las diferencias en el desempeño de cuidados que presenta la variable “color/raza” queda atenuado. Los datos parecen indicar que parte de las diferencias observadas entre las distintas categorías de dicha variable se explican por diferencias en características como el nivel de ingresos y la educación, que están asociadas al estatus socioeconómico.

Cuadro 3
Brasil: estimaciones de las razones de posibilidades (*odds ratio*)
del desempeño de actividades de cuidado, 2019

Variables	1		2		3	
	OR	IC 95%	OR	IC 95%	OR	IC 95%
Intercepto	0,23*	0,21-0,24	0,32*	0,30-0,34	0,08*	0,07-0,09
Género						
Hombre	1,00		1,00		1,00	
Mujer	1,63*	1,60-1,66	1,57*	1,51-1,59	2,51*	2,38-2,63
Edad						
14-24	1,00		1,00		1,00	
25-49	2,17*	2,10-2,24	2,49*	2,42-2,57	2,26*	2,18-2,35
50 o más	0,55*	0,53-0,57	0,78*	0,75-0,81	1,07*	1,02-1,12
Color/Raza						
Blanco	1,00		1,00		1,00	
No blanco	1,19*	1,15-1,22	1,04*	1,01-1,08	1,02	0,98-1,06
Nivel académico						
Primaria incompleta			1,00		1,00	
Primaria completa			1,41*	1,37-1,46	1,33*	1,28-1,39
Secundaria completa			1,49*	1,44-1,53	1,38*	1,33-1,43
Título de educación superior			1,70*	1,62-1,79	1,50*	1,42-1,58
Ingresos						
1er cuartil			1,00		1,00	
2° cuartil			0,78*	0,74-0,81	1,14*	1,06-1,21
3er cuartil			0,44*	0,42-0,47	0,93*	0,87-0,99
4° cuartil			0,26*	0,25-0,28	0,67*	0,62-0,72
Cónyuge						
No					1,00	
Sí					1,42*	1,36-1,49
Hijos/as menores de 7 años						
No					1,00	
Sí					12,23*	11,68-12,81
Hijos/as mayores de 14 años						
No					1,00	
Sí					0,71*	0,68-0,73
Otros parientes						
No					1,00	
Sí					1,48*	1,40-1,56

Cuadro 3 (conclusión)

Variables	1		2		3	
	OR	IC 95%	OR	IC 95%	OR	IC 95%
Género X Ingreso						
Mujer X Ingreso (1er cuartil)					1,00	
Mujer X Ingreso (2° cuartil)					0,79*	0,74-0,83
Mujer X Ingreso (3er cuartil)					0,61*	0,57-0,65
Mujer X Ingreso (4° cuartil)					0,52*	0,49-0,55
Región						
Sudeste	1,00		1,00		1,00	
Centro-Oeste	0,99	0,92-1,06	1,03	0,96-1,10	0,99	0,91-1,07
Nordeste	0,97	0,92-1,02	0,77*	0,73-0,82	0,77*	0,72-0,82
Norte	1,12*	1,04-1,21	0,92*	0,85-0,99	0,81*	0,75-0,89
Sur	1,00	0,94-1,06	1,07*	1,00-1,13	0,97	0,91-1,04

Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), *Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*, Río de Janeiro, 2019 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=27762%5C&t=downloads>.

Nota: OR: razón de posibilidades; IC: intervalo de confianza; * Nivel de significación: 0,01.

Además, las estimaciones apuntan también a la existencia de importantes diferencias regionales en el perfil de las actividades de cuidado y las desigualdades entre hombres y mujeres, sobre todo en las regiones Nordeste y Norte, en comparación con las regiones Centro y Sur del Brasil. Cuando se tienen en cuenta las diferencias en las características de la composición del hogar y la interacción entre género e ingresos, las diferencias por razón de color o raza pierden significación estadística. Los datos podrían estar indicando que una parte importante de las diferencias en cuestión de cuidados por razón de color o raza están también asociadas a diferencias en las probabilidades de realización de actividades de cuidado entre distintas composiciones de hogares y niveles de ingresos per cápita. Esta compleja red de interacciones y mediadores sigue precisando más estudios que investiguen el modo en que la discriminación por motivo de color o raza reproduce otras desigualdades, tales como las desigualdades en el acceso a educación, sanidad y trabajo formal.

En función del nivel educativo, existe un gradiente en la prestación de cuidados. Las personas que completan la educación primaria tienen un 33% más de probabilidades de desempeñar actividades de cuidados que las personas que carecen de niveles educativos completos. Las personas que completan la educación secundaria y las que cuentan con un título de educación superior presentan un 39% y un 50% más de probabilidades, respectivamente, en comparación con la referencia. Este resultado, que podría parecer contradictorio, puede estar asociado a una mayor calidad de la declaración de actividades de cuidados a medida que aumenta el educativo.

Los datos parecen indicar también que existe un complejo efecto de interacción entre las variables de género e ingresos. La mayor carga del cuidado recae sobre las mujeres, pero con su creciente participación en el mundo laboral y el consiguiente incremento de sus

ingresos, estas mujeres más ricas tienen los medios y la necesidad de delegar los cuidados, por lo general a otras mujeres en situación de precariedad (Hirata y Kergoat, 2007). Teniendo esto en mente, los resultados muestran que el 25% de las mujeres más ricas tienen menos probabilidades de prestar cuidados que el 25% más pobre.

La presencia de un cónyuge en el hogar supone más cuidados como consecuencia de la asociación entre comportamiento reproductivo y nupcialidad. Es importante reseñar que la composición de los hogares brasileños se sigue basando de manera predominante en la familia; en concreto, en las familias de dos progenitores (Wajnmann, 2012). De este modo, la presencia de un cónyuge en el hogar incrementa las posibilidades de prestar cuidados en un 42%. Además, compartir el hogar con un hijo o hija de entre 0 y 6 años incrementa 12,2 veces las probabilidades de desempeñar estas actividades, puesto que se trata de un segmento demandante neto de cuidado.

La presencia de otros parientes tales como suegros, padres y nietos o nietas, entre otros, aumenta la probabilidad de desempeñar actividades de cuidados, lo cual indica que estas personas son también demandantes potenciales de cuidados, posiblemente en las etapas tempranas o tardías de sus vidas, con alguna enfermedad o necesidad especial de cuidado. Por otra parte, la presencia de niños o niñas mayores de 14 años revela una reducción en las probabilidades de prestar cuidados. Es posible que esto se deba, entre otros factores, a que los hijos y las hijas pasan de ser solo demandantes de cuidados a un papel dual en el que demandan menos cuidados y también los proporcionan; de este modo, se reparte el cuidado con otras personas del hogar.

F. Observaciones finales

El objetivo del presente estudio era examinar y discutir los factores asociados con la prestación de cuidados en el Brasil a partir de la información de la encuesta PNAD Continua, una fuente que sigue estando poco explorada para el estudio del uso del tiempo y de las actividades no remuneradas de trabajo doméstico. Al aplicar el modelo de regresión logística, descubrimos que las mujeres continúan siendo las principales responsables de los cuidados en el Brasil. Los resultados parecen indicar, además, que el grupo de edad de 25 a 49 años concentra la mayor prestación de cuidados.

Se observa que un mayor nivel de ingresos reduce las probabilidades de desempeñar actividades de cuidado, sobre todo en el caso de las mujeres más ricas, que tienen así la posibilidad y la necesidad de delegar sus actividades, principalmente en mujeres más pobres, a través del mercado laboral. Además, con el predominio de los hogares con dos progenitores y su asociación con el comportamiento reproductivo y la nupcialidad, la presencia de un marido en el hogar incrementa las probabilidades de desempeñar tareas de cuidado.

La presencia de niños o niñas menores de 7 años es el factor más estrechamente relacionado con los cuidados en los hogares brasileños. La presencia de otros parientes también incrementa las probabilidades de desempeñar estas actividades, ya que son

potenciales demandantes de cuidados. Compartir el hogar con niños o niñas mayores de 14 años tienen un efecto doble en términos de reducción de las probabilidades de cuidados, ya que estos precisan menos cuidados que los hijos o hijas de menor edad y, además, son potenciales prestadores de cuidados para otras personas del hogar.

Este trabajo contribuye a explorar nueva información para el estudio del uso del tiempo procedente de la PNAD Continua y profundiza en la comprensión no solo de si se realizan o no actividades de cuidado, sino también de la intensidad de dichas actividades. En este sentido, pretendemos profundizar las reflexiones sobre el modo en que se configuran las desigualdades de género en la prestación de trabajo doméstico no remunerado —especialmente en las actividades de cuidado— a lo largo del ciclo de vida familiar-doméstico y de acuerdo con distintos aspectos relacionados con la composición del hogar.

Bibliografía

- Abramo, L. y M. E. Valenzuela (2016), “Tempo de trabalho remunerado e não remunerado na América Latina: uma repartição desigual”, *Gênero e trabalho no Brasil e na França*, A. R. P. Abreu y otros (eds.), São Paulo, Boitempo.
- Amorós, M. D., L. Muñiz y G. R. Donoso (2019), “El trabajo doméstico y de cuidados en las parejas de doble ingreso: análisis comparativo entre España, Argentina y Chile”, *Papers Revista de Sociologia*, Barcelona, vol. 104, N° 2.
- Barbosa, A. L. N. H. (2018), “Tendências na alocação do tempo no Brasil: trabalho e lazer”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, Belo Horizonte, Minas Gerais, vol. 35, N° 1.
- Batthyány, K. (2015), “Las políticas y el cuidado en América Latina: una mirada a las experiencias regionales”, *serie Asuntos de Género*, N° 124 (LC/L.3958), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (2008), “Género, cuidados familiares y uso del tiempo”, documento de proyecto “Uso del tiempo y trabajo no remunerado de las mujeres en Uruguay (2007-2008)”, Fondo de Desarrollo de las Naciones Unidas para la Mujer (UNIFEM).
- Batthyány, K., N. Genta y V. Perrotta (2015), “Avanzando hacia la corresponsabilidad en los cuidados: análisis de las licencias parentales en el Uruguay”, *serie Asuntos de Género*, N° 128, (LC/L.4085), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), octubre.
- Biroli, F. y L. F. Miguel (2015), “Gênero, raça, classe: opressões cruzadas e convergências na reprodução das desigualdades”, *Mediações*, Londrina, vol. 20, N° 2.
- Bruschini, C. (2006), “Trabalho doméstico: inatividade econômica ou trabalho não remunerado?”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, Belo Horizonte, Minas Gerais, vol. 23, N° 2.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2019), *Repositorio de información sobre uso del tiempo de América Latina y el Caribe “Sistemas de información: transformar datos en información, información en conocimiento y conocimiento en decisión política”. Eje 9 de la Estrategia de Montevideo para la Implementación de la Agenda Regional de Género en el marco del Desarrollo Sostenible hacia 2030*, Santiago, octubre.
- Delponte, V. L. (2018), “Informalidade e gênero: efeitos do trabalho não-remunerado”, *Monografia em Ciências Econômicas*, Curitiba, Universidad Federal de Paraná (UFPR).
- Esquivel, V., E. Faur y E. Jelin (eds.) (2012), *Las lógicas del cuidado infantil: entre las familias, el Estado y el mercado*, Buenos Aires, IDES.

- Freedman-Ellis, G. y B. Schneider (2021), “srvyr: ‘dplyr’-like syntax for Summary Statistics of Survey Data” [en línea] <https://CRAN.R-project.org/package=srvyr>.
- Gama, A. y otros (2018), “Tensões entre trabalho e família – recomposições na divisão sexual do trabalho”, *Gênero, família e trabalho no Brasil do século XXI – mudanças e permanências*, C. Araújo y otros, Río de Janeiro, Gramma Editora.
- Garcia, B. C. (2021), “O trabalho doméstico não remunerado no Brasil: uma análise a partir da PNAD Contínua 2019”, tesis para optar al grado de magister en demografía, Campinas, Instituto de Filosofia y Ciencias Humanas, Universidad Estatal de Campinas.
- Hirata, H. y D. Kergoat (2007), “Novas configurações da divisão sexual do trabalho”, *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, vol. 37, N° 132.
- Hosmer, D. y S. Lemeshow (2000), *Applied Logistic Regression*, vol. 398, Nueva York, John Wiley & Sons.
- IBGE (Instituto Brasileño de Geografía y Estadística) (2019), *Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*, Río de Janeiro [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=27762%5C&t=downloads>.
- Kergoat, D. (2009), “Divisão sexual do trabalho e relações sociais de sexo”, *Dicionário Crítico do Feminismo*, H. Hirata y otros (eds.), São Paulo, Editora Unesp.
- Lima, S., M. L. Carvalho y A. G. G. Vasconcelos (2008), “Proposta de modelo hierarquizado aplicado à investigação de fatores de risco de óbito infantil neonatal”, *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 24, Río de Janeiro.
- Lumley, T. (2020), “Survey: Analysis of Complex Survey Samples” [en línea] <https://CRAN.R-project.org/package=survey>.
- Marcondes, G. S. (2016), “O cuidar de si e os cuidados para com os outros: os desafios para avançar na consolidação de direitos”, *Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil? Implicações demográficas e questões sociais*, N. R. Itaboraí y A. M. Ricoldi (eds.), Belo Horizonte, Minas Gerais, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Marcondes, M. M. y M. C. M. T. Cruz (2016), “Política de creches no Brasil: até onde caminhou o compromisso com a igualdade de gênero?”, *Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil? Implicações demográficas e questões sociais*, N. R. Itaboraí y A. M. Ricoldi (eds.), Belo Horizonte, Minas Gerais, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Mosley, H. y L. Chen (1984), “An analytical framework for the study of child survival in developing countries”, *Population and Development Review*, vol. 10, Nueva York.
- Nieto, M. P. (2014), “Importancia del trabajo no remunerado: su medición y valoración mediante las encuestas de uso del tiempo”, *Uso del tiempo y trabajo no remunerado en México*, B. Garcia y E. Pacheco (eds.), Ciudad de México, Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales.
- Peralta, I. G. C. (2020), “Análisis de los factores que inciden en la participación femenina en el trabajo doméstico no remunerado en México, 2014”, tesis para optar al grado de Actuaría, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México.
- Wajnman, S. (2012), “Demografia das famílias e dos domicílios brasileiros”, tesis, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG), Facultad de Ciencias Económicas.

Estimación de la tasa global de fecundidad del Brasil en 2010: análisis de los resultados del método P/F de Brass

Helena Cruz Castanheira¹

Hans-Peter Kohler²

Recibido: 29/03/2022

Aceptado: 30/06/2022

Resumen

Entender los patrones emergentes de baja fecundidad en los países de renta media es de una importancia esencial. Demostramos que el uso de la corrección de paridez de Brass en el Brasil para ajustar la tasa global de fecundidad (TGF) al subregistro de nacimientos en el censo demográfico de 2010 puede resultar en una sobreestimación de esa tasa en el país ya que hay ciertas condiciones del método que no se cumplen. Comparamos esta estimación con otros métodos y llegamos a la conclusión de que la TGF durante el período de referencia del censo es de aproximadamente 1,78, considerablemente inferior al 1,90 informado oficialmente mediante dicho método. Ante la transición de los países de renta media hacia niveles de fecundidad bajos, se recomienda evaluar cuidadosamente los métodos utilizados tradicionalmente para calcular la TGF a partir de censos y encuestas.

Palabras clave: fecundidad, medición, tasa de fecundidad, estadísticas vitales, tendencias demográficas, censos de población, Brasil.

¹ 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 (CEPAL). Correo electrónico: helena.cruz@cepal.org.

² Doctor en Demografía, Profesor Frederick J. Warren de Demografía y Profesor de Sociología de la Universidad de Pennsylvania. Correo electrónico: hpkohler@pop.upenn.edu.

Abstract

It is imperative to understand the emerging patterns of low fertility in middle-income countries. This study finds that use of the Brass parity correction method in Brazil to adjust the total fertility rate for underreporting of births in the 2010 demographic census may lead to underestimation of the rate in the country, as some requirements of the method are not met. The estimation method is compared with others, and it is found that the total fertility rate for the reference period of the census is around 1.78, considerably lower than the official figure of 1.90 reported based on the Brass method. Given the transition of middle-income countries to low fertility rates, it is therefore recommended that the methods used to calculate total fertility rates based on censuses and surveys be carefully assessed.

Keywords: fertility, measurement, fertility rate, vital statistics, population trends, population censuses, Brazil.

Résumé

Il est essentiel de comprendre les nouveaux modèles de faible fécondité dans les pays à revenu intermédiaire. Nous démontrons que l'utilisation de la correction de la parité de Brass au Brésil pour ajuster l'indice synthétique de fécondité (ISF) à la sous-déclaration des naissances dans le recensement de la population de 2010 peut entraîner une sur-estimation de ce taux, car certaines conditions requises par la méthode ne sont pas remplies. Nous comparons cette estimation avec d'autres méthodes et concluons que l'ISF pendant la période de référence du recensement est d'environ 1,78, soit nettement moins que le chiffre de 1,90 officiellement rapporté par cette méthode. Compte tenu de la transition des pays à revenu intermédiaire vers de faibles niveaux de fécondité, il est recommandé d'évaluer soigneusement les méthodes traditionnellement utilisées pour calculer l'ISF à partir des recensements et des enquêtes.

Mots clés: fecondite, mesure, taux de fecondite, statistiques de l'etat civil, tendances demographiques, recensements de population, Bresil.

Introducción

Comprender las tendencias de fecundidad en los países de renta media es esencial para entender las tendencias de la población mundial y sus patrones de envejecimiento. La mayoría de los países de renta media ha experimentado un descenso significativo de la fecundidad en las últimas décadas, junto con un descenso de la mortalidad, y muchos han alcanzado —o están a punto de alcanzar— niveles de fecundidad inferiores al de reemplazo. Por ejemplo, entre 1950-2015, la esperanza de vida en la República de Corea aumentó de 47,9 a 81,3 años y la fecundidad (TGF) disminuyó de 5,7 a 1,2 hijos por mujer; en Bangladesh, durante el mismo período de tiempo, la esperanza de vida aumentó de 40,7 a 71,25 años y la fecundidad (TGF) descendió de 6,4 a 2,2 hijos por mujer (Naciones Unidas, 2017). Tanto la India como China experimentaron importantes descensos de la fecundidad, mientras que el Irán ostenta el récord del descenso más rápido de la fecundidad, tras pasar de 6,6 en 1985 a 1,9 en 2006 (Abbasi-Shavazi y otros, 2009). Lo que tal vez sea aún más sorprendente es que se espera que países tan dispares como la India, Libia, México y Türkiye alcancen tasas netas de reproducción (TNR) inferiores a 1 —y, por tanto, por debajo de la fecundidad de reemplazo— en un plazo de 5 a 10 años. Se prevé también que, para 2020-2025, más de 2.500 millones de personas vivan en países con una fecundidad inferior a la de reemplazo (medida mediante la TNR) en Asia meridional y sudoriental y en América Latina y el Caribe: 2.040 millones en Asia meridional y sudoriental (75% de la población total) y 476 millones en América Latina y el Caribe (70% de la población total) (Naciones Unidas, 2017).

Las citadas estadísticas de población de las Naciones Unidas indican una notable difusión de la baja fecundidad en los países de renta media, donde las estimaciones oficiales suelen basarse en datos censales y métodos demográficos indirectos. Los métodos indirectos se utilizan con frecuencia para calcular la fecundidad debido a los posibles sesgos en las preguntas sobre paridez y nacimientos recientes, tanto por errores de información (por ejemplo, errores de memoria y errores de período de referencia) como por errores de selección (Brass y otros, 1968; Naciones Unidas, 2004). En los países que carecen de datos completos del registro civil y las estadísticas vitales, la información procedente de los censos y las encuestas suele ajustarse utilizando métodos indirectos de fecundidad para estimar las tasas globales de fecundidad (TGF) y las tasas específicas de fecundidad por edad (TEFE).

En varios países de renta media con tasas de fecundidad cercanas o inferiores al nivel de reemplazo, como por ejemplo el Brasil, Colombia, el Ecuador, el Perú y la República Bolivariana de Venezuela, las tasas de fecundidad obtenidas de las encuestas a los hogares a menudo se ajustan mediante la corrección de paridez de Brass para computar posibles nacimientos no declarados. No obstante, como ilustramos en el caso del Brasil, dada su baja fecundidad actual y el rápido aplazamiento de la fecundidad, este ajuste puede dar lugar a un sesgo al alza en la TGF nacional. En este documento, argumentamos que es necesario revisar cuidadosamente el uso de este método indirecto a medida que los países pasan a tener una fecundidad inferior a la de reemplazo, ya que los supuestos esenciales sobre los que se apoya el método utilizado tradicionalmente en estos países podrían no cumplirse con las tendencias actuales de fecundidad.

Utilizamos otros métodos indirectos que tienen en cuenta el descenso de la fecundidad y ajustes de subregistro en los datos del Registro Civil y las Estadísticas Vitales (CRVS) para mostrar que, en el caso del Brasil, la TGF en el período de referencia del censo es de aproximadamente 1,78, considerablemente inferior a la TGF oficial estimada de 1,90 para el mismo período. Por tanto, es probable que el Brasil haya alcanzado una fecundidad por debajo del nivel de reemplazo antes de lo que indica la estimación de la TGF publicada en el censo (IBGE, 2012), y es probable que el descenso de la fecundidad haya sido más pronunciado de lo que se cree. También mostramos los retos que plantea calcular estimaciones a escala estatal y la necesidad de tener en cuenta el descenso de la fecundidad para obtener estimaciones de la TGF congruentes utilizando los métodos demográficos y los ajustes del CRVS más adecuados.

Existen dos razones por las que el ajuste P/F da lugar a un sesgo al alza en las estimaciones de la TGF a escala nacional en el Brasil. En primer lugar, los casos de subregistro en el censo y en las encuestas relacionadas han disminuido gracias a las mejoras en el planteamiento de las preguntas y a que los errores de memoria son menos comunes en contextos de baja fecundidad y baja mortalidad infantil. En segundo lugar, los supuestos del modelo P/F dejan de ser válidos cuando hay una disminución significativa de la fecundidad en edades más tempranas. Debido a los sesgos inducidos que resultan del incumplimiento de los supuestos del método, y a las estimaciones alternativas de la TGF disponibles a partir de otras fuentes, sugerimos que la utilización del método P/F en las estadísticas oficiales de la TGF del Brasil debería revisarse cuidadosamente.

Aunque estemos usando el caso del Brasil para ilustrar que el ajuste P/F no es recomendable en 2010, ya que indica un nivel de fecundidad más alto que el que muestran otros métodos y ajustes del CRVS, es poco probable que el Brasil sea el único país afectado por esta problemática. Varios países que utilizan procedimientos similares para estimar sus TGF siguen una trayectoria de fecundidad similar caracterizada por un descenso rápido de la fecundidad de mujeres menores de 24 años. El Brasil, por ser actualmente el quinto país más poblado del mundo y el país más grande de América Latina (Naciones Unidas, 2017), es un país valioso para documentar la exactitud de su TGF. En base a las estimaciones y proyecciones de las Naciones Unidas (Naciones Unidas, 2017), contribuirá en un 18% al crecimiento de la población mundial y latinoamericana entre 2015 y 2050 (variante media de las Naciones Unidas). El Brasil también tiene una influencia predominante en el envejecimiento de la población en América Latina. Todos estos factores y las tendencias futuras se ven afectados en parte por las estimaciones de los niveles tanto recientes como actuales de la TGF, y por las proyecciones resultantes de las trayectorias futuras de la TGF.

A. El método P/F de Brass

Las tasas globales de fecundidad son medidas importantes en las proyecciones de población así como en las comparaciones históricas e internacionales. Miden el número medio de nacimientos que tendría una mujer si experimentase las tasas específicas de fecundidad por edad observadas en un período concreto a lo largo de toda su vida reproductiva, que

se supone entre los 15 y los 49 años. La TGF por período (en adelante, TGF) puede ser muy diferente a la TGF por cohortes (TGFC) (Ryder, 1980). Las investigaciones recientes sobre este tema se han centrado en estudiar en qué medida afectan los cambios en el ritmo de la fecundidad —aplazamiento o aceleración de la fecundidad— a la TGF por período y en analizar la relación entre las tendencias de la fecundidad por período y por cohortes (Bhrolchain, 1992; Bongaarts y Feeney, 1998; Kohler y Philipov, 2001; Schoen, 2004; Sobotka, 2004; Goldstein, Sobotka y Jasilioniene, 2009; Parrado, 2011). Pese al debate sobre si la TGF proporciona una representación realista de la fecundidad por cohortes, esta sigue siendo ampliamente utilizada en la literatura (Myrskylä, Kohler y Billari, 2011) y en las proyecciones de población (Naciones Unidas, 2017). La importancia de estimar con precisión la TGF es indiscutible, especialmente en los países que han experimentado cambios fundamentales en sus niveles y patrones de fecundidad.

En este trabajo, nos planteamos una cuestión fundamental relativa a la precisión de la estimación de la TGF cuando se utiliza una técnica demográfica denominada método de corrección de la paridez de Brass, o método P/F de Brass, para ajustar la TGF del Brasil. Este método fue elaborado por Brass en la década de los 60 para evaluar la calidad de la información sobre fecundidad de países con poblaciones cerradas y tasas de fecundidad constantes que usan encuestas, en lugar de registros de nacimientos, para estimar sus TGF (Brass y otros, 1968; Naciones Unidas, 1983). A pesar de las investigaciones que demuestran los problemas de utilizar esta técnica en países con un rápido descenso de la fecundidad (Brass, 1996; Moultrie y Dorrington, 2008; Schmertmann y otros, 2013), hay países que siguen utilizando este ajuste, incluso cuando tienen niveles de fecundidad en rápida evolución. El Brasil se encuentra entre los países que utilizan este método para estimar su TGF a partir de encuestas.

El método de corrección de paridez de Brass se desarrolló inicialmente para analizar datos de encuestas realizadas en África, en las que los investigadores detectaban errores de memoria sistemáticos (Brass y otros, 1968). La primera fuente de error se debe a imprecisiones en el período de referencia, basado en la respuesta a si la mujer dio a luz en el año anterior al censo. Las mujeres informaban de nacimientos que habían ocurrido, de media, entre 8 y 15 meses antes del censo, lo que daba lugar a valores distorsionados de la TGF. Este error debería reducirse sustancialmente en los censos brasileños recientes, ya que, desde el censo de 1980, los nacimientos del año anterior a la encuesta se estiman en función del mes y el año del último nacimiento, un formato de pregunta que es significativamente más robusto con respecto al error sobre el período de referencia. La segunda fuente de error definida por Brass y otros (1968) es el error de memoria, que sugiere que las mujeres pueden olvidar el número total de hijos que han alumbrado, especialmente las mujeres de mayor edad, debido al bajo nivel de alfabetización, a dificultades para contar el número de nacimientos, y a los altos niveles de mortalidad que hacen más difícil recordar e informar sobre los nacidos que murieron.

El ajuste P/F se refiere a la paridez total en un grupo de edad específico en relación con la fecundidad acumulada del período en el mismo grupo de edad. Esta relación se

multiplica por la TGF o por las tasas específicas de fecundidad por edad, lo que aumenta o disminuye su nivel. El grupo de edad utilizado en la relación puede variar según el país y el investigador. Puede ser la relación P_2/F_2 referida al grupo de edad de 20 a 24 años, la P_3/F_3 referida al grupo de edad de 25 a 29 años o un promedio entre la P_2/F_2 y la P_3/F_3 . En la TGF publicada del censo del Brasil de 2010 (IBGE, 2012), el grupo de edad utilizado fue de 20 a 24 años, denominado la relación P_2/F_2 . El numerador de la relación, P_2 , es el número medio de todos los alumbramientos que han tenido las mujeres del grupo de edad de 20 a 24 años. El denominador de la relación (F_2) se calcula con las tasas específicas de fecundidad por edad de los nacimientos ocurridos en los doce meses anteriores a la encuesta. Más concretamente, la fecundidad al principio del intervalo de edad, los 20 años, viene dada por $\phi_2 = 5 \times f_1$ [de la ecuación $\phi_i = 5 \times (f_1 + f_2 + \dots + f_{i-1})$], donde f_i es la tasa específica de fecundidad por edad en el grupo de edad i , empezando por el grupo de edad de 15 a 19 años. Después, el número medio de nacimientos en el grupo de edad de 20 a 24 años se estima con el factor multiplicador k_2 , obtenido mediante interpolación utilizando la relación f_1/f_2 observada. El valor final de F_2 viene dado por la ecuación $F_2 = \phi_2 + k_2 \times f_2$. Tras obtener P_2 y F_2 , se estima la relación P_2/F_2 .

A lo largo del documento, las estimaciones de las tasas específicas de fecundidad por edad (f_i) y de paridez (p_i) realizadas mediante encuestas se estiman de forma similar. El numerador de f_i es el número total de nacidos vivos que tuvieron las mujeres en los 12 meses anteriores a la encuesta en el grupo de edad i , y p_i es el número total de nacidos vivos que tuvieron las mujeres en el grupo de edad correspondiente. El denominador es el número total de mujeres en el grupo de edad i . Los valores del numerador y denominador se ponderan utilizando las respectivas ponderaciones de la encuesta. La información sobre fecundidad de los censos se basa en el cuestionario largo del censo que se aplicaba a aproximadamente el 11% de los hogares (IBGE, 2000 y 2010).

En una población con fecundidad constante y sin errores de memoria o de período de referencia, la relación P_2/F_2 debería ser igual a uno, suponiendo que la fecundidad de las mujeres que murieron o emigraron es similar a la de las mujeres que sobrevivieron o inmigraron. Una relación P_2/F_2 diferente de uno, bajo los supuestos del modelo, indica que las tasas de fecundidad están distorsionadas debido a errores de referencia o de memoria. La TGF se ajusta entonces multiplicándola por la relación P_2/F_2 , como sugieren Brass y otros (1968). Sin embargo, es importante señalar que la relación P_2/F_2 puede diferir de uno cuando no se cumplen los supuestos del modelo, especialmente el supuesto de fecundidad constante. En este caso, multiplicar la TGF del censo por la relación P_2/F_2 puede dar lugar a una estimación equívoca de la TGF.

En el Brasil, la relación P_2/F_2 estimada era de 1,12 en 1991, 1,10 en 2000 y 1,19 en 2010. Esto significa que, cuando se aplica el ajuste, las TGF estimadas a partir de las encuestas censales se incrementan en un 12%, un 10% y un 19% respectivamente. No está claro si la casi duplicación de la relación P_2/F_2 en 2010 con respecto a 2000 se debe al subregistro de nacimientos en el censo o a problemas derivados de no cumplirse el supuesto del método.

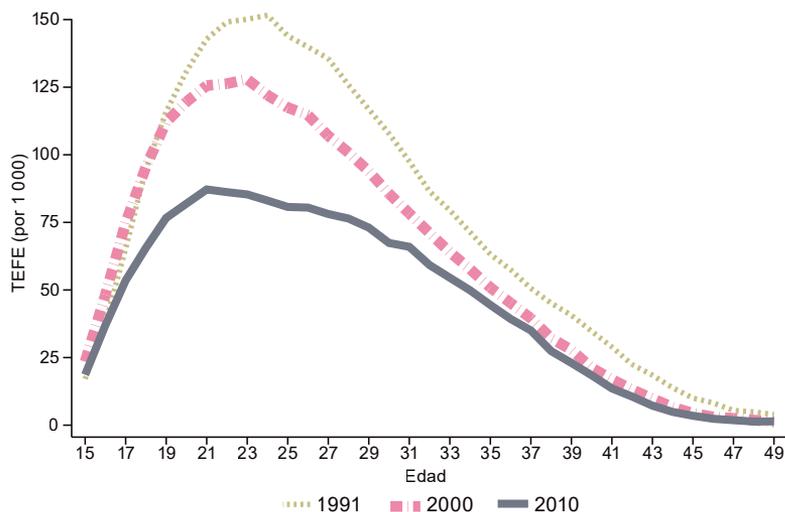
La primera explicación no se puede medir mediante los microdatos del censo; sin embargo, no hay evidencias que tengan que ver con la calidad del censo brasileño que sugieran que la omisión en la declaración de nacimientos sufriera un aumento de la magnitud a la que apunta el aumento de la relación P_2/F_2 de 2000 a 2010.

Sin embargo, es importante tener en cuenta que, en el censo de 2010, se introdujo el asistente digital personal para la recolección de datos y se cambió el orden en el que se hacían las preguntas sobre fecundidad. En lugar de hacer las preguntas sobre fecundidad a una mujer cada vez, se hace la misma pregunta a todas las mujeres del hogar y se pasa a la siguiente pregunta. Este cambio suscitó la preocupación de algunos investigadores en cuanto a la calidad de los datos recopilados (Cavenaghi y Alves, 2016), especialmente en los hogares con un número alto de mujeres en edad reproductiva. No obstante, el censo de 2010 muestra que el 80% de los hogares del Brasil tienen cuatro personas o menos, y el 92,8% tienen dos mujeres o menos entre 10 y 49 años. Por lo tanto, en el contexto brasileño actual con hogares más pequeños, es poco probable que este cambio genere problemas de calidad en los datos tan pronunciados como los cambios observados en la relación P_2/F_2 de 2000 a 2010.

Una hipótesis más verosímil para el aumento de la proporción P_2/F_2 de 2000 a 2010 es que no se cumplieran algunos supuestos del propio método P/F. La del Brasil no es una población con una tasa de fecundidad constante. Aunque su fecundidad empezó a descender rápidamente a mediados de los años sesenta, los demógrafos defendieron el uso del método porque el descenso se debía principalmente a la disminución de la fecundidad en edades avanzadas y no al aplazamiento de la maternidad en edades jóvenes (Carvalho, 1985). Por tanto, en teoría, la fecundidad acumulada de los dos primeros grupos de edad (de 15 a 19 años y de 20 a 24 años) y la paridez del grupo de edad de 20 a 24 años deberían permanecer constantes, sin afectar a la relación P_2/F_2 . Sin embargo, durante la década de 2000 se observó un pronunciado descenso de la fecundidad en estos dos grupos de edad, lo que resulta en una distorsión de la relación P_2/F_2 y del ajuste P/F, ya que el supuesto de fecundidad constante del método deja de cumplirse en las franjas de edad utilizadas para el cálculo del ajuste.

En el gráfico 1, que muestra las tasas específicas de fecundidad por edad por cada mil mujeres estimadas directamente a partir de los censos, pueden observarse las diferencias en las tasas específicas de fecundidad por edad en los censos de 1991, 2000 y 2010. En 2000 se observa una tasa de fecundidad más baja a partir de los 19 años en comparación con 1991, y en 2010 las tasas de fecundidad específicas por edad son significativamente más bajas y las diferencias con respecto al censo anterior comienzan a partir de los 17 años. En este contexto de disminución sustancial de la fecundidad en las edades de 15 a 24 años entre los censos de 2000 y 2010, el uso de la relación P_2/F_2 puede dar lugar a equívocos, ya que la condición de fecundidad constante subyacente no se mantiene y la P_2/F_2 difiere de uno incluso sin haber errores de memoria en la notificación de nacimientos. Por tanto, usar la relación P_2/F_2 genera un sesgo al alza en la TGF resultante debido a que no se cumple el supuesto de fecundidad constante en estos grupos de edad.

Gráfico 1
Brasil: estimaciones de las tasas específicas de fecundidad por edad de los censos demográficos de 1991, 2000 y 2010



Fuente: Elaboración propia, sobre la base del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censo demográfico de 1991, 2000 y 2010.

Nota: La edad se refiere a la edad de los encuestados en el momento de realizar la encuesta, es decir, el 31 de julio de su año correspondiente en los censos de 2000 y 2010, y el 31 de agosto en el caso del censo de 1991.

B. Estimaciones de la fecundidad del Brasil según otras fuentes de datos y métodos

1. Métodos indirectos

En la literatura se han desarrollado varios métodos indirectos que tienen en cuenta el descenso de la fecundidad (Moultrie y otros, 2013) y difieren en sus supuestos sobre el descenso de la fecundidad. En esta sección, repasamos los diferentes métodos indirectos que contemplan explícitamente el descenso de la fecundidad y los aplicamos al censo de 2010 del Brasil. En el Brasil, las tasas específicas de fecundidad por edad de 2000 a 2010 cambiaron de forma diferente en cada grupo de edad (véase el gráfico 1), por lo que se espera que los métodos que consideran el descenso de la fecundidad y que no presuponen una tasa de descenso constante en todos los grupos de edad sean más adecuados para el contexto brasileño.

En el cuadro 1 se presentan las estimaciones de la tasa global de fecundidad en el Brasil utilizando diferentes métodos indirectos con el censo de 2010. La TGF para el modelo relacional de Gompertz, que es adecuado cuando la fecundidad cambia de forma similar en todos los grupos de edad (Moultrie y otros, 2013), fue estimada por Berquó y Cavenaghi (2014) y dio como resultado una TGF de 1,87, similar a la TGF de 1,90 estimada con el método de

Brass. Otro método indirecto, mostrado en el cuadro 2, es el método de Brass modificado propuesto por Schmertman y otros (2013). Este método utiliza una regresión de mínimos cuadrados ponderados para calcular la TGF final ajustada. Un supuesto importante, representado por β_1 en la regresión, es que la tasa de cambio de la fecundidad en el tiempo es la misma para todos los grupos de edad. Este método proporcionó una TGF de 1,91 para el censo de 2010, mayor que la estimación de P/F de Brass, probablemente debido a que no se cumplía el supuesto de que la tasa de cambio es constante en todos los grupos de edad.

Cuadro 1
**Brasil: estimaciones de la tasa global de fecundidad
 en 2010 según diferentes fuentes y métodos**

Método	TGF ^a
Método de Brass P_2/F_2 ^b	1,90
Método de Brass P/F modificado ^c	1,94
Modelo relacional de Gompertz ^d	1,87
Proyecciones del IBGE ^e	1,87
Ajuste de búsqueda proactiva del SINASC ^f	1,80
Método de los hijos propios ^g	1,78
SINASC ajustado	1,78
Registro civil ajustado	1,78
Método P/F de Brass ponderado ^h	1,76
Registro civil con registros tardíos (2011-2015)	1,75
Método de Arriaga basado en la franja de edad de 20 a 24 años ⁱ	1,74
Método de supervivencia inversa ^j	1,73
Estimación directa a partir del censo de 2010	1,60

Fuente: Elaboración propia, sobre la base del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), Censo Demográfico de 2010; información del Sistema de Información de Nacidos Vivos (SINASC) y del Registro Civil.

^a Todas las estimaciones presentadas en el cuadro se refieren al mismo período de referencia del censo de 2010 (del 1 de agosto de 2009 al 31 de julio de 2010). TGF se refiere a la Tasa Global de Fecundidad y se define como el número medio de hijos que tendría una mujer si estuviera sujeta a las tasas de fecundidad específicas por edad entre los 15 y los 49 años observadas en el período de referencia.

^b IBGE, *Censo demográfico 2010: nupcialidade, fecundidade e migração*, 2012, pág. 72.

^c Método propuesto por C.P. Schmertman y otros, "Bayes plus Brass: Estimating total fertility for many small areas from sparse census data", *Population Studies*, vol. 67, N° 3, 2013.

^d Según los cálculos de E.S. Berquó y S.M. Cavenaghi, "Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil", *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, vol. 31, N° 2, 2014.

^e IBGE, "Projeções da população: Brasil e unidades da federação", *Série Relatórios Metodológicos*, vol. 40, Río de Janeiro, 2013, pág. 29.

^f Estimada con RIPSAs, "Indicadores e dados básicos para a saúde – Brasil 2013. Tabela A.17: Cobertura de informação de nascidos vivos" [en línea] <http://tabnet2.datasus.gov.br/cgi/ibd2013/a17c.htm>.

^g Según los cálculos de E. E. C. Lima, "Age-specific fertility rates: estimations based on Brazilian census data", 2013 [en línea] <https://www.fertilitydata.org/cgi-bin/country.php?code=bra>.

^h Según las estimaciones de J.A. M. Carvalho, G. Q. Gonçalves y L. G. de Castro e Silva, "Aplicação da técnica P/F de Brass em um contexto de rápida queda da fecundidade adolescente: o caso brasileiro na primeira década do século", *Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Foz de Iguaçu, 2016.

ⁱ Mediante la plantilla de Excel *ARFE-2* de las herramientas de la Oficina del Censo de los Estados Unidos, [en línea] <https://www.census.gov/population/international/software/uscbtoolsdownload.html>.

^j Mediante la plantilla de Excel *FE_reverse_5* proporcionada por Timæus y T.A. Moultrie y otros, *Tools for Demographic Estimation*, París, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP), 2013. Tabla de vida estándar Princeton West [en línea] http://demographicestimation.iussp.org/sites/demographicestimation.iussp.org/files/FE_reverse_5.xlsx.

Cuadro 2

Brasil: tipo de registro de nacimiento de los niños con cero años el 1 de agosto de 2010

Tipo de registro de nacimiento	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia relativa acumulada
Notaría	2 545 713	93,83	93,83
Centro de salud	89 760	3,31	97,14
Certificado de nacimiento indígena	4 693	0,17	97,31
No tiene	69 886	2,58	99,89
No sabe	3 069	0,11	100,00
Total	2 713 121	100	

Fuente: Elaboración propia, sobre la base del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censo demográfico de 2010.

Nota: 0.005% (n=123) de los individuos tenían datos incompletos y se eliminaron de la muestra.

Consideramos otros tres métodos demográficos indirectos. El primero, Arriaga (1983), propone un ajuste de la TGF mediante el uso de dos censos, y tiene en cuenta los cambios en las tasas específicas de fecundidad por edad sin presuponer que la tasa de descenso sea igual en todos los grupos de edad. Así, a diferencia del método P/F de Brass, tiene en cuenta el descenso de la fecundidad y, a diferencia del modelo relacional Gompertz y del método de Brass modificado, no impone ninguna restricción en la tasa de descenso en los diferentes grupos de edad. El componente principal del método es la estimación de las tasas de crecimiento de la paridez por edad entre dos censos utilizando la interpolación lineal, y proyectando retroactivamente las tasas de paridez por edad del censo. La diferencia de paridez entre cohortes de un año para otro (en este caso, el último año del censo) da como resultado las tasas medias de fecundidad por edad de los 12 meses anteriores al censo. La relación entre los calendarios de fecundidad acumulada por grupos de edad (Z_i) resultantes de la interpolación y de las tasas específicas de fecundidad por edad observadas proporciona el ajuste para la TGF del censo, utilizándose como referencia los grupos de edad de 20 a 24, de 25 a 29 o de 30 a 34 años. Usando los censos brasileños de 2000 y 2010 y la plantilla ARFE-2 de las herramientas de la Oficina del Censo de los Estados Unidos, hemos obtenido una puntuación Z de Arriaga de 1,089 para el primer grupo de edad, 1,055 para el segundo y 1,029 para el tercer grupo de edad. Estas relaciones resultan en una TGF ajustada de 1,74, 1,68 y 1,64 respectivamente. Una desventaja de este método es que es sensible al grupo de edad elegido para la relación Z_i , y el usuario tiene que elegir entre estos valores. En el cuadro 1 se presenta la TGF ajustada para el grupo de edad más joven (20-24), ya que le afectan menos los errores de memoria (Brass y otros, 1968, Naciones Unidas, 1983) y es coherente con los grupos de edad utilizados en el ajuste P_2/F_2 de Brass.

Otra estimación de la TGF que se muestra en el cuadro 1 utiliza el método de supervivencia inversa, en el que se realiza un cálculo de supervivencia inversa con los individuos registrados en el censo y su año de nacimiento. Por ejemplo, con los individuos que tienen 7 años el 31 de julio de 2010 se puede hacer un cálculo de supervivencia inversa para obtener el número de nacimientos entre el 1 de agosto de 2002 y el 31 de julio de 2003. La supervivencia inversa también se calcula con las mujeres para obtener el denominador de

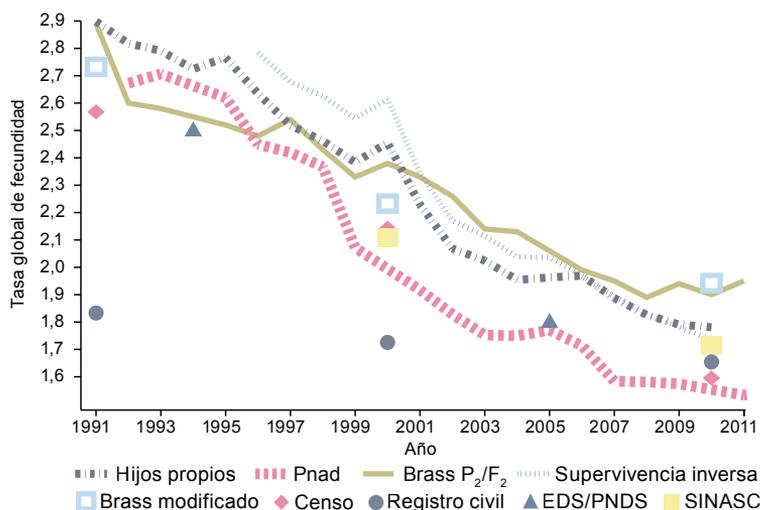
la tasa. Este método requiere una tabla de vida para la supervivencia inversa de la población y presupone que la población está cerrada a la migración. Como se analiza en Moultrie y otros (2013), la migración afectaría a las estimaciones si el flujo es grande y si la fecundidad de los inmigrantes/emigrantes es muy diferente a la de la población receptora/remanente. Hemos calculado la tasa global de fecundidad basándonos en la tabla de vida estándar de Princeton West utilizando la plantilla de Excel FE_reverse_5.xlsx proporcionada por Moultrie y otros (2013). La TGF resultante es de 1,73 hijos por mujer, casi igual que con el método de Arriaga.

El último método indirecto que se muestra en el cuadro 1 es el Método de los Hijos Propios, que tiene un fundamento similar al del método de supervivencia inverso. En lugar de utilizar calendarios de fecundidad independientes, vincula directamente a cada niño declarado con su madre. Lima (2013) utilizó este método para estimar la TGF brasileña entre 1966 y 2010 con la tabla de vida estándar West para estimar la mortalidad. El autor hizo un ajuste de subregistro del censo del 3% y obtuvo una TGF de 1,78 hijos por mujer en el período de referencia del censo de 2010. Podemos observar que las TGF estimadas con los métodos MIP, de supervivencia inversa y de Arriaga (1983), que no suponen una tasa de fecundidad constante ni una tasa de disminución constante en todos los grupos de edad, obtienen una TGF entre 1,73 y 1,78. Estos valores difieren considerablemente de la estimación de 1,90 obtenida cuando se utiliza el ajuste P_2/F_2 de Brass.

2. Encuestas a hogares

Brasil cuenta con tres encuestas a hogares principales a partir de las cuales se puede estimar la fecundidad. La información sobre fecundidad de los censos demográficos utilizada en el apartado anterior resulta del cuestionario largo del censo, que se asigna de forma aleatoria a aproximadamente el 11% de los hogares censados (IBGE, 2000 y 2010). Además de esto, el Brasil cuenta con la Encuesta Anual de Hogares (Pnad), que recopila información anual sobre la fecundidad en los años no censales, y la Encuesta Demográfica y de Salud (EDS) de 1986 y 1996 y su equivalente brasileña de 2006, la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (PNDS). Las estimaciones de la TGF publicadas por la Pnad, al igual que las del censo, están ajustadas con el método P_2/F_2 de Brass. Otra estimación de la TGF publicada por la organización nacional de estadística del Brasil es la TGF utilizada en las proyecciones etiquetadas como “Proyección del IBGE” en el cuadro 1 y el gráfico 2, que es de 1,87 en 2010 (IBGE, 2013), un valor muy similar al 1,90 obtenido utilizando el ajuste P_2/F_2 . Esta TGF se estimó utilizando el método P/F para todos los estados, excepto para Acre y Amapá, y la elección de los factores de corrección P_1/F_1 utilizados para cada estado se determinó comparando el número total de nacimientos generado mediante esta técnica con los datos del Registro Civil y las Estadísticas Vitales (CRVS), la presencia de la pregunta sobre el tipo de registro de nacimiento en el censo de 2010 y el total de niños menores de un año registrados en el censo (IBGE, 2013).

Gráfico 2
Brasil: estimaciones de la tasa global de fecundidad según diferentes fuentes y métodos de 1991 a 2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censo demográfico de 1991, 2000 y 2010; Encuesta Nacional de Hogares (Pnad) de 1991 a 2011; información del Sistema de Información de Nacidos Vivos (SINASC); de las Encuestas de Demografía y Salud de 1996; de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (PNDS) de 2006 y del registro civil.

Nota: Las estimaciones de la EDS de 1996 y de la PNDS de 2006 se refieren a los 36 meses anteriores a la encuesta (BEMFAM, 1997 y Ministerio de Salud del Brasil, 2008), donde la estimación del punto medio de la EDS es en octubre de 1994 y la de la PNDS en febrero de 2005. Las estimaciones del censo y de la Pnad se refieren a los 12 meses anteriores a la encuesta, y las del SINASC y el registro civil de este gráfico se refieren al año de nacimiento.

El gráfico 2 resume las TGF estimadas mediante diferentes fuentes de datos y métodos desde 1991 hasta 2010. Se puede observar que las estimaciones que utilizan la corrección P_2/F_2 de Brass comienzan a divergir de las otras estimaciones principalmente durante la década de 2000. La tendencia temporal del método de los hijos propios y del método de supervivencia inversa muestra que las dos estimaciones se vuelven más similares y comienzan a divergir de las estimaciones que utilizan el ajuste P_2/F_2 de Brass en los cinco años anteriores al último censo. Como se mencionó anteriormente, esto podría ser un efecto de la disminución de la fecundidad adolescente y juvenil en la década de 2000, que incumple el supuesto de fecundidad constante de las estimaciones de P_2/F_2 de Brass. Esto resulta en un sesgo al alza en la relación P_2/F_2 y en la TGF ajustada con el método P/F en el censo de 2010.

3. Registro Civil y Estadísticas Vitales (CRVS)

Además de las encuestas a hogares, el Brasil también dispone de información sobre los nacimientos a través del registro civil y las estadísticas vitales: el Sistema de Información de Nacidos Vivos (SINASC) y el registro civil. Se trata de dos sistemas bastante extensos

y complejos implantados en un país vasto y diverso. Ambos sistemas han mejorado con el tiempo a medida que mejoraba la infraestructura correspondiente, que se aplicaban los procedimientos de forma más constante y que se integraban las zonas remotas. Además, los incentivos para registrar los nacimientos podría haber aumentado debido al incremento de la escolarización infantil (y la necesidad de presentar el certificado de nacimiento o la declaración de nacido vivo para inscribir a los niños en el colegio), al programa de transferencia monetaria condicionada Bolsa Família, y a las campañas de registro proactivo de los nacimientos de la Secretaría de derechos humanos del gobierno federal.

Ambos sistemas registran la misma información, pero difieren en su forma de registrarla y procesarla, por lo que suelen tener niveles de subregistro distintos. Cuando se produce un nacimiento en el hospital, este genera un documento, la declaración de nacido vivo (DNV), cuya primera copia se remite a la autoridad sanitaria del municipio, la segunda se entrega a la familia para que registren al recién nacido en la notaría, y la tercera se queda en el hospital (Almeida, Alencar y Schoeps, 2009). Si el nacimiento se produce en el hogar, el primer centro sanitario o notaría en el que se apersonen es quien genera dichos documentos. La información de los nacidos vivos en las notarías es recopilada y publicada anualmente por el IBGE, la oficina nacional de estadística del Brasil, y constituye el sistema de registro civil. En los establecimientos sanitarios, las declaraciones de nacidos vivos son recopiladas y publicadas por el Ministerio de Sanidad y constituyen el Sistema de Información de Nacidos Vivos (SINASC).

A escala nacional, las estimaciones de nacimientos del SINASC suelen ser mayores que las del registro civil en un año cualquiera debido a los retrasos en las inscripciones. Sin embargo, resulta difícil estimar el subregistro de nacimientos en estos dos sistemas, pues la conciliación y las proyecciones demográficas requieren que las tasas de fecundidad o de crecimiento de la población se definan *a priori*, y los métodos indirectos necesitan la paridez total de la población femenina de 15 a 49 años en la población. Cavenaghi y Alves (2016) ajustan la TGF del SINASC mediante la estimación del método P/F de Brass utilizando la información de paridez del censo de 2010 y la fecundidad de período del SINASC, con lo que obtienen una relación de aproximadamente 1,07 y una TGF ajustada de 1,84 hijos por mujer. Es posible, no obstante, que esta corrección también esté sesgada al alza debido al incumplimiento de las condiciones del método P/F de Brass comentadas anteriormente.

Otra opción es ajustar los datos del CRVS directamente en función de los niveles de cobertura estimados. Afortunadamente, por primera vez en el Brasil, el censo de 2010 incluyó una pregunta, tanto en el cuestionario corto como en el largo, en la que se pedía que se indicase el tipo de certificado de nacimiento que tenían los niños de 10 años o menos. Esta pregunta permite hacer una estimación directa del subregistro de nacimientos en ambos sistemas. En este trabajo, utilizamos esta pregunta como primer ajuste de los datos del registro civil y del registro sanitario para computar el subregistro en las estimaciones. La primera respuesta para esta pregunta abierta es si el niño tiene un certificado de nacimiento oficial emitido por una notaría, dato que utilizamos como ajuste correspondiente al sistema nacional de registro civil. La segunda alternativa es la declaración de nacido vivo (DNV).

Esta opción junto con la primera corresponde al ajuste de los nacimientos registrados en el SINASC. Si el niño no tiene registro de nacimiento ni declaración de nacido vivo, la tercera posibilidad de respuesta cerrada es el certificado de nacimiento indígena (RANI), seguida de la opción de no tener certificado de nacimiento en absoluto, o de no saber.

El cuadro 2 muestra el tipo de registro de nacimiento de los niños que tenían cero años el 1 de agosto de 2010, es decir, nacidos entre el 2 de agosto de 2009 y el 1 de agosto de 2010. Podemos observar que el 93,83% de estos niños tenía un certificado de nacimiento oficial del notario, el 3,3% tenía una declaración de nacido vivo (DNV), el 0,17% tenía el certificado de nacimiento indígena (RANI) y el 2,58% no tenía registro de nacimiento. Para aplicar el ajuste de subregistro a los datos del SINASC y del registro civil, se presupone que la mortalidad y la cobertura censal de los niños de cero años no se diferencian de lo informado en el censo en cuanto a tipo de certificado de nacimiento y, por lo tanto, los valores estimados utilizando los datos del universo censal son una estimación no sesgada de los certificados de nacimiento declarados para la población de cero años. Además, se presupone que la información declarada por los individuos es correcta y que los sistemas del SINASC y de registro civil procesan la información con precisión una vez los individuos reciben el certificado de nacimiento de las notarías o la declaración de nacido vivo (DNV) de los centros sanitarios. La corrección de subregistro es de $1/0,9383 = 1,0658$, que, multiplicada por el número total de nacimientos en el registro civil, da como resultado una TGF final de 1,779 hijos por mujer. La TGF obtenida utilizando los datos del SINASC es de 1,73 y su cobertura basada en la pregunta del censo es de 97,14% (registros de notarios y centros sanitarios), lo que proporciona un factor de corrección de $1/0,9714 = 1,029$. La TGF ajustada resultante es de 1,782. Ambos ajustes proporcionan resultados similares, lo que aumenta nuestra confianza en los datos y las estimaciones. La TGF se refiere a los nacimientos durante el período del censo, del 1 de agosto de 2009 al 31 de julio de 2010. Las tasas de fecundidad que utilizan los datos del CRVS consideran la población del censo retroproyectada al 1 de febrero, lo que proporciona la población de mediados de año para el período de referencia del censo. Al igual que en el caso de la otra TGF, no se realiza ningún ajuste en la población femenina de 15 a 49 años en el denominador por un posible subregistro censal. El ajuste por subregistro censal en este grupo de edad daría como resultado una TGF aún más baja que la estimada actualmente.

Otra posibilidad para corregir el subregistro en el sistema del SINASC es utilizar los resultados de una encuesta de búsqueda proactiva de los nacidos vivos que no se registraron en el sistema (Szwarcwald y otros, 2011). Esta encuesta consiste en una muestra estratificada de los nacidos en el año natural de 2008 en 129 municipios de las regiones del Nordeste y de la Amazonia Legal. La búsqueda se realizó en centros sanitarios, notarías, secretarías de protección social, iglesias, farmacias, parterías y otros lugares. Cuando se encontraba algún nacimiento no registrado en el sistema del SINASC, los investigadores confirmaban los casos mediante entrevistas en los hogares. El resultado de la encuesta de búsqueda proactiva en las regiones del Nordeste y de la Amazonia legal se extendió al conjunto del país mediante una regresión logística (Szwarcwald y otros, 2011). La cobertura final del SINASC calculada con este método fue del 95,6% en 2008 (Szwarcwald y otros, 2011, página 92) y

del 95,9% en 2010 (RIPSA, 2013), inferior al 97,1% obtenido con la pregunta del censo. Con el ajuste de la encuesta de búsqueda proactiva de los nacimientos del SINASC en el período de referencia del censo, la TGF resultante es de 1,80 (véase el cuadro 1).

La TGF basada en los datos del registro civil también puede calcularse directamente incluyendo los registros tardíos, que en este trabajo se consideran los nacimientos registrados en los años posteriores al nacimiento hasta 2015 (año más reciente del que se dispone de datos). El cuadro 1 muestra que el registro civil con registros tardíos da como resultado una TGF de 1,75. Sin embargo, es posible que en los años 2016 y 2017 se contabilicen nuevos registros tardíos de nacimientos ocurridos en los años 2009 y 2010, pues es cuando los niños nacidos en 2009 y 2010 alcanzan la edad escolar.

En resumen, nuestros análisis sugieren que el uso del método P/F de Brass debe ser revisado cuidadosamente en el contexto actual de baja fecundidad del Brasil. El ajuste sugerido por el método P/F es significativamente mayor que las estimaciones del subregistro de nacimientos en el sistema administrativo nacional y los métodos indirectos adicionales. Los datos del registro civil y del SINASC, ajustados en función de la pregunta del censo, dieron ambos como resultado una TGF de 1,78, y el SINASC ajustado en función de la búsqueda proactiva proporcionó una TGF de 1,80 hijos por mujer. Además, los métodos de hijos propios, de Arriaga y de supervivencia inversa, que no imponen restricciones en la tasa de descenso de la fecundidad en ningún grupo de edad, proporcionaron respectivamente una TGF de 1,78, 1,74 y 1,73 hijos por mujer.

Aunque la diferencia entre 1,78 y 1,90 pueda parecer numéricamente pequeña, implica que el Brasil puede haber alcanzado una fecundidad por debajo del nivel de reemplazo ($TNR < 1$) antes de lo que sugieren las estimaciones oficiales que utilizan el método P/F de Brass (IBGE, 2012). También se traduce en diferencias significativas en las proyecciones de población. Cuando los países alcanzan niveles de fecundidad inferiores al de reemplazo, una diferencia decimal en la TGF puede afectar considerablemente al crecimiento de la población a largo plazo. Al estimar la tasa de crecimiento estable de la población del Brasil en 2010, podemos observar que una TGF de 1,78 hijos por mujer resulta en una tasa de disminución del 0,54% anual, mientras que una TGF de 1,90 resulta en una tasa de disminución del 0,29% anual. Es decir, la tasa de disminución casi se duplica con la nueva estimación. La tasa de crecimiento intrínseca del Brasil se calcula con la ecuación: $r = \ln(TFR \times S \times p(Am)) / T$, véase Preston y otros (2001), pág. 153. En esta estimación presuponemos que la probabilidad de sobrevivir hasta el final del ciclo reproductivo [$p(Am)$] es 1 y que T , la duración media de reemplazo de una generación en la población estable, corresponde a la edad media de maternidad observada en el Brasil en 2010. A partir de la base de datos del SINASC de 2010, estimamos que la edad media de maternidad es de 26,645 años y que la proporción de nacimientos de niñas (S) es de 0,487.

En este sentido, se sugiere que los métodos indirectos aplicados históricamente en los países de renta media en contexto de fecundidad y mortalidad altas se revisen cuidadosamente cuando se apliquen a los contextos actuales de baja fecundidad, especialmente en los países con un rápido descenso de la fecundidad y un comienzo de aplazamiento de la maternidad.

C. Estimaciones de fecundidad por estados

Estimar la TGF del Brasil a escala estatal es aún más difícil que a escala nacional. Los estados brasileños son muy heterogéneos en cuanto a la cobertura del SINASC y del registro civil, a las tasas de descenso de la fecundidad por grupos de edad y a la cobertura del censo. Además, el error clásico en el que se incurre al utilizar diferentes fuentes de datos en el numerador y el denominador, motivado principalmente por la migración interestatal, también puede interferir en los resultados. Por tanto, las conclusiones sobre la TGF a escala nacional podrían no ser las mismas para las estimaciones a escala estatal. Por ello en este apartado exploramos las diferentes estimaciones y fuentes de datos de los estados brasileños.

El cuadro 3 muestra las tasas de fecundidad total de los estados brasileños en el período de referencia del censo de 2010 (del 1 de agosto de 2009 al 31 de julio de 2010). Los estados están ordenados por macrorregiones (Norte, Nordeste, Sudeste, Sur y Medio Oeste) y el Distrito Federal. En general, las regiones del Norte y Nordeste presentan los niveles más altos de subregistro de nacidos vivos tanto en el SINASC como en los sistemas de registro civil, mientras que el Sur y el Sudeste presentan los niveles más bajos de subregistro. El cuadro 3 muestra que, al considerar las estimaciones directas, la TGF resultante al usar el registro civil es inferior a los datos del SINASC en la mayoría de los estados, excepto Minas Gerais y Mato Grosso, lo que podría apuntar a una escasez en la recopilación de datos del SINASC en estos estados. Si se considera el registro civil con las inscripciones tardías, la TGF suele ser mayor que los datos del SINASC en la mayoría de los estados.

Un total del 70% de los estados muestra una diferencia inferior a 0,03 hijos por mujer entre la TGF estimada con el método SINASC ajustado y la estimada con el registro civil ajustado (ajuste basado en la pregunta del censo de 2010). Como se esperaba, las regiones del Sur y Sudeste del Brasil presentan la mayor coherencia entre las estimaciones ajustadas del SINASC y las del registro civil. Sin embargo, dentro de las regiones del Sur y Sudeste, el estado de Río de Janeiro destaca por tener la mayor diferencia entre las tasas ajustadas del SINASC y las del registro civil, con una diferencia de 0,07. La TGF estimada de Río de Janeiro utilizando el ajuste de búsqueda proactiva se coloca en un punto intermedio entre las estimaciones ajustadas del SINASC y las del registro civil. En la región Norte del Brasil, donde se encuentran los estados con mayor divergencia, la mayor diferencia es de 0,21, correspondiente al estado de Acre. En la región Nordeste del Brasil, aunque nos consta una diferencia de 0,16 y 0,08 en los estados de Maranhão y Piauí respectivamente, la mayoría de los estados presentaron una diferencia pequeña y menor de 0,02, y algunos estados presentaron los mismos valores en ambas estimaciones.

Cuadro 3

Brasil: estimaciones de la tasa global de fecundidad y de los estados brasileños en el período de referencia del censo (1 de agosto de 2009 al 31 de julio de 2010) mediante diferentes fuentes y metodologías

Regiones	Estado	Estimaciones directas				Pregunta del censo		Búsqueda proactiva SINASC	Métodos demográficos indirectos			Proyecciones de 2013 del IBGE
		Censo de 2010	Registro civil	SINASC	Registro civil con registros tardíos (hasta 2015)	SINASC ajustado	Registro civil ajustado	Ajustado con estimaciones de búsqueda proactiva	Supervivencia inversa	Arriaga	P ₂ /F ₂ de Brass	
País	Brasil	1,60	1,67	1,73	1,75	1,78	1,78	1,80	1,73	1,74	1,90	1,87
Norte	Rondônia	1,74	1,68	1,76	1,77	1,82	1,80	1,93	1,87	1,78	2,15	1,96
	Acre	2,16	2,08	2,47	2,51	2,71	2,51	2,72	2,39	2,46	2,82	2,81
	El Amazonas	2,25	1,98	2,35	2,41	2,68	2,51	2,62	2,45	2,28	2,66	2,59
	Roraima	2,11	2,01	2,31	2,30	2,70	2,51	2,58	2,42	2,19	2,52	2,58
	Pará	1,98	1,68	2,01	2,06	2,25	2,09	2,22	2,16	2,15	2,43	2,38
	Amapá	2,15	2,18	2,33	2,54	2,52	2,51	2,56	2,36	2,27	2,60	2,69
Nordeste	Tocantins	1,87	1,82	1,95	1,97	2,04	2,02	2,13	2,01	2,05	2,33	2,18
	Maranhão	1,98	1,67	2,00	1,92	2,17	2,01	2,25	2,14	2,16	2,50	2,47
	Piauí	1,73	1,53	1,75	1,68	1,87	1,78	1,86	1,82	1,80	1,97	1,97
	Ceará	1,63	1,64	1,72	1,74	1,79	1,79	1,84	1,78	1,70	2,00	1,96
	Rio Grande do Norte	1,62	1,64	1,69	1,71	1,74	1,74	1,80	1,72	1,70	1,99	1,91
	Paraíba	1,76	1,70	1,79	1,75	1,83	1,85	1,90	1,89	1,77	1,97	1,97
	Pernambuco	1,66	1,69	1,74	1,76	1,80	1,80	1,84	1,78	1,68	1,90	1,94
	Alagoas	1,89	1,83	1,91	1,95	1,99	1,98	2,06	2,04	1,93	2,22	2,22
	Sergipe	1,72	1,69	1,80	1,78	1,86	1,83	1,88	1,82	1,75	2,00	1,97
	Bahia	1,64	1,64	1,67	1,70	1,72	1,75	1,81	1,76	1,79	2,03	1,89
Sudeste	Minas Gerais	1,48	1,54	1,53	1,56	1,55	1,56	1,59	1,59	1,56	1,77	1,72
	Espírito Santo	1,53	1,66	1,69	1,69	1,70	1,69	1,70	1,67	1,57	1,80	1,75
	Río de Janeiro	1,43	1,52	1,63	1,57	1,65	1,57	1,63	1,56	1,44	1,68	1,68
	São Paulo	1,45	1,69	1,70	1,71	1,71	1,73	1,70	1,60	1,41	1,67	1,70
Sur	Paraná	1,60	1,72	1,73	1,74	1,75	1,76	1,75	1,74	1,61	1,85	1,76
	Santa Catarina	1,52	1,59	1,60	1,61	1,61	1,62	1,62	1,64	1,44	1,72	1,65
	Rio Grande do Sul	1,48	1,55	1,58	1,58	1,60	1,58	1,60	1,59	1,50	1,75	1,67
Medio oeste	Mato Grosso do Sul	1,79	1,82	1,88	1,93	1,98	1,96	1,92	1,92	1,76	2,06	2,02
	Mato Grosso	1,69	1,80	1,77	1,90	1,83	1,92	1,87	1,83	1,75	2,11	2,01
	Goiás	1,60	1,60	1,62	1,63	1,64	1,65	1,73	1,72	1,58	1,86	1,74
Distrito Federal	Distrito Federal	1,50	1,73	1,76	1,75	1,77	1,81	1,76	1,60	1,46	1,74	1,65

Fuente: Elaboración propia, sobre la base del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censo demográfico de 2010; información del Sistema de Información de Nacidos Vivos (SINASC) y del registro civil.

Nota: Los ajustes del registro civil y del SINASC se basan en el período de referencia del censo y en el ajuste de búsqueda proactiva (RIPSA 2013) del período de 2010.

En cuanto a las estimaciones indirectas, el método P/F presentó TGF sistemáticamente superiores a los métodos de Arriaga y de supervivencia inversa: la mayor diferencia fue de 0,38 con el de Arriaga y de 0,42 con el método de supervivencia inversa. Entre los métodos de Arriaga y de supervivencia inversa, la mayor diferencia en las TGF es de 0,22 en el estado de Roraima. El amplio rango de resultados entre las estimaciones resultantes de los diferentes métodos refuerza la conclusión principal de este documento de que los supuestos de los métodos deberían revisarse cuidadosamente antes de ser aplicados a la hora de estimar las TGF a escala estatal o nacional. Además, es importante considerar el papel que pueden tener los flujos migratorios interestatales en las estimaciones. Las investigaciones futuras deberían estudiar las estimaciones a escala estatal analizando más a fondo los posibles efectos de los flujos migratorios internos en la TGF, el papel del subregistro censal en las estimaciones de la fecundidad, y la sensibilidad de los métodos indirectos en función de las características del descenso de la fecundidad en los diferentes estados.

Conclusión

El P/F de Brass ha sido el método utilizado tradicionalmente en el Brasil para ajustar la TGF de los censos de población de 1940 a 2010 (IBGE, 2002 y 2012). El uso del método P/F de Brass en el contexto del descenso de la fecundidad estaba justificado cuando el descenso de la fecundidad en el Brasil se debía principalmente a la disminución de la fecundidad en las edades más avanzadas (Carvalho, 1985), lo que no afectaba significativamente a las tasas de fecundidad en el grupo de edad de 15 a 24 años en el que se basa el ajuste P_2/F_2 . Sin embargo, en los últimos años, la fecundidad brasileña no solo ha alcanzado un nivel inferior al del reemplazo, sino que el Brasil está empezando a experimentar un aplazamiento de la fecundidad que pospone la maternidad a edades más avanzadas. En la década de 2000, se produjo un importante descenso de la fecundidad en las edades comprendidas entre los 15 y los 24 años en el Brasil, con su correspondiente aumento de la ausencia de hijos a esas edades. Además de la importancia sustancial de este comienzo de la transición de aplazamiento (Kohler, Billari y Ortega, 2002), el cambio resultante en el patrón de edad de la fecundidad temprana suponía el incumplimiento de los supuestos en los que se basa el ajuste P/F. Por tanto, en el contexto actual de baja fecundidad del Brasil, es posible que el método P/F distorsione significativamente la estimación de la TGF publicada en el censo de 2010 y dé como resultado un sesgo al alza.

Utilizando varias estimaciones, mediante métodos demográficos indirectos y ajustando el subregistro de nacimientos en los datos del CRVS, hemos comparado diferentes estimaciones para el período de referencia del censo de 2010. Hemos estimado una TGF de 1,78 hijos por mujer con los datos del registro civil y del SINASC ajustados al subregistro mediante una pregunta del universo censal de 2010, y una TGF de 1,80 utilizando el ajuste de búsqueda proactiva para el SINASC. Además, al utilizar los datos del censo, el método de los hijos propios, el método de la supervivencia inversa y el método de Arriaga dieron

lugar a TGF que oscilaban entre 1,73 y 1,78: más similares a las estimaciones ajustadas del registro civil y del SINASC. Las similitudes en las TGF obtenidas mediante las diferentes fuentes aumentaron nuestra convicción de que la TGF de 1,90 hijos por mujer publicada por el IBGE (2012) sobrestimaba significativamente la TGF del país. Nuestros análisis sugieren que, teniendo en cuenta las características del descenso de la fecundidad en la última década, se debería evaluar cuidadosamente el volver a usar el método P/F para las estimaciones nacionales de la TGF con vistas a la publicación de los resultados del próximo censo. La División de Población de las Naciones Unidas, en sus *Perspectivas de la Población Mundial* de 2015, ya utilizó una estimación de la TGF que estaba por debajo de la estimación oficial de la TGF del Brasil (1,86 en 2010 comparado con 1,90 del IBGE en 2012 y 1,87 del IBGE en 2013) y, basándose en el debate de los resultados preliminares de este documento y otros análisis, revisó la estimación de la TGF de 2010 a la baja (a 1,82) en la versión de 2017, lo que resultó en una revisión a la baja de los niveles proyectados de la TGF³.

Las TGF estatales presentaron un amplio rango de valores dependiendo de las diferentes estimaciones y fuentes de datos, lo que refuerza la conclusión de que es necesario evaluar cuidadosamente los supuestos a la hora de estimar las tasas y corregir los datos, especialmente en un contexto de bajas tasas de fecundidad. Lo interesante es que aproximadamente el 70% de los estados presentó una diferencia inferior a 0,03 entre la TGF del SINASC y la del registro civil al utilizar el ajuste de la pregunta del censo. Aun así, es necesario investigar más a fondo para disponer de estimaciones coherentes de la TGF a escala estatal. Es importante seguir estudiando la sensibilidad de las estimaciones en lo relativo a los diferentes niveles de cobertura censal, niveles de fecundidad y tasas de disminución en los diferentes grupos de edad, así como a la migración interestatal.

En general, cuando los países que utilizan el ajuste P/F de Brass se encuentren en un proceso de descenso de la fecundidad en edades tempranas, recomendamos que el uso de este método a la hora de publicar las estimaciones de las encuestas se evalúe cuidadosamente en función de las características del descenso de la fecundidad y de los grupos de edad considerados en el método. Es posible que, debido a sus similitudes con el descenso de la fecundidad en Brasil, otros países latinoamericanos que utilizan el ajuste P/F de Brass estén experimentando una sobreestimación de la fecundidad al aplicar el método P/F de Brass para estimar su TGF a partir de encuestas, por lo que se sugiere una reevaluación del método. Entre los métodos indirectos analizados en este trabajo, los métodos de hijos propios, de Arriaga y de supervivencia inversa no presuponen una fecundidad constante y permiten tasas de descenso diferenciadas entre los grupos de edad. En el Brasil, la pregunta del censo sobre el tipo de certificado de nacimiento que tienen los niños de 10 años o menos, formulada en el universo censal, presentó resultados coherentes, por lo que podría ser una pregunta útil que considerar para ajustar los datos del CRVS en otros países.

En general, a medida que los países de renta media pasan a tener niveles de fecundidad bajos, es importante replantearse y debatir las mediciones utilizadas tradicionalmente para

³ Las estimaciones para 2010 de *Perspectivas de la Población Mundial de las Naciones Unidas* se obtienen promediando los valores de la TGF de 2005-2010 y 2010-2015.

ajustar las TGF obtenidas a partir de encuestas, y se recomienda una evaluación cuidadosa de los supuestos de los métodos. Además, consideramos que es importante estudiar más a fondo las causas del subregistro de nacimientos y, en general, de la estimación a la baja de la población. El perfil socioeconómico de los países y la formulación de las preguntas han cambiado significativamente desde que se documentaron los errores de memoria y de período de referencia (Brass y otros, 1968), y es necesario ahondar más en este debate.

Bibliografía

- Abbasi-Shavazi, M.J. y otros (2009), “Family change and continuity in Iran: Birth control use before first pregnancy”, *Journal of Marriage and Family*, vol. 71, N° 5.
- Almeida, M. F., G. P., Alencar y D. Schoeps (2009), “Sistema de Informações sobre nascidos Vivos – Sinasc: uma avaliação de sua trajetória”, *A experiência brasileira em sistemas de informação em saúde*, vol. 1, Brasília, Ministerio de Salud.
- Arriaga, E. (1983), “Estimating fertility from data on children ever born by age of mother”, *International Research Document*, N° 11, Washington, D.C., Oficina del Censo de los Estados Unidos.
- BEMFAM (Sociedad Civil de Bienestar Familiar en el Brasil) (1997), *Brasil: Pesquisa Nacional Sobre Demografia e Saúde 1996*, Calverton, Maryland [en línea] <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR77/FR77.pdf>.
- 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.
- Bhrolchain, M. N. (1992), “Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility”, *Population and Development Review*, vol. 18, N° 4.
- Bongaarts, J. y G. Feeney (1998), “On the quantum and tempo of fertility”, *Population and Development Review*, vol. 24, N° 2.
- Borges, G. M. y L. O. Silva (2015), “Fontes de dados de fecundidade no Brasil: características, vantagens e limitações”, *Mudança demográfica no Brasil no início do século XXI: Subsídios para as projeções da população* L. R., Ervatti, G. M. Borges y A. P. Jardim, (eds.), Río de Janeiro, Instituto Brasileiro de Geografia y Estatística (IBGE).
- Brass, W. (1996), “Demographic data analysis in less developed countries: 1946–1996”, *Population Studies*, vol. 50, N° 3.
- Brass, W. y otros (1968), *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press.
- Carvalho, J.A. M. de (1985), “Aplicabilidade da Técnica de Brass a fecundidade declinante ou a uma população aberta”, *Working paper CEDEPLAR*, Belo Horizonte.
- Carvalho, J.A. M., G. Q. Gonçalves y L. G. de Castro e Silva (2016), “Aplicação da técnica P/F de Brass em um contexto de rápida queda da fecundidade adolescente: o caso brasileiro na primeira década do século”, *Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Foz de Iguaçu.
- Cavenaghi, S. M. y J. E. D. Alves (2016), “Qualidade das informações sobre fecundidade no Censo Demográfico de 2010”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 33, N° 1.
- Esteve, A. y otros (2013), “The ‘Second Demographic Transition’ features in Latin America: the 2010 update”, Barcelona, Centro de Estudios Demográficos [en línea] http://www.vub.ac.be/SOCO/ron/LatAm_SDT_update.doc.
- Goldstein, J. R., T. Sobotka y A. Jasilioniene (2009), “The end of “Lowest-Low” fertility?”, *Population and Development Review*, vol. 35, N° 4.

- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estatística) (2013), “Projeções da população: Brasil e unidades da federação”, *Série Relatórios Metodológicos*, vol. 40, Río de Janeiro [en línea] ftp://ftp.ibge.gov.br/Projecao_da_Populacao/Projecao_da_Populacao_2013/srm40_projecao_da_populacao.pdf.
- (2012), *Censo demográfico 2010: nupcialidade, fecundidade e migração*, Río de Janeiro.
- (2010), *Censo demográfico 2010: notas metodológicas*, Río de Janeiro.
- (2005), *Projeções de população do Brasil, grandes regiões e unidades de federação, por sexo e idade, para o período 1991-2030*, Río de Janeiro, Research Department (DPE)/Population and Social Indicators Coordination (COPIS).
- (2002), *Censo demográfico 2000: fecundidade e mortalidade infantil: resultados preliminares da amostra*, Río de Janeiro.
- (2000), *Censo demográfico 2000: características gerais da população resultados da amostra*, Río de Janeiro.
- Kohler, H. P. y D. Philipov (2001), “Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula”, *Demography*, vol. 38, N° 1.
- Kohler, H.P., F.C. Billari y J.A. Ortega (2002), “The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s”, *Population Development Review*, vol. 28, N° 4.
- Lima, E. E. C. (2013), “Age-specific fertility rates: estimations based on Brazilian census data” [en línea] <https://www.fertilitydata.org/cgi-bin/country.php?code=bra>.
- Ministerio de Salud del Brasil (2008), *Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: Relatório Final*, Brasília, Centro Brasileiro de Análisis y Planificación (CEBRAP).
- Moultrie, T.A. y R.E. Dorrington (2008), “Sources of error and bias in methods of fertility estimation contingent on the P/F ratio in a time of declining fertility and rising mortality”, *Demographic Research*, vol. 19, N° 46.
- Moultrie, T.A. y otros (2013), *Tools for Demographic Estimation*, París, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP).
- Myrskylä, M., H.P. Kohler y F. Billari (2011), “High development and fertility: fertility at older reproductive ages and gender equality explain the positive link”, *PSC Working Paper Series*, Centro de Estudios de Población, Universidad de Pennsylvania [en línea] http://repository.upenn.edu/psc_working_papers/30.
- Naciones Unidas (2017), *World Population Prospects: The 2017 Revision*, DVD Edition.
- (2014), “Coverage of Birth and Death Registration” [en línea] http://unstats.un.org/unsd/demographic/CRVS/CR_coverage.htm.
- (2004), *Handbook on the Collection of Fertility and Mortality Data* (ST/ESA/STAT/SER.F/92), Nueva York. https://unstats.un.org/unsd/demographic/standmeth/handbooks/Handbook_Fertility_Mortality.pdf.
- (1983), *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*, Population Studies, N° 81, Nueva York.
- Parrado, E. A. (2011), “How high is Hispanic/Mexican fertility in the United States? Immigration and tempo considerations”, *Demography*, vol. 48, N° 3.
- Preston, S. H., P. Heuveline y M. Guillot (2001), *Demography: measuring and modeling population processes*, Malden, Blackwell Publishing.
- Rindfuss, R., M. K. Choe and S. R. Brauner-Otto (2015), “The emergence of two sharply distinct fertility regimes in economically advanced countries”, *The Population Association of America 2015*, San Diego [en línea] <http://paa2015.princeton.edu/uploads/150392>.
- Rios-Neto, E. L. G. y A. Miranda-Ribeiro (2015), “Fertility decline in Brazil: tempo, quantum and parity composition effects”, *The Population Association of America 2015*, San Diego, octubre [en línea] <http://paa2015.princeton.edu/uploads/153778/>.
- RIPSA (Red Interagencial de Información para la Salud) (2013), “Indicadores e dados básicos para a saúde – Brasil 2013 (IDB 2013). Tabela A.17: Cobertura de informação de nascidos vivos” [en línea] <http://tabnetz.datasus.gov.br/cgi/ibd2013/a17c.htm>.

- ___(2008), “Indicadores e Dados Básicos para a Saúde – Brasil 2008 (IDB 2008)” [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2008/f10b.htm>.
- 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.
- Ryder, N. B. (1980), “Components of temporal variations in american fertility”, *Demographic Patterns in Developed Societies*, R. W. Hiorns (ed.), Londres, Taylor & Francis.
- Schmertmann, C.P. y otros (2013), “Bayes plus Brass: Estimating total fertility for many small areas from sparse census data”, *Population Studies*, vol. 67, N° 3.
- Schoen, R. (2004), “Timing effects and the interpretation of period fertility”, *Demography*, vol. 41, N° 4.
- Sobotka, T. (2004), “Is lowest-low fertility in Europe explained by the postponement of childbearing?”, *Population and Development Review*, vol. 30, N° 2.
- Szwarcwald, C. L. y otros (2011), “Busca ativa de óbitos e nascimentos no Nordeste e na Amazônia Legal: Estimación da mortalidade infantil nos municípios brasileiros”, *Saúde Brasil 2010: Uma análise da situação de saúde e de evidências selecionadas de impacto de ações de vigilância em saúde*, Brasília, Ministerio da Salud.
- Zaba, B. (1981), “Use of the Relational Gompertz Model in analysing fertility data collected in retrospective surveys”, Londres, Centro de Estudios de Población, Escuela de Higiene y Medicina Tropical de la Universidad de Londres.

Tendencias en la fecundidad de cohortes: propuesta de innovación en la forma de análisis del método P/F de Brass^{1 2 3}

Guilherme Quaresma⁴

José Alberto M. de Carvalho^{† 5}

Laura L. Rodríguez Wong⁶

Cassio M. Turra⁷

Recibido: 26/01/2022

Aceptado: 18/05/2022

Resumen

Se reinterpreta la serie P/F_p , centrando la atención en el comportamiento de las cohortes, a fin de comparar la fecundidad de diferentes poblaciones y épocas y determinar, a partir de los datos del período, las variaciones que experimentaron las cohortes, exponiendo así el proceso de transición de la fecundidad. Se utilizan datos censales de 1970 y 1980, y

¹ El profesor José Alberto Magno de Carvalho falleció el 27 de octubre de 2020, antes de concluir el presente artículo. Los autores están muy agradecidos por décadas de compañerismo y enseñanza en el área de la demografía. A principios de la década de 1970, fue alumno del profesor William Brass en la Escuela de Economía y Ciencias Políticas de Londres. En el Brasil, nadie ha superado nunca su capacidad para comprender, utilizar y difundir los métodos de Brass.

² Este trabajo se deriva de la tesis del primer autor "Tendências regionais da transição da fecundidade brasileira corrente e de coorte ao longo do século XX", coorientada por los demás autores del trabajo y presentada al Programa de Postgrado en Demografía del Centro de Planificación y Desarrollo Regional (CEDEPLAR) de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG), como requisito parcial para obtener el título de Doctor en Demografía.

³ Este trabajo se realizó con el apoyo de la Coordinación de Perfeccionamiento de Personal de Nivel Superior (CAPES), código de financiamiento 001. Cassio M. Turra y Laura R. Wong agradecen el apoyo recibido del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq). Se agradecen los comentarios de Suzana Cavenaghi, Eduardo L. G. Rios-Neto, Bernardo L. Queiroz y Gabriel M. Borges.

⁴ Doctor en Demografía, CEDEPLAR/UFMG. Científico Especialista en Datos de la Consultora A3Data. Correo electrónico: gui.quaresma89@gmail.com.

⁵ Doctor en Demografía Económica de la Escuela de Economía y Ciencias Políticas de Londres. Profesor Titular Emérito del Departamento de Demografía, CEDEPLAR/UFMG. *In memoriam*.

⁶ Doctora en Demografía de la Escuela de Higiene y Medicina Tropical de Londres. Profesora Titular del Departamento de Demografía, CEDEPLAR/UFMG. Correo electrónico: lwong@cedeplar.ufmg.br.

⁷ Doctor en Demografía de la Universidad de Pennsylvania. Profesor Asociado del Departamento de Demografía, CEDEPLAR/UFMG. Correo electrónico: turra@cedeplar.ufmg.br.

se identifican y analizan las cohortes de entre 1935 y 1970 (Brasil y diez macrorregiones, sectores urbano y rural). La fecundidad de cohorte ya había estado bajando en las macrorregiones de Río de Janeiro, São Paulo y Extremo Sur desde la década de 1930. En las áreas urbanas, la caída se detectó en las de Centro-Oeste, Este, Río de Janeiro, São Paulo, Paraná y Extremo Sur. Un hallazgo importante y ausente en la literatura sobre este inicio de la caída de la fecundidad de cohorte es que se registra tanto en partes de la macrorregión de Nordeste Central —a menudo considerada de fecundidad alta y constante— como en los sectores rurales de las macrorregiones de Río de Janeiro, São Paulo y el Extremo Sur.

Palabras clave: fecundidad, demografía, dinámica de la población, tasa de fecundidad, análisis demográfico, análisis por cohortes, Brasil.

Abstract

The P_i/F_i series is reinterpreted, focusing on the behaviour of the cohorts, in order to compare the fertility of different populations and periods and to determine, from the data for the period, the variations experienced by the cohorts, thus showing the fertility transition process. Census data from 1970 and 1980 are used, and cohorts between 1935 and 1970 (Brazil and ten macro-regions, urban and rural sectors) are identified and analysed. Cohort fertility had already been declining in the macro-regions of Rio de Janeiro, São Paulo and the Far South since the 1930s. In urban areas, falls were found in the Centre-West, East, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná and Far South. One important finding that is absent from the literature on this incipient cohort fertility decline is that it is being recorded in parts of the Central-Northeast macro-region —often considered to have high and constant fertility— and in the rural areas of the macro-regions of Rio de Janeiro, São Paulo and the Far South.

Keywords: fertility, demography, population dynamics, fertility rate, demographic analysis, cohort analysis, Brazil.

Résumé

L'étude de la série P_i/F_i est réinterprétée, en se concentrant sur le comportement des cohortes afin de comparer la fécondité dans différentes populations et à différentes périodes, et de déterminer, à partir des données de la période, les variations subies par les cohortes, révélant ainsi le processus de transition de la fécondité. L'analyse est basée sur les données des recensements de 1970 et 1980, et consiste à identifier et analyser les cohortes entre 1935 et 1970 (Brésil et dix macro-régions, secteurs urbains et ruraux). La fécondité par cohorte était déjà en baisse dans les macro-régions de Rio de Janeiro, São Paulo et de l'Extrême Sud depuis les années 1930. Dans les zones urbaines, la régression a été observée dans le Centre-Ouest, l'Est, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná et l'Extrême-Sud. Un constat important qui fait défaut dans la littérature sur cette amorce de déclin de la fécondité des cohortes est qu'elle se produit à la fois dans certaines parties de la macro-région du Centre-Nord-Est —souvent considérée comme ayant une fécondité élevée et constante— et dans les secteurs ruraux des macro-régions de Rio de Janeiro, São Paulo et de l'Extrême-Sud.

Mots clés: fecondite, demographie, dynamique de la population, taux de fecondite, analyse demographique, analyse par cohorte, Bresil.

Introducción

Para cualquier tipo de análisis es esencial contar con datos de buena calidad, pero estos no siempre están disponibles. Brass desarrolló una técnica para estimar tasas específicas de fecundidad a partir de datos incompletos recogidos en censos o encuestas que fundamentalmente corrige el error del período de referencia en la información sobre la fecundidad corriente (Brass y Coale, 1968). Una de las condiciones para utilizar la técnica es la fecundidad constante. No obstante, incluso aunque haya disminuido la fecundidad, si las tasas específicas de fecundidad de las edades más jóvenes fueron constantes en el lustro anterior a la investigación analizada, o si variaron poco, es posible utilizar la relación P_2/F_2 como estimador del error del período de referencia para obtener un ajuste fiable (Carvalho, Quaresma y Silva, 2018). Además, la serie P_i/F_i puede contener información importante sobre la tendencia de la fecundidad en décadas anteriores a la fecha de la investigación; más concretamente, sobre la disminución de la fecundidad corriente (Brass, 1985; Moultrie, 2013; Quaresma, 2019).

En este trabajo se propone reinterpretar la serie P_i/F_i más allá de la tradicional forma de considerarla como información de período: mediante un ajuste, se facilita la comparación de las series en el tiempo y en poblaciones con diferentes errores de período de referencia. Con este propósito, utilizamos datos de los censos demográficos del Brasil de 1970 y 1980 a fin de rastrear y analizar la tendencia de la fecundidad de cohorte entre 1935 y 1970 a partir de datos del período⁸. A partir de las series P_i/F_i , analizamos el diferencial regional e intrarregional de la tendencia de la fecundidad, incorporando las zonas urbana y rural. Al privilegiar el enfoque longitudinal, la contribución de este trabajo es que permite el análisis del comportamiento por cohortes, lo que proporciona una visión general de la transición de la fecundidad no considerada antes. El artículo contiene insumos adicionales para un análisis sustantivo de esta transición, ya que permite determinar con relativa precisión cuándo se ha observado la transición de la fecundidad en poblaciones específicas. A pesar de la naturaleza eminentemente metodológica de este artículo, se intentan ofrecer elementos para sostener nuevas discusiones sobre los diferenciales de fecundidad intrarregionales en el Brasil, con el fin de identificar mejor el inicio de la transición de la fecundidad y sus determinantes.

En términos generales, la transición de la fecundidad en el continente latinoamericano, proceso en que el Brasil fue uno de los países pioneros, comenzó en los sectores urbanos, más precisamente en los grandes conglomerados metropolitanos, a raíz de los cambios en las condiciones de vida y la diferenciación de los sistemas de valores sociales y culturales respecto de los modelos tradicionales (CEPAL, 2004; pág. 6). En el caso brasileño, también se han señalado como determinantes de la baja de la fecundidad las políticas gubernamentales de crédito personal, el amplio acceso a los medios de comunicación y el acceso a la educación básica (Faria, 1989; Merrick y Berquó, 1983). En general, estos estudios están en consonancia con lo que Carvalho, Tarso y Sawyer (1981) demostraron sobre el papel de la intensificación de la proletarianización y del deterioro de las condiciones de vida en los niveles de fecundidad

⁸ El censo de 1970 fue el primero que permitió aplicar la técnica P/F de Brass, ya que incorporó al cuestionario de la muestra información sobre el número de niños nacidos vivos en los 12 meses anteriores a la fecha de referencia.

de los sectores más pobres de la población. Según estos autores, los indicios de la baja de la fecundidad en el país ya se advertían desde la década de 1930.

Como se tratará más adelante, una serie creciente de P_i/F_i por edad puede considerarse indicio de un descenso de la fecundidad acumulada de las cohortes. En ausencia de una reconstitución completa de las tasas de fecundidad totales según las condiciones urbana y rural, esta sería una manera robusta de analizar los diferenciales intrarregionales y cómo han cambiado a lo largo del tiempo.

Según las conclusiones de este artículo, se advierte que en algunas cohortes que estaban iniciando su período reproductivo la transición de la fecundidad comenzó ya en la década de 1930. No se puede detectar el mismo patrón mediante análisis transversales porque se basan en cohortes hipotéticas (es decir, datos de períodos), que combinan la experiencia de diferentes cohortes en un contexto aún incipiente de cambios en los niveles de fecundidad. Sin duda, las variaciones observadas por las cohortes responden a cambios en los determinantes históricos y sociales.

A. Metodología y datos

1. Serie P_i/F_i^* : un enfoque de cohorte

La técnica P/F de Brass, como es conocida, se utiliza para estimar niveles de fecundidad a partir de información retrospectiva. Dos tipos de información relativa a las mujeres en edad reproductiva (15 a 49 años) son esenciales para la aplicación de la técnica: el número de niños nacidos vivos en los últimos 12 meses (fecundidad corriente) y el número total de nacidos vivos que han tenido las mujeres a lo largo de su ciclo de vida (fecundidad retrospectiva) o paridez (Brass y Coale, 1968), ambos desagregados por grupos etarios en intervalos de cinco años (i). Si la fecundidad es constante, se espera que el cociente P_i/F_i sea descendente, debido al error de memoria del numerador de la razón (Brass y Coale, 1968).

Cuando la fecundidad no es constante, la serie P_i/F_i generada por la técnica P/F de Brass, aunque se refiera a la información recopilada en una sola encuesta, puede revelar mucho sobre el comportamiento de la fecundidad en las décadas anteriores a la investigación (Moultrie, 2013; Quaresma, 2019). Aceptados los dos supuestos (errores crecientes por falta de paridez declarada y errores proporcionalmente constantes en la fecundidad corriente declarada), la serie debería ir disminuyendo, por edad, en un contexto de fecundidad corriente constante durante las cuatro décadas anteriores al censo, independientemente de su nivel. Esta fue la situación más común que encontró Brass en sus estudios sobre África (Brass, 1953 y 1954; Olusanya, 1969)⁹. A medida que comienza un proceso de disminución de la fecundidad, la serie por edad será menos decreciente al principio, y tenderá a volverse

⁹ Véase también la aplicación del método P/F de Brass en Guinea, Senegal (Fouta Touro Valley) y Uganda en Brass y Coale (1968, pág. 97).

constante o creciente después de tres o cuatro décadas de descenso sostenido. Esta inversión de la serie ocurre porque el error por defecto en el numerador (P_i) tiende a ser compensado por el error por defecto en el denominador (F_i). De hecho, este error por defecto en el denominador no se refiere a un problema en los datos de fecundidad corriente, sino a que la fecundidad corriente de las mujeres más jóvenes se toma como la experiencia pasada de las mujeres actualmente mayores. Cuando no se cumple la condición de fecundidad constante, el análisis de la serie P_i/F_i —como lo expresa el propio Brass (1985)— proporciona pistas importantes sobre la evolución de la fecundidad en las décadas previas al censo. Si la tendencia de la serie es creciente, tenemos:

$$\frac{P_i}{F_i} < \frac{P_{i+1}}{F_{i+1}} < \frac{P_{i+2}}{F_{i+2}} < \dots < \frac{P_{i+6}}{F_{i+6}}$$

Por lo tanto, podemos reescribir la ecuación como:

$$\frac{P_i}{F_i} < \frac{P_{i+1}}{5 * f_i + k_{i+1} * f_{i+1}} < \dots < \frac{P_{i+2}}{5 * (f // i + f_{i+1}) + k_{i+2} * f_{i+2}} < \dots < \frac{P_{i+6}}{5 * (f // i + f_{i+1} + f_{i+2} + f_{i+3} + f_{i+4} + f_{i+5}) + k_{i+6} * f_{i+6}}$$

Tomando como ejemplo los dos grupos de mayor edad, vale la pena mencionar dos puntos con respecto a esta última ecuación: i) el error de memoria de P_{i+6} es mayor que el error de memoria de P_{i+5} , ya que el error de memoria aumenta con la edad (Brass, 1985; Brass y Coale, 1968), y ii) la tasa específica de fecundidad de las mujeres de 40 a 44 años (f_{i+5}) y de 45 a 49 años (f_{i+6}) es baja, incluso en un escenario de cambio en el patrón de edad de la fecundidad caracterizado por un aumento de la edad media de esta.

En cuanto al error de memoria mencionado anteriormente, se puede decir que la serie solo será constante o creciente si la caída de la fecundidad es lo suficientemente pronunciada y sostenida como para compensar el error de memoria presente en el numerador de la serie P_i/F_i . No obstante, si P_{i+6}/F_{i+6} es mayor que P_{i+5}/F_{i+5} , al ser el error de memoria en P_{i+6} mayor que en P_{i+5} , podemos afirmar que la caída de la fecundidad que afecta al denominador de P_{i+6}/F_{i+6} es mayor que la de P_{i+5}/F_{i+5} y suficientemente pronunciada para generar la inflexión en la tendencia esperada (declive de la serie P_i/F_i por edad) en un escenario de pretransición de la fecundidad.

A su vez, con respecto al punto ii) antes mencionado, al ser baja la fecundidad en los grupos de mayor edad, cabe preguntarse en qué casos un descenso iniciado en un momento t podría revertir la tendencia de forma que P_{i+6}/F_{i+6} se volviera mayor que P_{i+5}/F_{i+5} . Para responder a esta pregunta, podemos comparar, una vez más, las razones:

$$\frac{P_{i+5}}{5 * (f // i + f_{i+1} + f_{i+2} + f_{i+3} + f_{i+4}) + k_{i+5} * f_{i+5}} < \frac{P_{i+6}}{5 * (f // i + f_{i+1} + f_{i+2} + f_{i+3} + f_{i+4} + f_{i+5}) + k_{i+6} * f_{i+6}}$$

Si la fecundidad venía siendo constante, el error de P_{i+6}/F_{i+6} radica en el valor de f_{i+5} , tomado como experiencia previa de las mujeres de 45 a 49 años cuando tenían entre 40 y 44 años. Un lector atento diría que tendríamos $P_{i+6}/F_{i+6} > P_{i+5}/F_{i+5}$ solo si el error por defecto en el denominador, consecuencia de la disminución de la fecundidad, compensara con creces el error de memoria presente en el numerador. Dado que el valor de f_{i+5} es bajo, para que tengamos la relación $P_{i+6}/F_{i+6} > P_{i+5}/F_{i+5}$ sería necesario que la fecundidad de las cohortes más jóvenes ya llevara algún tiempo disminuyendo lentamente, lo que compensaría el hecho de que el error de memoria en P_{i+6} sea mayor que en P_{i+5} ¹⁰.

2. Ajuste de la serie P_i/F_i^*

La presencia del error del período de referencia en F_i , que se supone constante, no es óbice para interpretar la serie P_i/F_i . Sin embargo, si los errores del período de referencia varían de una población a otra, se dificultan los análisis comparativos entre las series, ya sean de la misma población, referidos a fechas diferentes, o de poblaciones diferentes, como por ejemplo, entre áreas urbanas y rurales. Por lo tanto, para facilitar los análisis comparativos, se propone que, en lugar de la serie P_i/F_i tradicional, se utilice la serie P_i/F_i^* , donde:

$$F_i = \frac{F_i * P_2}{F_2}$$

Así, la fecundidad corriente declarada en una determinada población se corrige por el error del período de referencia estimado para esa misma población. Si se aceptan los supuestos de la técnica P/F de Brass, mediante este procedimiento las distintas series P_i/F_i^* se vuelven directamente comparables por edades tanto en nivel como en tendencia, a partir de una referencia igual a uno ($P_2/F_2^* = 1$, para las mujeres de entre 20 y 24 años¹¹).

3. Supuestos del método

A continuación se analiza el significado de la serie P_i/F_i^* , recordando que F_i^* es la fecundidad corriente acumulada en la mitad del intervalo quinquenal de edad, corregida por el error del período de referencia. Corresponde a la paridez promedio del grupo etario i si, durante su vida reproductiva, las mujeres de esta cohorte hubieran experimentado las tasas específicas de fecundidad observadas en los 12 meses anteriores a la fecha de referencia de la encuesta. Si es cierto para toda la función F_i^* , esto denota una fecundidad constante durante los últimos 32,5 años. En este caso, si se cumplen las condiciones de no selectividad en cuanto a la fecundidad de las mujeres sobrevivientes y migrantes, el cociente P_i/F_i^* será igual a 1,0 en todos los grupos etarios, siempre que la información sobre P_i sea correcta. Se sabe que en los grupos etarios a

¹⁰ Véase la demostración matemática en el anexo A1.

¹¹ El hecho de privilegiar la información sobre la fecundidad de mujeres de 20 a 24 años como referencia inicial se justifica por la trayectoria errática que puede tener la tendencia en mujeres más jóvenes. Esto se aplica principalmente al comportamiento de la fecundidad adolescente en un buen número de países de América Latina (véase la nota explicativa sobre la justificación de este procedimiento en el anexo A2).

partir de los 30 años se registra un error creciente en P_i por defecto (error de memoria), por lo que, en una situación de fecundidad constante, la serie P_i/F_i^* se muestra decreciente.

Una vez iniciado el proceso de transición de la fecundidad, caracterizado por una disminución sostenida, F_i^* se distancia de la experiencia previa de la cohorte i , ya que las tasas específicas de fecundidad observadas en el período serán inferiores a las experimentadas por las mujeres de esta cohorte a lo largo del período reproductivo, hasta el momento de la investigación. Como indicador de la fecundidad acumulada de la cohorte i , el error por defecto en F_i^* será mayor cuanto mayor sea la edad de la mujer, dentro del período reproductivo, y cuanto más rápida sea la tasa de descenso de la fecundidad.

En la fase inicial de disminución de la fecundidad, la serie P_i/F_i^* será menos decreciente que antes, cuando la fecundidad era constante. Esto ocurrirá porque el error por defecto en F_i^* , provocado por la diferencia entre las tasas específicas de fecundidad observadas en el período y las experimentadas por las mujeres mayores de 30 años en el pasado, acercará F_i^* a P_i , provocando que el resultado de la distribución del cociente P_i/F_i^* sea menos decreciente que en períodos de fecundidad constante. A menos que se conozca la serie P_i/F_i^* cuando la fecundidad aún era constante, no hay manera de inferir el comportamiento reciente de la fecundidad a partir de una serie decreciente, ya que puede ser compatible con un contexto de fecundidad constante, de fecundidad decreciente (al inicio del proceso) o de fecundidad creciente.

Por su parte, una serie P_i/F_i^* constante o creciente por edad solo se da en un contexto de fecundidad corriente decreciente, transcurrido un tiempo desde el inicio de la transición, de tal forma que los errores por defecto en F_i^* igualan o superan los errores proporcionales en P_i (también por defecto) debidos al error de memoria.

Es decir, en una serie P_i/F_i^* constante o creciente, se puede afirmar que la cohorte de cada grupo etario estuvo sometida, hasta el punto medio del grupo etario anterior, a una función de fecundidad de nivel superior a la cohorte inmediatamente anterior. Cada una de las cohortes compuestas por las mujeres en edad reproductiva sigue una función de fecundidad de menor nivel que la cohorte inmediatamente posterior, por lo que se capta una caída de la fecundidad en el período. En este análisis, el nivel de la función de cohorte se entiende como la fecundidad acumulada de la cohorte, es decir, la paridez, hasta el punto medio del intervalo de edad de la cohorte en cuestión.

Por tanto, se entiende que la tendencia trazada se refiere al comportamiento acumulado de las cohortes. Esto no quiere decir que a determinadas edades la cohorte más joven no haya podido experimentar, por razones coyunturales, una mayor fecundidad, o viceversa. Obviamente, nada se puede decir sobre el segmento de la función de fecundidad que debe seguir la cohorte dentro del período reproductivo. Moultrie (2013) realiza un análisis similar. A partir del historial de nacimientos de la Encuesta Demográfica y de Salud (EDS), reconstruye las tasas específicas de fecundidad de las cohortes, traslada estas estimaciones al período y las compara (Moultrie, 2013). La interpretación aquí propuesta es más simple que la de dicho autor y no requiere del historial de nacimientos de las mujeres. En el cuadro 1 se presenta un esquema de los posibles resultados e interpretaciones de la serie P_i/F_i^* analizados hasta ahora.

Cuadro 1

Inferencia sobre la tendencia de la fecundidad según el perfil de edad de la serie P_i/F_i^*

Escenario	Conclusiones
Creciente	Caída de la fecundidad de las diversas cohortes
Constante ^a	Caída más lenta o más reciente de la fecundidad de las diversas cohortes
Decreciente	Compatible, en principio, con el aumento, caída reciente o constancia de la fecundidad de las cohortes

Fuente: Elaboración propia.

^a Particularmente en este escenario, no hay razón para creer que no habría error de memoria en la declaración de paridez.

En estos escenarios, ¿qué se puede decir de la evolución de la fecundidad corriente? Las mujeres del grupo etario de mayor edad, de 45 a 49 años, entraron en su período reproductivo, en promedio, 32,5 años antes de la fecha de referencia de la encuesta. Si en el año inicial todas las demás cohortes de mayor edad ya estuvieran experimentando funciones de fecundidad de cohorte en un nivel igual o inferior al de las cohortes de mayor edad dentro del período reproductivo, la fecundidad corriente de esta población ya estaría en proceso de descenso, desde hace al menos 32,5 años. Al analizar la transición de la fecundidad, generalmente se parte del supuesto de que su caída sostenida partió de un contexto estable de fecundidad constante (período pretransicional). Aceptado este supuesto, si la serie es constante o decreciente, al inferir sobre el comportamiento de la evolución de la fecundidad a través de la serie P_i/F_i^* se puede afirmar, con bastante certeza, que la fecundidad corriente ha ido decreciendo durante, al menos, tres décadas antes de la fecha de referencia de la encuesta. Si la serie P_i/F_i^* , en sus inicios creciente, comienza a declinar después de un cierto grupo etario, se puede decir que la fecundidad corriente ha ido disminuyendo durante al menos $i - 15$ años, siendo i el punto medio del último grupo etario de las mujeres para quienes la serie P_i/F_i^* es creciente. Cuando se afirma que a través de la serie P_i/F_i^* se pueden sacar conclusiones sobre la evolución de la fecundidad corriente y que la serie P_i/F_i^* constante o decreciente indica un descenso sostenido de la fecundidad corriente durante las últimas tres décadas y media, no se puede descartar la posibilidad de una recuperación temporal de los niveles de fecundidad corriente. Esta recuperación coyuntural probablemente no estará señalada por la paridez, que es una variable de existencia.

4. Datos

En la siguiente sección se presentan los resultados del ejercicio aplicado a los datos de los censos demográficos del Brasil de 1970 y 1980. Para ello se utilizaron microdatos puestos a disposición por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). El procesamiento se realizó en lenguaje R. Los análisis aquí realizados se limitaron a los censos demográficos de 1970 y 1980 por dos razones: i) el censo demográfico de 1970 fue el primero en incluir la pregunta sobre los niños nacidos vivos en los anteriores 12 meses, necesaria para la aplicación de la técnica P/F de Brass, y ii) los censos demográficos posteriores a 1980 señalaban una caída en prácticamente todos los estados del Brasil, con series P_i/F_i crecientes. Por lo tanto, por economía, se decidió presentar las tendencias estimadas solo a partir de los datos de 1970 y 1980. El objetivo era identificar posibles momentos del inicio de la caída de la fecundidad de

cohorte en las diferentes macrorregiones del Brasil, de ahí que no se hayan utilizado censos que abarquen períodos en los que se sabe que ya había comenzado la transición.

Para captar mejor la heterogeneidad de la transición de la fecundidad regional en el Brasil, el territorio se dividió en diez macrorregiones. Los estados del norte, con la excepción de Tocantins, se agruparon en una sola macrorregión (Amazonia). El nordeste se dividió en tres (Nordeste Septentrional, Nordeste Central y Nordeste Meridional); el sur, en dos (Paraná y Extremo Sur) y el sudeste en tres (São Paulo, Río de Janeiro y Este). Los estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Distrito Federal y Tocantins se agruparon en la macrorregión de Centro-Oeste¹².

Mapa 1
División del Brasil en diez macrorregiones^a



Fuente: Elaboración propia.

^a Los estados o unidades federativas que componen cada macrorregión son:

1. Amazonia: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará y Amapá.
2. Nordeste Septentrional: Maranhão y Piauí.
3. Nordeste Central: Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco y Alagoas.
4. Nordeste Meridional: Bahia y Sergipe.
5. Este: Minas Gerais y Espírito Santo.
6. Río de Janeiro: Guanabara y Río de Janeiro.
7. São Paulo: São Paulo.
8. Paraná: Paraná.
9. Extremo Sur: Santa Catarina y Rio Grande do Sul.
10. Centro-Oeste: Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Distrito Federal y Tocantins.

En la siguiente sección se presentan los resultados para el promedio del país y las diez macrorregiones mencionadas. También se analizan las áreas urbana y rural, por separado, ya que la transición de la fecundidad comienza en las áreas urbanas de dichas macrorregiones (Notestein, 1945 y 1953).

¹² Esta regionalización fue utilizada por el IBGE en la publicación de los datos preliminares del censo de 1970. Dada la tabulación de los datos disponibles entre 1940 y 1960, Tocantins se mantuvo en el Centro-Oeste de 1970 a 2010.

B. Resultados

En los gráficos 1 a 4 figuran las series P_i/F_i^* para el Brasil en su conjunto y para las poblaciones rural y urbana, calculadas a partir de los censos demográficos de 1970 y 1980, así como los datos de sus diez macrorregiones. No se consideró P_1/F_1 , ya que constituye una estimación limitada, como se explica en el anexo A2. Es importante aclarar que las tasas específicas de fecundidad corriente declarada (f_i^*) fueron acumuladas en el denominador, corregidas por el error del período de referencia estimado (P_2/F_2). El ajuste, como ya se mencionó, permite comparar las series P_i/F_i^* entre sí, aunque se refieran a diferentes períodos o poblaciones, lo que facilita significativamente los análisis comparativos al eliminar las distorsiones causadas por errores diferenciados de período de referencia en la fecundidad corriente declarada.

De este ejercicio surgen tres patrones que reflejan el diferencial en la evolución de la fecundidad en el país. Estos son: variaciones temporales en medidas nacionales, en medidas regionales y por condición del hogar. Los resultados se muestran en los gráficos 1 a 4.

1. Series P_i/F_i^* promedio nacionales

Para el Brasil en su conjunto, la serie P_i/F_i^* de 1970 entre las edades de 25 y 49 años es ligeramente decreciente, lo que impide descartar la hipótesis de que la fecundidad de cohorte podría estar disminuyendo en el país desde fines de la década de 1940, de manera que no se pueden sacar conclusiones más específicas a partir de este perfil (véase el gráfico 1). Del segundo grupo etario (20 a 24 años) al tercero (25 a 29 años) se observa un aumento, lo que sugiere que la fecundidad ha ido disminuyendo al menos desde el segundo lustro de la década de 1950. La serie P_i/F_i^* de 1980 confirma lo señalado por la serie de 1970: la fecundidad de cohorte ya estaba en declive a principios de la década de 1950. Sin embargo, la serie aumenta según la edad, lo que permite concluir que el promedio nacional de la fecundidad ya estaba cayendo desde fines de la década de 1940. Cabe señalar que el crecimiento de la serie de 1970 entre P_2/F_2^* y P_3/F_3^* se repite en la de 1980 entre P_4/F_4^* y P_6/F_6^* .

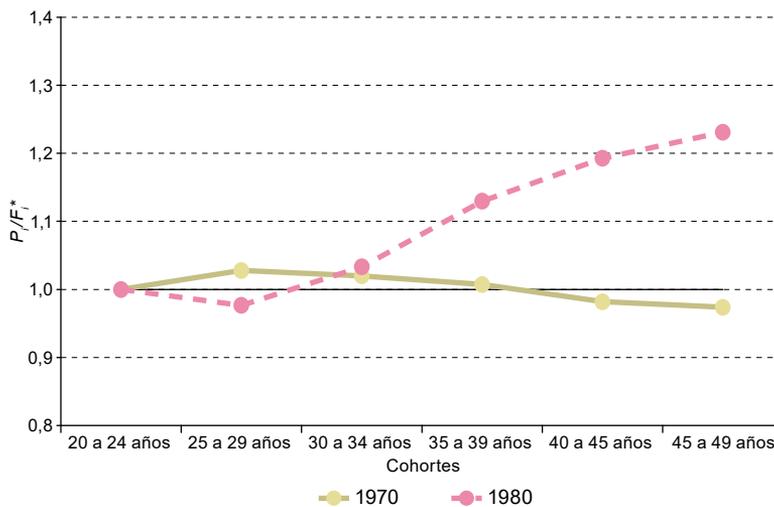
2. Series P_i/F_i^* regionales

Una de las principales características del Brasil es su enorme heterogeneidad, que también está presente en su dinámica demográfica. Por lo tanto, además del carácter selectivo regional del inicio de la transición, los niveles y tendencias de la fecundidad también variaron en el espacio. En el gráfico 2 se presenta la serie P_i/F_i^* para las diez macrorregiones previamente definidas.

De la serie P_i/F_i^* estimada con datos de 1970 no se puede hacer inferencia alguna para la Amazonia, ya que la serie es decreciente. Tampoco se puede decir mucho sobre las poblaciones de las macrorregiones de Nordeste Septentrional y Nordeste Meridional. Por otro lado, llama la atención la tendencia de la serie en el Nordeste Central, que es prácticamente constante entre las edades de 20 a 24 y de 35 a 39 años, lo que indicaría

que la fecundidad de cohorte ha estado disminuyendo lentamente en la macrorregión al menos desde fines de la década de 1940. En las tendencias del Centro-Sur se advierte una variación entre las cuatro macrorregiones. Mientras la serie del Centro-Oeste es ligeramente decreciente, las del Este y Paraná son prácticamente constantes, cercanas a 1,0. La serie referente al Extremo Sur es la que más sobresale de las cuatro. Hay indicios bastante claros de que la fecundidad lleva disminuyendo en la macrorregión al menos desde fines de la década de 1930. Finalmente, las tendencias en Río de Janeiro y São Paulo son muy similares a las del Extremo Sur, incluso con valores superiores a 1, lo que permite concluir que en estas dos macrorregiones también se ha estado produciendo un descenso de la fecundidad de cohorte desde el segundo lustro de la década de 1930.

Gráfico 1
Brasil: series P_i/F_i^* de Brass (cohortes 20-24 a 40-49 años), población total, 1970 y 1980



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censos demográficos del Brasil, 1970 y 1980.

Nota: F_i^* se ajustó por el error del período de referencia estimado en cada censo para permitir la comparación.

El censo demográfico de 1980 trae una nueva perspectiva para las macrorregiones de la Amazonia y el Nordeste Septentrional. Sus respectivas series son prácticamente constantes, lo que permite concluir que la fecundidad de cohorte ha estado disminuyendo lentamente desde fines de la década de 1940, al igual que en el Nordeste Meridional. En el Nordeste Central, la serie aumenta a partir de la edad de 30 a 34 años, lo que refuerza los patrones señalados con los datos censales de 1970. En esta macrorregión, o bien la fecundidad comenzó a declinar antes que en otras regiones del Norte-Nordeste del país, o bien el descenso en la macrorregión fue más acelerado. La primera opción es la más plausible, considerando los datos de 1970.

Gráfico 2
Brasil: series P_i/F_i^* de Brass (cohortes 20-24 a 40-49 años), población total, por macrorregiones, 1970 y 1980

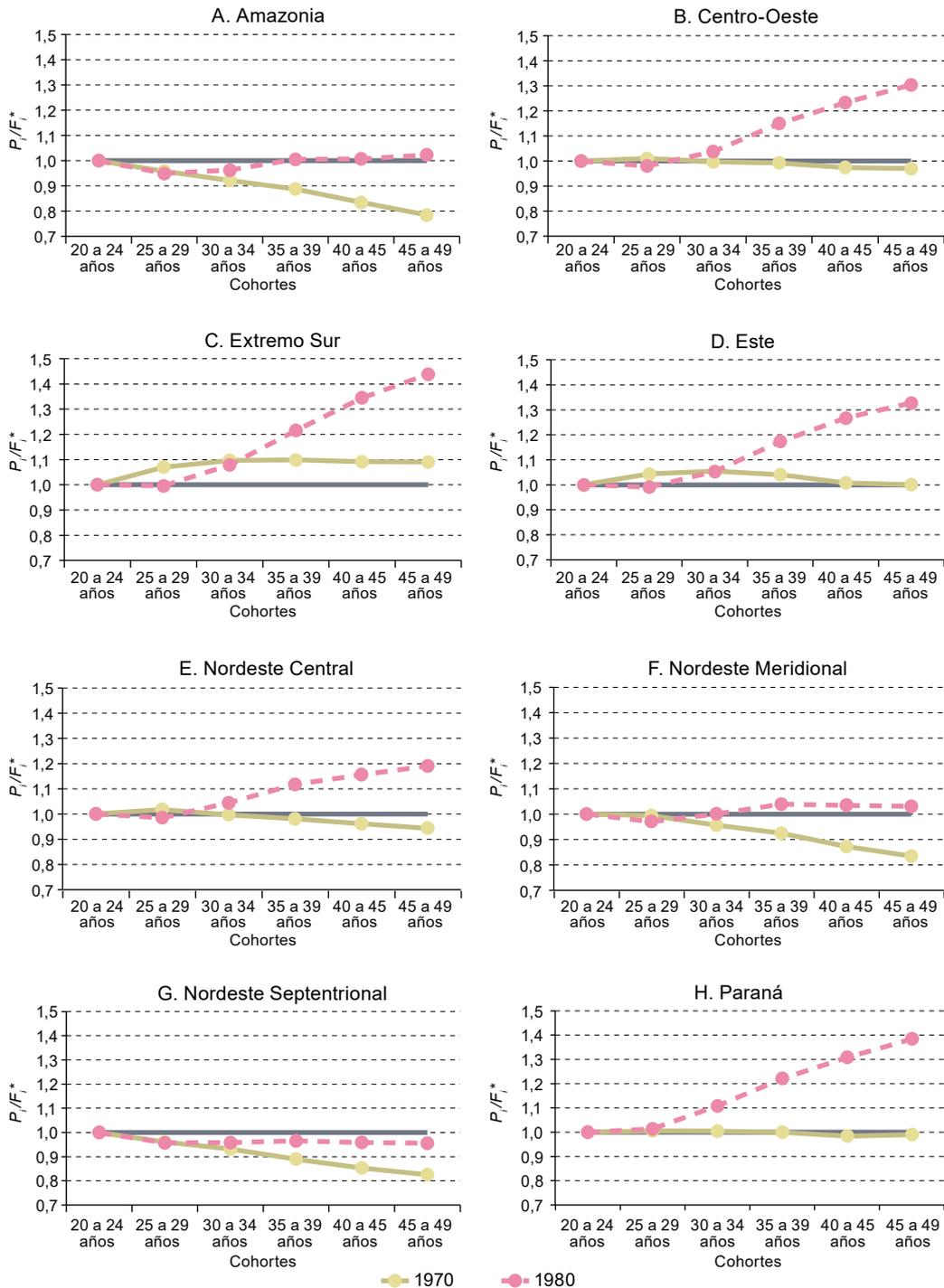
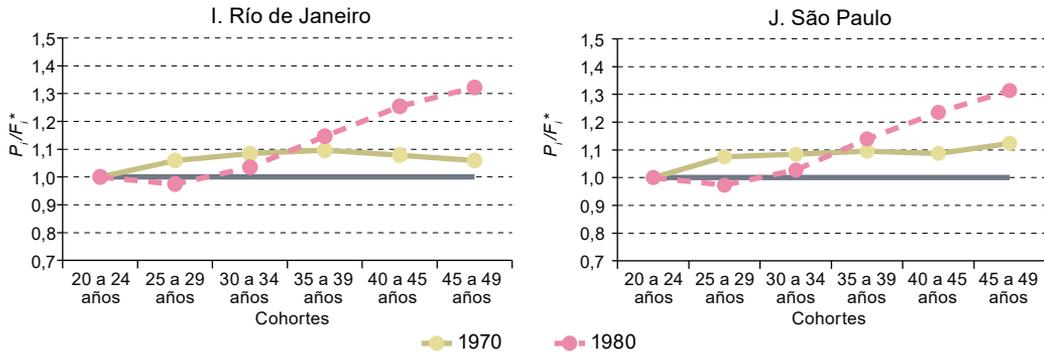


Gráfico 2 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censos demográficos del Brasil, 1970 y 1980.

Nota: F_i^* se ajustó por el error del período de referencia estimado en cada censo para permitir la comparación.

3. Series P_i/F_i^* por ubicación del hogar: el Brasil y sus macrorregiones

Se hace una segunda desagregación regional considerando las áreas urbanas y rurales por separado, ya que se espera que la disminución de la fecundidad haya comenzado en las primeras y luego alcanzado las áreas rurales (Notestein, 1945 y 1953). En el gráfico 3 figuran estimaciones para las áreas urbanas del Brasil en general y de sus diez macrorregiones.

La serie de 1970 referida a la población urbana del Brasil en su conjunto aumenta hasta el grupo etario de 30 a 35 años y a partir de ese grupo disminuye levemente, lo que indica que la fecundidad de cohorte de la población urbana brasileña venía decreciendo desde hacía al menos 20 años, es decir, desde principios de la década de 1950. La robustez de la conclusión radica en que, cuando se inició el proceso de caída sostenida de la fecundidad en que la serie P_i/F_i^* estaba ciertamente decreciendo, pasó un tiempo hasta que se volvió constante y luego creciente con la edad. Cuanto más rápido sea el descenso de la fecundidad, menor será el tiempo que transcurrirá en la cohorte antes de que la serie decreciente pase a ser constante y, posteriormente, creciente. La serie P_i/F_i^* del Brasil estimada a partir de los datos de 1980 permite afirmar que, en las áreas urbanas, la fecundidad disminuyó a lo largo de todo el período comprendido entre fines de la década de 1940 y la década de 1980. La tendencia de crecimiento de la serie es clara. Además, los valores crecen rápidamente entre P_3/F_3^* y P_7/F_7^* , lo que indica que las diferencias de nivel entre la fecundidad de estas cohortes y la fecundidad corriente de 1980 son muy divergentes. Cuanto mayores son las cohortes, mayor es el nivel de fecundidad que experimentan y mayor la diferencia con la cohorte inmediatamente más joven.

Pese a que la serie es decreciente a partir de P_4/F_4^* , los valores para las mujeres más jóvenes del área urbana de la Amazonia indican que la fecundidad de cohorte ya venía cayendo al menos en los 15 años anteriores al censo demográfico de 1970. El descenso

compensó con mucho los crecientes errores por defecto en la paridez declarada. A diferencia de la serie nacional, la tendencia a la baja en los valores de P_i/F_i^* es clara para las mujeres urbanas de la Amazonia a partir del grupo etario de 30 a 34 años. Las conclusiones para la macrorregión amazónica se confirman a partir de la serie P_i/F_i^* sobre la base de los datos de 1980. Se destaca la serie creciente para mujeres a partir del grupo etario de 25 a 29 años, lo que indica que la fecundidad de la población urbana llevaría disminuyendo al menos desde el segundo lustro de la década de 1940.

Con relación a la población urbana del Nordeste Central, los datos de 1970 sugieren que la fecundidad urbana ya había estado disminuyendo de manera constante, aunque a un ritmo lento, desde fines de la década de 1930. Los datos de 1980 revelan una rápida disminución de la fecundidad urbana en las décadas anteriores, aunque se advierten diferencias estables entre las distintas cohortes.

Gráfico 3
Brasil: series P_i/F_i^* de Brass (cohortes 20-24 a 40-49 años), población urbana, nacional y por macrorregiones, 1970 y 1980

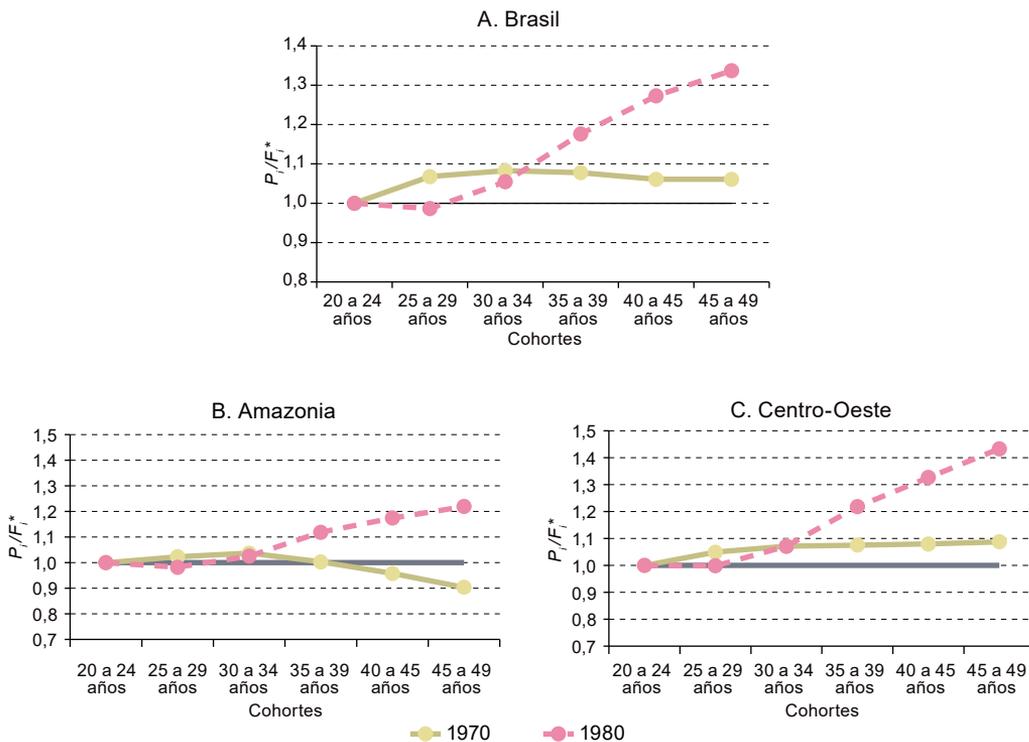
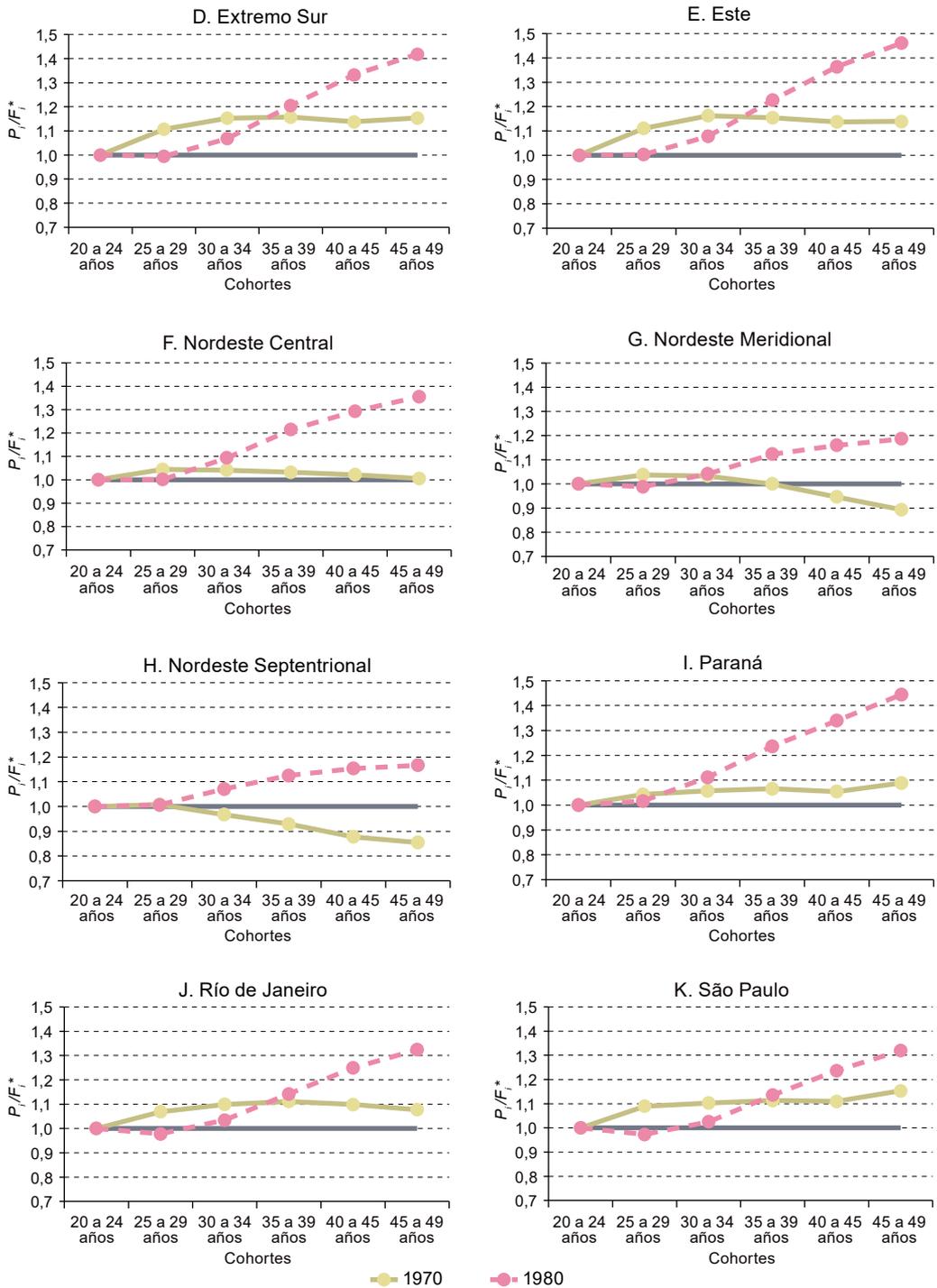


Gráfico 3 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censos demográficos del Brasil, 1970 y 1980.

Nota: F_i^* se ajustó por el error del período de referencia estimado en cada censo para permitir la comparación.

En las poblaciones urbanas del Nordeste Septentrional y del Nordeste Meridional, según datos de 1970, P_3/F_3^* es mayor que P_2/F_2^* , lo que sugiere que allí el descenso de la fecundidad venía ocurriendo desde hacía al menos 12,5 años, o sea, aproximadamente desde 1955. A su vez, las series P_i/F_i^* de 1980 en el Nordeste Septentrional y el Nordeste Meridional indican que, en ese momento, cada cohorte de la población urbana había experimentado un número promedio de hijos nacidos vivos mayor que la cohorte inmediatamente más joven si se comparaban en la misma edad.

En las macrorregiones Centro-Oeste, Este, Paraná y Extremo Sur, las series urbanas de 1970 son levemente crecientes, lo que permite concluir que la fecundidad de la cohorte ya había comenzado a caer al menos desde fines de la década de 1930. Las series P_i/F_i^* estimadas a partir de los datos de 1980, más crecientes que las de 1970, refuerzan las conclusiones basadas en la serie de 1970: la fecundidad venía disminuyendo desde al menos finales de la década de 1940. La aparente contradicción entre la fecha más temprana a partir de la cual se puede estar seguro del descenso de la fecundidad de cohorte (según el censo demográfico de 1970, a partir de fines de la década de 1930, y según el censo demográfico de 1980, a partir de fines de la década de 1940) obedece a que las mujeres de mayor edad del censo de 1980 habían entrado en su período reproductivo a partir de 1945. Finalmente, las series P_i/F_i^* de las poblaciones urbanas de Río de Janeiro y São Paulo basadas en los datos de 1970 indican una caída de la fecundidad de cohorte en estas macrorregiones por lo menos desde fines de la década de 1930.

En el gráfico 4 se observan los datos referentes al último análisis: el de las áreas rurales del Brasil como promedio nacional y de sus diez macrorregiones. La serie de la población rural del país en su conjunto en 1970 es decreciente y no permite hacer inferencias sobre la tendencia de la fecundidad de la población rural en las décadas anteriores. A partir de los datos de 1980 ya se puede decir que la fecundidad venía cayendo al menos desde 1950, dada la tendencia creciente de P_i/F_i^* desde los 25 a 29 años hasta los 45 a 49 años. Sin embargo, las diferencias entre los niveles de fecundidad de cohorte y los de la fecundidad corriente de 1980 no fueron tan marcadas como las registradas por la población urbana del Brasil que se mostraron en el gráfico anterior, debido a la menor pendiente de la serie P_i/F_i^* rural. Al comparar nuevamente los gráficos 3 y 4, se puede inferir que hubo un período intermedio entre el inicio del descenso de la fecundidad de las dos poblaciones (posterior en el caso de la rural), o bien que el descenso de la fecundidad rural fue muy lento.

En cuanto al análisis regional, se advierte que en la Amazonia no se pueden sacar conclusiones sobre la evolución de la fecundidad rural a partir de los datos del primer censo, dado que, como ya se explicó, un perfil constantemente decreciente de la serie P_i/F_i^* implica sobre todo errores de memoria en la declaración de la paridez, que aumentan con la edad. En el segundo, la serie es menos decreciente que en 1970 y hay indicios de que la fecundidad rural estaría comenzando a declinar lentamente, ya que las diferencias entre P_3/F_3^* y P_5/F_5^* no son marcadas. En el área rural del Nordeste Central, al igual que en la Amazonia, la serie decreciente P_i/F_i^* de 1970 dice poco sobre la tendencia reciente de la fecundidad regional. La serie referida a 1980, prácticamente constante, indicaría el inicio de una caída sostenida de la fecundidad a fines de la década de 1940.

Gráfico 4
Brasil: Series P_i/F_i^* de Brass (cohortes 20 a 24 a 40 a 49 años), población rural, nacional y por macrorregiones, 1970 y 1980

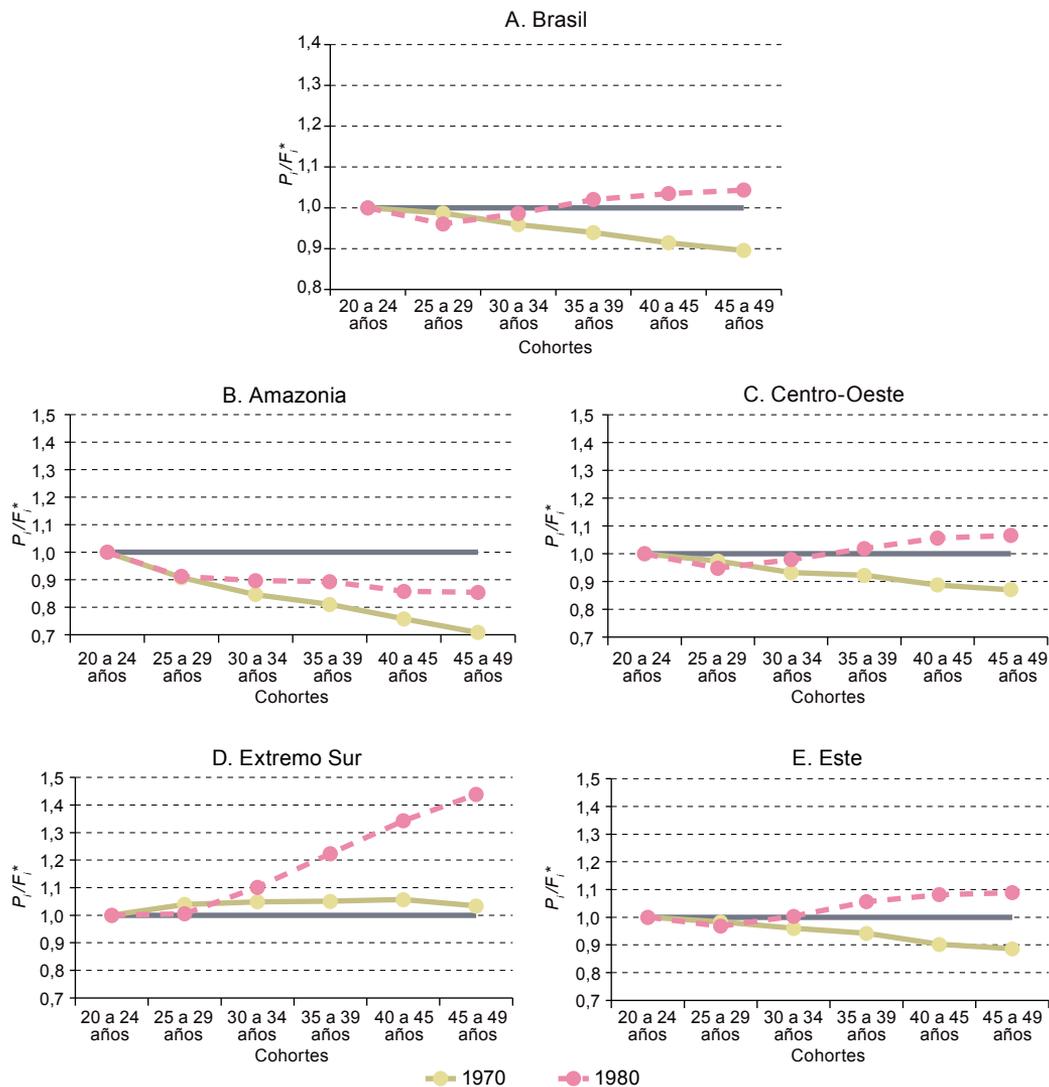
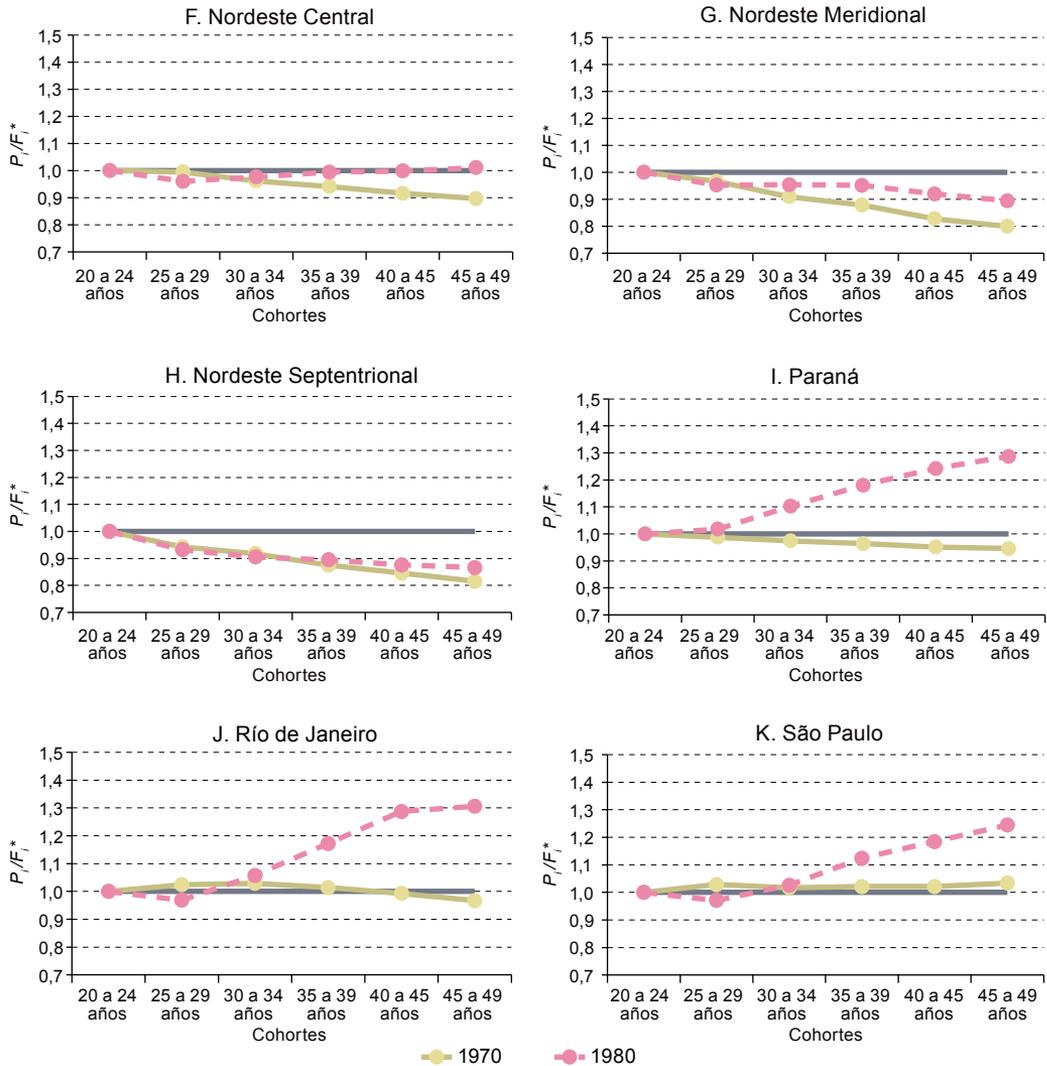


Gráfico 4 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censos demográficos del Brasil, 1970 y 1980.

Nota: F_i^* se ajustó por el error del período de referencia estimado en cada censo para permitir la comparación.

Poco se puede decir de la serie P_i/F_i^* de 1970 en las poblaciones rurales del Nordeste Septentrional y del Nordeste Meridional. En ambos casos, las series son descendentes en su conjunto. Por otro lado, en 1980, la serie del Nordeste Meridional muestra indicios de una disminución en la fecundidad de cohortes desde fines de la década de 1940, mientras que la serie del Nordeste Septentrional continúa decreciendo, lo que no permite sacar conclusiones robustas.

En cuanto a las macrorregiones de Centro-Oeste, Este, Paraná y Extremo Sur, en los dos primeros casos las series P_i/F_i^* de 1970 son decrecientes, con pendientes muy similares. En Paraná la serie rural es mucho menos decreciente que en el Este y Centro-Oeste; esto puede sugerir que la fecundidad rural ya estaba disminuyendo a un ritmo lento en dicha macrorregión. En el Extremo Sur, la serie P_i/F_i^* es claramente constante hasta los 40 a 44 años, lo que permite afirmar que las mujeres rurales venían reduciendo su fecundidad desde principios de la década de 1930. Los datos de 1980 refuerzan este argumento. Si bien las series son crecientes en las cuatro macrorregiones, lo que apunta a una disminución de la fecundidad rural desde fines de la década de 1940, la mayor pendiente es precisamente la del Extremo Sur, seguida de la de Paraná, lo que indicaría un inicio más temprano de la disminución de la fecundidad rural o bien una tasa más rápida de descenso.

Los datos de 1970 de las otras dos macrorregiones, Río de Janeiro y São Paulo, muestran tendencias en la población rural diferentes de las de las demás macrorregiones analizadas hasta ahora, con excepción del Extremo Sur. Las dos macrorregiones presentan series prácticamente constantes, o cercanas a ello, lo que señala un lento descenso de la fecundidad desde al menos el segundo lustro de la década de 1930. En Río de Janeiro, a partir del grupo etario de 30 a 34 años los valores de P_i/F_i^* son levemente decrecientes. La serie apunta a una disminución de la fecundidad rural desde por lo menos 1955. En São Paulo, la fecundidad rural habría estado cayendo, aunque a un ritmo lento, desde finales de la década de 1930. Todas las series rurales de 1980 aumentan rápidamente con la edad de mujeres, lo que marca el fuerte desajuste entre la fecundidad de las cohortes de mayor edad y la tendencia de la década de 1970 en las poblaciones rurales.

El hecho de advertir una disminución de la fecundidad de cohorte en las poblaciones urbana y rural con tendencias similares en las series P_i/F_i^* de 1970 podría sugerir que ambas habrían iniciado la transición de fecundidad de cohorte al mismo tiempo, o que la diferencia de tiempo entre la primera y la segunda se habría visto compensada por el ritmo más rápido de transición en el sector rural. La primera hipótesis no parece plausible, ya que en la población urbana el descenso probablemente ya se estaba produciendo, quizás lentamente, antes de principios de la década de 1930, algo que los datos del censo de 1970 no permiten inferir. En la población rural el inicio de la transición probablemente se habría producido más tarde. En 1970, las series de las poblaciones urbanas muestran un mayor crecimiento que las de las áreas rurales en ambas macrorregiones.

4. La caída de la fecundidad de cohorte en el Brasil sintetizada a partir de los perfiles de P_i/F_i^* por edad

En el cuadro 2 figura un resumen de los resultados de las estimaciones analizadas en esta sección. Se presenta la datación mínima del inicio del descenso de la fecundidad de cohorte, inferida del análisis de las series P_i/F_i^* . En las poblaciones rurales emergen prácticamente dos trayectorias, señaladas por las series P_i/F_i^* , sobre la base de los datos de 1970. Las macrorregiones de Amazonia, Nordeste Septentrional, Nordeste Meridional, Centro-Oeste, Paraná y Este no

muestran indicios de caída de la fecundidad en las cohortes que viven en el área rural. En Río de Janeiro, São Paulo y el Extremo Sur, las series P_i/F_i^* de la población rural indican que la fecundidad ya estaba en descenso en las cohortes que iniciaron su período reproductivo en el segundo lustro de la década de 1930. Después de esa fecha, cada nueva cohorte que entró en el período reproductivo pasó por una función de fecundidad de un nivel más bajo que la cohorte inmediatamente anterior. La única macrorregión que no encaja en ninguno de los dos grupos es el Nordeste Central, cuya fecundidad rural habría comenzado a declinar en el segundo lustro de la década de 1950, como lo indica la serie P_i/F_i basada en los datos de 1970.

Cuadro 2

Brasil: cohortes de 15 a 19 años cuya fecundidad de cohorte ya mostraba una caída en la serie P_i/F_i^* en los censos demográficos de 1970 y 1980, población total, urbana y rural, a nivel nacional y por macrorregiones

	Total		Rural		Urbano	
	1970	1980	1970	1980	1970	1980
<i>Brasil</i>	1945-1950	1950-1955	-	1950-1955	1950-1955	1945-1950
Amazonia	-	1945-1950	-	-	1950-1955	1945-1950
Nordeste Central	1955-1960	1945-1950	1955-1960	1945-1950	1935-1940	1945-1950
Nordeste Septentrional	-	1945-1950	-	-	1955-1960	1945-1950
Nordeste Meridional	-	1945-1950	-	1945-1950	1955-1960	1945-1950
Este	1950-1955	1945-1950	-	1945-1950	1935-1940	1945-1950
Río de Janeiro	1935-1940	1945-1950	1935-1940	1945-1950	1935-1940	1945-1950
São Paulo	1935-1940	1945-1950	1935-1940	1945-1950	1935-1940	1945-1950
Paraná	1935-1940	1945-1950	-	1945-1950	1935-1940	1945-1950
Extremo Sur	1935-1940	1945-1950	1935-1940	1945-1950	1935-1940	1945-1950
Centro-Oeste	1950-1955	1945-1950	-	1945-1950	1935-1940	1945-1950

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), censos demográficos del Brasil, 1970 y 1980.

Nota: Datación inferida a partir de la serie P_i/F_i^* presentada en la sección B. La serie P_i/F_i^* puede indicar la tendencia de la evolución del nivel de la fecundidad de cohorte durante un período de hasta 32,5 años anteriores a la fecha del censo.

Para la población total (urbana y rural), el censo demográfico de 1970 ya indicaba una disminución de la fecundidad de cohorte en Río de Janeiro, São Paulo, el Extremo Sur y Paraná desde 1935 a 1940. En la macrorregión Este, el descenso habría comenzado en el primer lustro de la década de 1950. A su vez, los datos del censo demográfico de 1980 indican que las cohortes ya venían controlando la fecundidad al menos desde 1945 a 1950 en las diez macrorregiones.

Las contradicciones que se presentan al comparar las inferencias sobre la evolución del nivel de fecundidad a través de las series P_i/F_i^* de dos censos consecutivos son solo aparentes. Una de las limitaciones de este análisis es el hecho de que las series P_i/F_i^*

decrecientes no son muy informativas, como ya se mencionó. Incluso en un escenario de caída de la serie por edad es posible que la fecundidad ya esté bajando, pero que el error por defecto en el denominador, al tomar prestada la fecundidad corriente para representar la experiencia previa de las mujeres en las cohortes de más edad, no llegue a compensar el error por defecto en el numerador, resultado del error de memoria de estas mujeres.

A primera vista resulta extraño que en todo el Centro-Sur del país el censo demográfico de 1970 esté señalando una fecha para la población urbana (1935 a 1940) anterior a la señalada por el censo demográfico de 1980 (1945 a 1950), principalmente en vista de los comentarios del párrafo anterior. Sin embargo, cabe recordar que estas fechas se refieren a una fecha mínima para el inicio del descenso de la fecundidad y que en cada censo la serie P_i/F_i^* puede indicar la tendencia de la evolución del nivel de fecundidad de la cohorte durante un período máximo de 35 años transcurridos desde que la cohorte de mayor edad (45 a 49 años) entró en el período reproductivo.

Por lo tanto, los datos de la serie P_i/F_i^* mostrados anteriormente indicarían que la fecundidad, desde una perspectiva de cohortes, ya estaría bajando en Río de Janeiro, São Paulo y el Extremo Sur del país desde finales de la década de 1930. Existen indicios de que lo mismo ocurre en Paraná. En las áreas urbanas, la caída se detectó en todo el Centro-Sur del país (Centro-Oeste, Este, Río de Janeiro, São Paulo, Paraná y Extremo Sur).

Cabe señalar que en 1980 el cociente P_3/F_3^* era menor que P_2/F_2^* y, por ende, menor que 1,0, tanto en áreas rurales como urbanas. Lo mismo se aprecia en casi todas las macrorregiones. Se esperaría que P_3/F_3^* fuera mayor que P_2/F_2^* , lo que reflejaría el descenso que ya se registraba en el país desde hacía décadas. Esto se podría explicar en parte por el aumento observado en la fecundidad adolescente durante la década de 1970 y la estabilización de los niveles de fecundidad corriente en el país entre 1975 y 1980, cuando incluso habría habido un ligero aumento en algunas regiones (Carvalho y Wong, 1992; Wong, 1985 y 1986; Wong y Oliveira, 1984). En São Paulo, en el primer lustro de la década de 1970, se registra una postergación y luego una recuperación de la fecundidad. Al menos parte de la disminución registrada entre 1970 y 1975 habría sido recuperada en la década de 1980 por la misma cohorte (Wong, 1985). Al acumular F_3^{*13} utilizando las f_1 y f_2 corrientes como experiencia previa de las mujeres de 25 a 29 años cuando tenían entre 15 y 24 años, se estarían acumulando tasas ligeramente superiores a las que realmente se experimentaron, dando como resultado un P_3/F_3^* inferior a 1,0. No se observa lo mismo para las mujeres de entre 30 y 49 años porque probablemente tenían una tasa de fecundidad anterior superior a la corriente de 1980.

Así pues, vale la pena hacer una última consideración sobre el análisis anterior. La mayor pendiente de la serie P_i/F_i^* estimada a partir del censo demográfico de 1980 indica que la diferencia entre la fecundidad acumulada de la cohorte hasta el grupo etario i y la fecundidad corriente fue mayor en 1980 que en 1970, lo que apunta a una aceleración de la caída de la fecundidad corriente, al aumentar la diferencia entre cohorte y período entre censos.

¹³ F_3 se estima por $5^*(f_1+f_2) + k_3^*f_3$. Por tanto, solo f_3 pertenece realmente a la cohorte de mujeres que en 1980 tenían entre 25 y 29 años. Los valores f_1 y f_2 corresponden a la fecundidad corriente.

C. Consideraciones finales

La fecundidad constante fue una de las condiciones iniciales señaladas por Brass para la aplicación de la técnica P/F. Como se ha analizado, esta técnica se utiliza para corregir el error del período de referencia de la información sobre los niños nacidos vivos en los últimos 12 meses anteriores a la encuesta. De hecho, no es necesaria la fecundidad corriente constante durante un período prolongado para aplicar la técnica, sino solo la fecundidad constante entre las adolescentes (de 15 a 19 años) en el quinquenio anterior a la fecha de la encuesta, al aplicar el cociente P_2/F_2 para corregir el error del período de referencia.

Aun así, incluso si la condición anterior no se cumple, los cocientes P/F por edad aportan información valiosa sobre el comportamiento de la fecundidad en las décadas anteriores al período de referencia, más precisamente, sobre la caída de la fecundidad corriente (Brass, 1985; Moultrie, 2013). A medida que las cohortes empiezan a tener cada vez menos hijos, aumenta la diferencia entre el número de hijos nacidos vivos en cada cohorte y el número de hijos que tendrían las mujeres, en ausencia de una caída de la fecundidad, con una serie P/F creciente por edad.

En el caso de la serie P_i/F_i^* , se corrigió la fecundidad acumulada por el error del período de referencia, aceptando el mismo supuesto de Brass de que este error sería proporcionalmente constante por edad. Así, cuando se calculó P_i/F_i^* se obtuvo la tendencia de la fecundidad de las mujeres para cada uno de los grupos etarios. Si la fecundidad corriente fuera constante y hubiera un error de memoria, este cociente siempre sería igual a 1,0, ya que por ajuste F_i^* estaría libre del error del período de referencia y no habría diferencia entre la fecundidad de cohorte y la reciente (del período).

Los datos de las series P_i/F_i^* indican que la fecundidad de cohorte ya llevaba bajando en Río de Janeiro, São Paulo y el Extremo Sur del país por lo menos desde fines de la década de 1930. En el caso de las áreas urbanas, el descenso se detectó a lo largo de todo el Centro-Sur del Brasil (Centro-Oeste, Este, Río de Janeiro, São Paulo, Paraná y Extremo Sur). Un punto importante de este análisis es que incluso en algunas partes del Nordeste Central se identificó el inicio de la caída de la fecundidad de cohortes en el mismo período. Se destaca que en Río de Janeiro, São Paulo y el Extremo Sur ya habría una caída en la fecundidad de la cohorte rural, puntos no mencionados en la literatura. Dado el patrón observado en las tres macrorregiones del Nordeste del Brasil, se cree que el análisis de la región según las diferentes unidades federativas apuntaría a una disminución de la fecundidad de cohortes en algunos lugares con una datación más cercana a la del Sudeste que a la del conjunto del Norte y el Nordeste.

La identificación temporal de la presencia, si no del inicio, de la transición de la fecundidad en estos territorios—en períodos anteriores a los definidos en estudios previos—invita a dialogar sobre los determinantes de la transición mencionados, por ejemplo, en la introducción de este artículo. Se registra la presencia de fecundidad decreciente en cohortes que presentan una importante heterogeneidad en términos históricos, socioeconómicos

y culturales. También se incluye el origen transnacional de segmentos importantes de la población, considerando la trayectoria migratoria que afectó a las regiones del sur y sudeste del Brasil desde, por ejemplo, el Uruguay y la Argentina, poco antes y después del cambio de siglo XX (Pantelides, 2006). Sin duda, el comportamiento reproductivo de cada una de ellas respondió a la diversidad de determinantes que enfrentaron y cuyo papel exacto en las transiciones demográficas del país debe ser desentrañado. Corresponde a trabajos futuros avanzar en la discusión de esta historia tan heterogénea del país.

En el análisis aquí desarrollado se sostiene que el inicio de la caída de la fecundidad corriente, criterio habitualmente utilizado para definir el comienzo de la transición, se produce una vez que empieza a bajar la fecundidad de cohorte. Este último concepto sería más adecuado para estudiar y analizar la transición; sin embargo, los datos de esta no revelan cuándo se inicia el proceso, aunque señalan su presencia. De ahí la riqueza de la serie P_i/F_i para el estudio retrospectivo en países, generalmente en desarrollo, que cuentan con la información necesaria en censos realizados desde la década de 1970.

Bibliografía

- Brass, W. (1985), "P/F synthesis and parity progression ratios", *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Londres, Escuela de Higiene y Medicina Tropical de Londres.
- (1954), *The Estimation of Total Fertility Rates from Data for Primitive Communities*, Roma, Naciones Unidas.
- (1953), "The derivation of fertility and reproduction rates from restricted data on reproductive histories", *Population Studies*, vol. 7, N° 2, Milton Park, Taylor and Francis.
- Brass, W. y A. Coale (1968), "Methods of analysis and estimation", *The Demography of Tropical Africa*, W. Brass y otros (eds.), Nueva Jersey, Princeton University Press.
- Carvalho, J., G. Quaresma y L. Silva (2018), "Application of P/F Brass ratio method in the context of fast-paced adolescent fertility decline", *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 35, N° 1, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Carvalho, J. y L. Wong (1992), "La transición de la fecundidad en Brasil: causas y consecuencias", *Notas de Población*, vol. 20, N° 56 (LC/DEM/G.132), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Carvalho, J., P. Tarso y D. Sawyer (1981), *The Recent Sharp Decline in Fertility in Brazil: Economic Boom, Social Inequality and Baby Bust*, Ciudad de México, Population Council.
- Castanheira, H. y H. Kohler (2016), "It is lower than you think: recent total fertility rates in Brazil and possibly other Latin American countries", Alexandria, Population Association of America.
- (2015), "It is lower than you think: recent total fertility rates in Brazil and possibly other Latin American countries", *PSC Working Paper*, N° 15-5, Filadelfia, Universidad de Pensilvania.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2004), "La fecundidad en América Latina y el Caribe: ¿transición o revolución?", *serie Seminarios y Conferencias*, N° 36 (LC/L.2097-P), Santiago.
- Faria, V. (1989), "Políticas de governo e regulação da fecundidade: conseqüências não antecipadas e efeitos perversos", *Ciências sociais hoje*, São Paulo, Asociación Nacional de Posgrado e Investigación en Ciencias Sociales (ANPOCS).

- Marques, D. y J. Carvalho (2018), “Revisión de los niveles de fecundidad estimados mediante la técnica P/F de Brass en el Brasil y sus macrorregiones, 1980, 1991 y 2000”, *Notas de Población*, N° 107 (LC/PUB.2018/27-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Merrick, T. y E. Berquó (1983), “The determinants of Brazil’s recent rapid decline in fertility”, *Report*, N° 23, Washington, D.C., National Academy Press.
- Moultrie, T. (2013), “The use of P/F ratio methods with survey data: cohort-period fertility rates”, *Tools for Demographic Estimation*, T. Moultrie y otros (eds.), París, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población.
- Notestein, F. (1953), “Economic problems of population change”, *Proceedings of the Eighth International Conference of Agricultural Economists*, Londres, Oxford University Press.
- ___(1945), “Population: the long view”, *Food for the World*, T. Schultz (ed.), Chicago, University of Chicago Press.
- Olusanya, P. (1969), “Modernisation and the level of fertility in Western Nigeria”, *International Population Conference*, vol. 1, Londres, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población.
- Pantelides, E. (2006), *La transición de la fecundidad en la Argentina 1869-1947*, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Quaresma, G. (2019), “Tendências regionais da transição da fecundidade brasileira corrente e de coorte ao longo do século XX”, tesis de doctorado en demografía, Belo Horizonte, Universidad Federal de Minas Gerais.
- Wong, L. (1986), “Estimativas de fecundidade a partir de dados de parturição (uma aplicação aos censos brasileiros)”, *Anais do V Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- ___(1985), “Tendência recente da fecundidade no Estado de São Paulo”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 2, N° 1, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).
- Wong, L. y J. Oliveira (1984), “Níveis e diferenciais de fecundidade para o Brasil segundo os dados censitários de 1980 (notas preliminares)”, *Anais do IV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Belo Horizonte, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP).

Anexo A1

Demostración metodológica

Como señala Brass (1985), una serie creciente indicaría un escenario de disminución de la fecundidad corriente. Quaresma (2019) argumenta que tal tendencia, de hecho, también apuntaría a una disminución sostenida de la fecundidad de cohorte. Dicho argumento se basa en la siguiente prueba.

Se puede afirmar que:

$$\frac{P_i}{F_i} = \frac{P_i}{F_{i-1} + (5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i} \quad (\text{parai} \geq 2) \quad (A.1)$$

donde:

f_i^* = tasa específica de fecundidad corriente (f_i), corregido el error de período de referencia.

En el primer término del denominador del lado derecho de la ecuación (A.1), F_{i-1} , está incluida la fecundidad de los tres primeros años de edad del grupo etario quinquenal $i - 1$, dada por $(k_{i-1}) * (f_{i-1})$. El segundo término corresponde al complemento de la fecundidad de este grupo etario principal, dado por $(5 - k_{i-1}) * (f_{i-1})$.

El numerador de la ecuación (A.1) se refiere al promedio de partos de la cohorte i . El denominador, F_i^* , corresponde a la suma de la fecundidad corriente acumulada hasta la mitad del lustro anterior, F_{i-1} , la fecundidad de los dos últimos años de edad del grupo etario anterior¹⁴, $(5 - k_{i-1}) * f_{i-1}$, y tres años de la fecundidad corriente del grupo etario en cuestión, $k_i * f_i$. La fecundidad corriente acumulada, F_i , ya tiene corregido el error de período de referencia.

Si la fecundidad fuera constante, y en ausencia de errores de memoria, como en F_i^* , por construcción no habría error de período de referencia, $\frac{P_{i-1}}{F_{i-1}} = \frac{P_i}{F_i} = 1$, y el denominador de la ecuación (A.1), $(5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i$, correspondería a la estimación de la experiencia de fecundidad acumulada de la cohorte i entre los puntos medios de los intervalos etarios $i-1$ e i ¹⁵. En una situación de fecundidad declinante, el término $(5 - k_{i-1}) * f_{i-1}$, experiencia corriente del grupo etario $i-1$, subestima la experiencia real de la cohorte i en los dos últimos años del intervalo etario anterior, aunque no por mucho, dada la proximidad entre las cohortes i e $i-1$ y el intervalo de solo dos años.

Como $(5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i$ corresponde básicamente al incremento de la paridez promedio estimada de la cohorte i entre los grupos etarios $i-1$ e i , la paridez estimada de

¹⁴ Cabe señalar que las tasas específicas de fecundidad obtenidas a partir de la declaración de nacidos vivos en los últimos 12 meses, o a partir de la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo, corresponden a grupos quinquenales de mujeres, en promedio, medio año más jóvenes.

¹⁵ En este caso se trata de los grupos de edad tradicionales, sin el desplazamiento de medio año.

esta cohorte i , en ausencia de error de memoria en la paridez declarada cuando estaba en el grupo etario $i-1$, será:

$$P_{i-1}^i = P_i - [(5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i]$$

donde:

P_{i-1}^i = paridez promedio estimada de la cohorte i , cuando estaba en el grupo etario $i-1$

Por su parte, el denominador de la serie $\frac{P_i}{F_i}$ es:

$$F_i = F_{i-1} + (5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i$$

Al analizar el comportamiento de una serie P_i/F_i e inferir sobre el comportamiento de la fecundidad de la cohorte cuando la serie es creciente, se deben tener en cuenta dos situaciones:

- 1) $\frac{P_{i-1}}{F_{i-1}} > 1$; al pasar del término $\frac{P_{i-1}}{F_{i-1}}$ a $\frac{P_i}{F_i}$, si P_{i-1} fuera igual a P_{i-1}^i , donde el superíndice i corresponde al dato de la cohorte i , necesariamente $\frac{P_i}{F_i}$ sería menor que $\frac{P_{i-1}}{F_{i-1}}$. Entre los dos grupos etarios quinquenales ($i-1$ e i) se estaría agregando el mismo valor absoluto en el numerador y en el denominador, esto es $(5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i$, y el numerador sería mayor que el denominador.

Si $\frac{P_{i-1}}{F_{i-1}} > 1$, necesariamente la fecundidad acumulada de cohorte hasta el grupo etario $i-1$ de la cohorte i sería mayor que la de la cohorte $i-1$. Si las razones $\frac{P_i}{F_i}$ crecen, es porque $P_{i-1}^i > P_{i-1}^{i-1}$.

En resumen, en relación con las cohortes en las que se observan razones $\frac{P_i}{F_i}$ crecientes y superiores a uno, se puede afirmar que cada cohorte tuvo una fecundidad acumulada desde la cohorte i hasta el grupo etario anterior de un nivel superior al de la cohorte inmediatamente menor. Cuando, en la práctica, se calcula la diferencia entre P_{i-1}^{i-1} y P_{i-1} , el descenso de la fecundidad acumulada hasta el grupo etario $i-1$ es mayor que el que indica la diferencia entre P_{i-1}^{i-1} y P_{i-1} , porque el supuesto de ausencia de error de memoria no es realista, pero sí lo es el supuesto de errores crecientes, por defecto, que se constatan mediante la aplicación de la técnica P/F en las últimas cinco décadas.

- 2) $\frac{P_{i-1}}{F_{i-1}} < 1$ y $\frac{P_i}{F_i} > \frac{P_{i-1}}{F_{i-1}}$; en este caso, el aumento de la razón entre $i-1$ e i , en principio, es compatible con un aumento de la fecundidad acumulada de cohorte entre las dos cohortes hasta el grupo etario $i-1$, con su constancia e incluso con una disminución.

Para probar estas afirmaciones, se debe analizar si $P_i - [(5 - k_{i-1}) * f_{i-1} + k_i * f_i]$ es mayor, igual o menor que P_{i-1} :

- Si es mayor, significa que $P_{i-1}^i > P_{i-1}$, lo que indica una disminución de la fecundidad acumulada entre las dos cohortes hasta el grupo etario $i-1$.
- Si es igual, probablemente es en realidad $P_{i-1}^i > P_{i-1}$, porque se sabe que el error de memoria, por defecto, aumenta, en términos absolutos y relativos, cuanto más se avanza en el período reproductivo.
- Si es menor, probablemente no hubo disminución en la fecundidad acumulada desde la cohorte hasta el grupo etario $i-1$ entre las cohortes i e $i-1$. Si la diferencia es muy pequeña, podría explicarse por el error de memoria creciente y no por la disminución de la fecundidad acumulada entre las cohortes $i-1$ e i hasta el grupo etario $i-1$.

Anexo A2

La racionalidad de comparar la serie P_i/F_i^* partiendo de la base de que $P_2/F_2^* = 1$

Una de las condiciones para aceptar los resultados obtenidos de la aplicación tradicional del método de Brass es que la fecundidad adolescente no haya cambiado en los cinco años anteriores al censo, si se utiliza el cociente P_2/F_2 para corregir el error del período de referencia. Si ha variado negativamente en los últimos cinco años, al tomar la tasa específica de fecundidad de las mujeres de 15 a 19 años como la experiencia pasada de la cohorte de 20 a 24 años (cuando tenían entre 15 y 19 años) para el cálculo de la fecundidad corriente acumulada, se incurre en un error por defecto en el denominador y un error por exceso en el cociente P_2/F_2 , cuando se lo adopta para corregir el error del período de referencia. Además, cabe considerar que, debido a que proporciona información sobre las mujeres de entre 15 y 19 años, puede contener errores de muestreo significativos en la fecundidad corriente declarada, así como distorsiones graves en la declaración de la información (Brass y Coale, 1968).

Si hubo un aumento de la fecundidad adolescente, el error en P_2/F_2 será por defecto (Carvalho, Quaresma y Silva, 2018). Esta condición no siempre se cumple, como sucedió en varios países de América Latina durante la primera década de este siglo, cuando la fecundidad adolescente disminuyó significativamente. Esta situación conduce a una sobreestimación de la fecundidad cuando la técnica se aplica de forma convencional (Castanheira y Kohler, 2015 y 2016). Entre 1970 y 2000, al contrario de lo ocurrido entre 2000 y 2010, el continente registró un aumento de la fecundidad adolescente en varios países. En el caso del Brasil, el aumento fue relativamente pequeño en cada década, lo que provocó pequeñas distorsiones por defecto al tomar el P_2/F_2 calculado a partir de los datos censales para corregir los datos declarados de fecundidad corriente (Marques y Carvalho, 2018).

Análisis preliminar del impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida en la provincia de Córdoba (Argentina) en 2020¹

Enrique Peláez²

Laura Débora Acosta³

Leandro M. González⁴

Recibido: 30/09/2021

Aceptado: 12/01/2022

Resumen

En este artículo se realiza un análisis preliminar del impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida en Córdoba (Argentina). Se utilizaron datos de la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y, para 2020, se recurrió a datos del Registro Civil de la Provincia de Córdoba. Se calculó el exceso de mortalidad de 2020 sobre la base de muertes esperadas. Con datos del INDEC y proyecciones propias, se estimó la esperanza de vida para 2020 y se comparó con la esperanza de vida

¹ Se agradece a la Secretaría de Registros Públicos-Ministerio de Finanzas de la Provincia de Córdoba, quienes proporcionaron los datos del Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

² Doctor en Demografía. Investigador Principal del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba (UNC)). Profesor Adjunto de la Facultad de Ciencias Económicas de la UNC. Correo electrónico: enpelaez@gmail.com. ORCID: 0000-0001-5919-6384.

³ Doctora en Demografía. Investigadora Adjunta del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba (UNC)). Correo electrónico: laudeac@gmail.com. ORCID: 0000-0002-3107-4892.

⁴ Doctor en Demografía. Investigador Independiente del Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS) (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Córdoba (UNC)). Profesor Adjunto del Centro de Estudios Avanzados de la UNC. Correo electrónico: leandrogonzalez@yahoo.com.ar. ORCID: 0000-0002-7320-9812.

en 2017-2019. Los resultados indican que en 2020 en la provincia hubo un 14,8% de exceso de mortalidad, lo que produjo una reducción de 2 años en la esperanza de vida de hombres y de 1,3 años de mujeres, si se consideran las proyecciones del INDEC, o 1,8 años de esperanza de vida en hombres y 1,1 años en mujeres, si se consideran proyecciones propias.

Palabras clave: Covid-19, epidemias, mortalidad, promedio de vida, proyecciones de población, Argentina.

Abstract

This article provides a preliminary analysis of the impact of the coronavirus disease (COVID-19) pandemic on life expectancy in Córdoba (Argentina). Data from the Directorate of Health Statistics and Information (DEIS) were used and, for 2020, data from the Civil Registry of the Province of Córdoba. The excess mortality in 2020 was calculated based on expected deaths. Using National Institute of Statistics and Censuses (INDEC) data and projections prepared by the author, life expectancy for 2020 was estimated and compared with life expectancy in 2017–2019. The results indicate that in 2020 in the province there was an excess mortality rate of 14.8%, reducing life expectancy by 2 years for men and 1.3 years for women, on the basis of INDEC projections, 1.8 years of life expectancy for men and 1.1 years for women, based on the author's own projections.

Keywords: Covid-19, epidemics, mortality, life expectancy, population projections, Argentina.

Résumé

Cet article propose une analyse préliminaire de l'impact de la pandémie de COVID-19 sur l'espérance de vie à Córdoba (Argentine). Pour ce faire, les chercheurs ont utilisé les données de la Direction des statistiques et de l'information sanitaire (DEIS) et, pour 2020, les données du registre de l'état civil de la province de Cordoba. La surmortalité pour 2020 a été calculée sur la base des décès attendus. À partir des données de l'INDEC et de ses projections propres, l'espérance de vie pour 2020 a été estimée et comparée à l'espérance de vie en 2017-2019. Les résultats indiquent un taux de surmortalité de 14,8 pour cent en 2020 dans la province, soit une réduction de l'espérance de vie de 2 ans pour les hommes et de 1,3 an pour les femmes, selon les projections de l'INDEC, ou de 1,8 an pour les hommes et de 1,1 an pour les femmes, selon nos propres projections.

Mots clés: Covid-19, epidemias, mortalite, esperance de vie, projections de population, Argentine.

Introducción

Desde el surgimiento de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) en diciembre de 2019 (OMS, 2020a), y hasta el 30 de junio de 2020, se habían contabilizado más de 170 millones de casos de infección por SARS-CoV-2, y más de 3,8 millones muertes a nivel mundial (Ritchie y otros, 2021). En la Argentina, se implementaron medidas una vez que la Organización Mundial de la Salud (OMS) declarara la existencia de una pandemia el 10 de marzo de 2020 (OMS, 2020c). La medida principal consistió en el aislamiento social preventivo y obligatorio (ASPO) decretado el 20 de marzo de 2020 en todo el territorio nacional por 15 días. También se adoptaron otras medidas de protección social y laboral. El decreto se prorrogó varias veces, con modificaciones en las actividades esenciales permitidas y, luego, con el avance de fases hacia el distanciamiento social en varias localidades de diversas provincias donde el virus no tenía circulación comunitaria. El ASPO se mantuvo con algunos cambios en las regiones más pobladas, sobre todo en el Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA) y otras áreas de la provincia de Buenos Aires, así como en otros grandes centros urbanos (Acosta y otros, 2021). Al 15 de junio de 2021, se registraban en la Argentina más de 4 millones de casos confirmados y casi 87.000 fallecidos (Ministerio de Salud de la Nación, 2021).

Córdoba es una de las 24 jurisdicciones que conforman la República Argentina y es la segunda más poblada (INDEC, 2010). En la provincia de Córdoba, la propagación del virus SARS-CoV-2 se produjo de manera más tardía en comparación con el AMBA, la región más densamente poblada del país. Mientras que en el AMBA el punto más alto de la primera ola se produjo durante los meses de agosto y septiembre, en la provincia de Córdoba la mayor cantidad de contagios durante 2020 se produjeron durante el mes de octubre. El 14 de octubre se registró el mayor número de casos de ese año (2.375). Al finalizar 2020, se contabilizó en la provincia de Córdoba un total de 128.001 casos y 2.503 muertes por COVID-19. La tasa de letalidad fue del 1,9% (Ministerio de Salud de la Provincia de Córdoba, 2021).

Las medidas adoptadas por la provincia de Córdoba durante 2020 para evitar la propagación de la pandemia de COVID-19 estuvieron en concordancia con las implementadas a nivel nacional: se reforzó el sistema de salud y se acataron las disposiciones del ASPO, de acuerdo a la situación epidemiológica provincial. En 2021 las medidas adoptadas por la provincia se diferenciaron en algunas ocasiones de las medidas nacionales.

Según indica un estudio reciente del Ministerio de Salud de la Provincia de Córdoba y la Organización Panamericana de la Salud (OPS), el exceso de mortalidad por COVID-19 en la provincia fue del 8%, teniendo en cuenta el promedio de muertes registradas en el período 2016-2019 (Yanover y otros, 2021). Esta proporción es inferior a la estimada para el país en su conjunto (Rearte y otros, 2021).

Frente a este escenario, cabe preguntarse cuál ha sido el impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida de la provincia de Córdoba. El objetivo de este artículo es realizar un análisis preliminar del impacto de la pandemia de COVID-19 en la esperanza de vida en Córdoba.

A. Marco conceptual y antecedentes

1. La pandemia de COVID-19

La enfermedad por coronavirus (COVID-19) es producida por el SARS-CoV-2, perteneciente a una familia de virus de ARN que pueden infectar tanto a animales como a seres humanos (Müller, Neuhann y Razum, 2020). Los primeros casos de la infección fueron detectados en la ciudad de Wuhan (China) en diciembre de 2019 (Lu, Stratton y Tang, 2020). Su rápida propagación por el mundo llevó a la OMS declarar el brote de COVID-19 como emergencia de salud pública de interés internacional el 30 de enero de 2020 (OMS, 2020b) y como pandemia el 11 de marzo de 2020 (OMS, 2020c).

Los factores que han hecho que la pandemia de COVID-19 afecte a gran parte de las poblaciones del mundo han sido: la rápida propagación, la gran cantidad de portadores asintomáticos y la gravedad de la enfermedad en la población susceptible. El número básico de reproducción (R_0) fue estimado en 2,5, lo que indica una propagación muy rápida en la población (Müller, Neuhann y Razum, 2020). Sin embargo, gran parte de la población pasa la enfermedad de manera asintomática u oligosintomática (Chen y otros, 2020). La letalidad por COVID-19 observada en diversos países del mundo varía en un rango del 0,3% al 5,8%. Si bien es menor que la de otros coronavirus como el SARS-CoV y el coronavirus causante del síndrome respiratorio de Oriente Medio (MERS-CoV), es mucho más alta que la de la influenza estacional (Müller, Neuhann y Razum, 2020; Munster y otros, 2020). La amplia variación observada en la letalidad se explica por el subregistro de casos asintomáticos o leves (sobreestimación de la letalidad), la pérdida de seguimiento de casos o el subregistro de muertes (subestimación de la letalidad) (Müller, Neuhann y Razum, 2020). El riesgo de enfermedad grave y de mortalidad es más elevado en las personas mayores y en aquellas que presentan comorbilidades, sobre todo hipertensión, diabetes, obesidad, enfermedad pulmonar obstructiva crónica (EPOC) y enfermedades cardiovasculares (Chen y otros, 2020; Wang y otros, 2020).

En los primeros meses de la pandemia, la rápida propagación del virus sin controles sanitarios provocó el colapso de sistemas sanitarios en países de Europa y en algunas ciudades en los Estados Unidos (Armocida y otros, 2020; CDC COVID-19 Response Team, 2020). Ante esta situación, los gobiernos comenzaron a aplicar diversas intervenciones no farmacéuticas, debido a la inexistencia de vacunas y tratamientos medicamentosos específicos, con el fin de evitar el avance de la pandemia (CEPAL, 2021; Sánchez-Villena y de La Fuente-Figuerola, 2020).

Con el surgimiento de las vacunas contra el SARS-CoV-2 (Yuan y otros, 2020), el mundo tiene la esperanza de controlar o eliminar la pandemia de COVID-19. Sin embargo, la baja disponibilidad de dichas vacunas, el surgimiento de nuevas variantes del virus y los problemas con que tropezaron los países en desarrollo para poder adquirir esos medios, ponen de manifiesto que los gobiernos deberán seguir implementando intervenciones no farmacéuticas para evitar el colapso de los sistemas de salud.

2. El COVID-19 y el exceso de mortalidad

La pandemia de COVID-19 tendrá consecuencias en los niveles de mortalidad. Existen antecedentes recientes que cuantifican el exceso de mortalidad, en particular en países desarrollados (Stang y otros, 2020; Karlinsky y Kobak, 2021; Vandoros, 2020; Krieger, Chen y Waterman, 2020). La sobremortalidad puede llegar al 50% en los países más afectados por la pandemia. Mientras tanto, en aquellos que implementaron intervenciones no farmacéuticas se registró una proporción de muertes incluso menor que lo esperado (Karlinsky y Kobak, 2021). Además, es posible que la pandemia de COVID-19 afecte la mortalidad debido al aumento de muertes por otras causas no relacionadas con el COVID-19 (Vandoros, 2020). Por ejemplo, Petrova y otras (2020) indican que las consultas por enfermedades cardiovasculares disminuyeron drásticamente en zonas afectadas por la pandemia, lo que podría provocar un aumento de mortalidad por estas causas. Lo mismo ocurre con el tratamiento del cáncer (Lai y otros, 2020).

En la región de América Latina y el Caribe existe una amplia heterogeneidad entre un país y otro en cuanto al exceso de defunciones, con una importante concentración de casos y muertes en las grandes ciudades, en las cuales coexisten altos niveles de segregación residencial y desigualdades en los factores de riesgo frente a la pandemia (CEPAL, 2021). En un estudio en que se analiza el exceso de mortalidad de 103 países y territorios (Karlinsky y Kobak, 2021) se observa que todos los países con exceso de mortalidad superior al 50% pertenecen a la región de América Latina: Bolivia (Estado Plurinacional de), Ecuador, Perú y México. En otra investigación en que se analiza el exceso de mortalidad en ocho países de América Latina (Lima y otros, 2021) se observó que todos los países analizados (Brasil, Chile, Ecuador, Guatemala, México y Perú) tuvieron exceso de mortalidad. Existieron diferencias dentro de cada país, pues el Ecuador, México y el Perú registraron subáreas territoriales con más del 50% de exceso de mortalidad. En otro estudio, realizado con ocho países de la región, se analizó la relación entre desigualdad socioeconómica y exceso de mortalidad (Cruz Castanheira y Monteiro da Silva, 2021). Los autores indican que existe una asociación entre el nivel de hacinamiento de los municipios de las ciudades con más de 1 millón de habitantes y el exceso de mortalidad por COVID-19. En el caso particular de la Argentina, se estimó que el exceso de mortalidad en todo el país fue del 10,6% (Rearte y otros, 2021).

3. La esperanza de vida y el COVID-19

La esperanza de vida indica la cantidad de años promedio que vivirá una persona en una población, de mantenerse constantes los actuales niveles de mortalidad. El exceso de muertes producido por el COVID-19 en la población mundial influirá en la esperanza de vida del año 2020 y es posible que también se haga sentir en los años venideros.

Marois, Muttarak y Scherbov (2020) estimaron el posible efecto de la pandemia en la esperanza de vida al nacer de diferentes regiones del mundo, utilizando la misma letalidad por edad entre regiones y seis escenarios de tasas de prevalencia alcanzadas en un año.

Las tasas consideradas van del 1% de prevalencia al 70%, como caso extremo. El primer escenario corresponde a una situación en que la propagación del virus se contiene muy bien y, en el caso extremo del 70%, a una situación en que el virus se propaga ampliamente como consecuencia de intervenciones públicas nulas o limitadas. Así, los autores hacen en esencia un ejercicio contrafactual que permite estimar cuál sería el impacto de la pandemia en las diferentes regiones del mundo, dada la estructura por edad y los niveles de mortalidad de cada región. Los resultados muestran que, ante iguales circunstancias del virus en distintas regiones, el impacto en la esperanza de vida al nacer sería mayor en América del Norte, Europa y América Latina y el Caribe debido a su estructura de población envejecida, ya que la letalidad del virus aumenta con la edad. En esas regiones, cada aumento porcentual en la prevalencia del COVID-19 puede disminuir la esperanza de vida al nacer en aproximadamente 0,1 años. Con una prevalencia del 10%, se perdería casi 1 año de esperanza de vida y, con un 50% de prevalencia, se perderían 5 años.

Existen algunos estudios que ponen de relieve la disminución de la esperanza de vida producto del COVID-19. Las provincias del norte de Italia más afectadas registraron pérdidas de esperanza de vida de 2 a 3,5 años en el caso de los hombres y de 1,1 a 2,5 años en el de las mujeres, siendo esta la mayor disminución desde la pandemia de influenza de 1918-1919 y la Segunda Guerra Mundial (Ghislandi y otros, 2020). En un trabajo reciente, Pifarré i Arolas y otros, (2021) calcularon los años de vida perdidos debido al COVID-19 en 81 países. Los resultados indican que, en los países más afectados, los años de vida perdidos fueron de 2 a 9 veces superiores a la media de influenza estacional. Tres cuartos de esos años correspondieron a muertes en menores de 75 años y un tercio, en menores de 55 años. Los hombres han perdido un 45% más de años de vida que las mujeres. En un estudio realizado en Inglaterra y Gales, se estimó que la esperanza de vida en 2020 disminuyó 0,9 años en las mujeres y 1,2 años en los hombres, en comparación con el año 2019 (Aburto y otros, 2021a).

En un estudio reciente en que se analiza el impacto del COVID-19 en la esperanza de vida en 29 países de todo el mundo, se indica que la esperanza de vida disminuyó en 27 países. Las mayores reducciones se observaron en hombres de los Estados Unidos y Lituania (2,2 y 1,7 años, respectivamente). En un total de 11 países se redujo 1 año la esperanza de vida en hombres y en 8 países se redujo 0,8 años la esperanza de vida en mujeres (Aburto y otros, 2021b).

En los países de América Latina y el Caribe, el exceso de mortalidad durante 2020 ha hecho que se reduzca entre 2 y 10 años la esperanza de vida. Los países que registraron las mayores pérdidas de años de vida fueron el Ecuador, México y el Perú (Lima y otros, 2021). En el caso del Brasil, según diversas estimaciones, se perdieron entre 1,3 y 2,4 años de vida (Castro y otros, 2021; Lima y otros, 2021).

4. La provincia de Córdoba y el COVID-19

La provincia de Córdoba es una de las 24 jurisdicciones que conforman la Argentina (23 provincias y un distrito federal: la Ciudad Autónoma de Buenos Aires). Se encuentra

ubicada en el centro del país y tiene una población de 3.373.025 habitantes según el censo de 2010. Es la segunda jurisdicción más poblada del país. Su capital, la ciudad de Córdoba, alberga el 40% de la población total de la provincia. Junto con otras ciudades circundantes conforma el Gran Córdoba, la segunda aglomeración urbana del país después del Gran Buenos Aires (INDEC, 2010).

La provincia de Córdoba tiene una importante actividad económica y produce el 10% del producto interno bruto del país. Se destaca por la actividad ganadera, la minería, la explotación forestal y el turismo, así como por un notable desarrollo industrial (Ministerio de Industria, Comercio y Minería de la Provincia de Córdoba, 2021). Desde el punto de vista sanitario, la provincia cuenta con una importante dotación de personal médico y profesionales auxiliares, formados en la Universidad Nacional de Córdoba (UNC) y en otras universidades privadas.

De acuerdo a sus indicadores demográficos, la provincia se caracteriza por presentar una transición demográfica avanzada. Se observa una situación intermedia con respecto a otras provincias del país que se encuentran más rezagadas, por una parte, y con respecto a la ciudad de Buenos Aires o las provincias de la Patagonia, que presentan una transición demográfica más avanzada. En 2016, la esperanza de vida en el caso de los hombres se ubicó en 72,9 años y en 79,0 años en el caso de las mujeres, la mortalidad infantil fue de 8,8 muertes por cada 1.000 nacidos vivos y la tasa global de fecundidad se cifró en 2,11 hijos por mujer (González, 2019). Los indicadores sobre las condiciones de vida de la población en la provincia muestran que la pobreza y la indigencia se hacen sentir en el Gran Córdoba: en el primer trimestre de 2021, el 46,6% de la población era pobre y el 10,8% indigente, cifras superiores a las observadas a nivel de país para el total de aglomerados urbanos (40,6% y 10,7%, respectivamente (INDEC, 2021)).

Respecto del manejo de la pandemia de COVID-19, Córdoba siguió las recomendaciones del Ministerio de Salud de la Nación en cuanto a medidas preventivas, adaptadas a la situación epidemiológica particular que se iba desarrollando en la provincia. Además, se implementaron importantes medidas de rastreo de contactos. Al finalizar el 2020, se contabilizaron en la provincia de Córdoba un total de 128.001 casos de COVID-19 y 2.503 muertes por dicha enfermedad. La tasa de letalidad fue de 1,9%. Durante 2020, el porcentaje de ocupación de camas críticas fue del 20,6% (Ministerio de Salud de la Provincia de Córdoba, 2021).

B. Metodología

1. Fuentes de datos

Las fuentes de datos utilizadas para las estimaciones realizadas fueron las defunciones por provincia de residencia, sexo y edad correspondientes a los años 2017, 2018 y 2019. La información fue proporcionada por la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación. Para 2020 se utilizaron las defunciones por sexo y edad proporcionadas por el Registro Civil de la Provincia de Córdoba (RCPC), ya

que la DEIS solo tendrá disponibles los datos de 2020 en 2022. Esta información obtenida del Registro Civil de la Provincia es la fuente de información que empleará la DEIS para sus bases de datos a publicarse en 2022.

Los datos de población utilizados provienen de las proyecciones de población oficiales del INDEC (2013) y de proyecciones propias, actualizadas con estadísticas vitales de la DEIS correspondientes al período 2009-2019 (González y Pou, 2020; González, 2021).

Por último, se utilizaron datos de mortalidad por COVID-19 según sexo y edad provenientes de la base de datos de casos registrados de COVID-19 en la República Argentina, del Ministerio de Salud de la Nación. Los registros computados estaban actualizados al 31 de diciembre de 2020⁵.

Cabe destacar que, en el análisis de las bases de datos del Registro Civil de la Provincia de Córdoba, la DEIS y el registro de mortalidad por COVID-19 del Ministerio de Salud de la Nación, los valores de edad desconocidos fueron imputados proporcionalmente según la distribución por edad conocida (<2% de los casos).

Es importante señalar que el presente análisis se realizó con datos de defunciones registradas en la provincia de Córdoba, ocurridas durante 2020. Los datos fueron proporcionados por el Registro Civil de la Provincia en abril de 2021. Según estos, se registraron en Córdoba 34.155 defunciones, 967 de las cuales fueron de residentes de otras provincias. Se decidió trabajar con el total de muertes registradas y no con las muertes de residentes porque en ese momento no era posible contar con la información de residentes de Córdoba fallecidos en otras provincias. De esta manera se supone una compensación entre las defunciones de no residentes registradas en Córdoba y las defunciones de residentes en Córdoba registradas en otras provincias.

2. Cálculos realizados

En primer lugar, se estimaron las “defunciones esperadas en 2020” bajo un supuesto de situación sanitaria normal, sin epidemia de COVID-19. De la proyección propia con estadísticas vitales se obtuvieron las esperanzas de vida al nacer por sexo en el período 2010-2019. A continuación se realizó una estimación lineal de las esperanzas de vida en 2020⁶. Con estas esperanzas hipotéticas se proyectaron las defunciones por sexo y edad que se podrían haber esperado para 2020, suponiendo que la epidemia no se hubiera producido. El programa utilizado fue DAPPS 3.2 (Oficina del Censo de los Estados Unidos, 2020).

En segundo lugar, se calculó el exceso de mortalidad en 2020. El cálculo de dicho exceso se realizó restando las defunciones esperadas “sin pandemia” a las defunciones por

⁵ La base de datos es publicada por la Dirección Nacional de Epidemiología y Análisis de Situación de Salud del Ministerio de Salud de la Nación. Véase [en línea] <http://www.datos.salud.gob.ar/dataset/covid-19-casos-registrados-en-la-republica-argentina>, [fecha de consulta: 2 de mayo de 2021].

⁶ Se ensayaron también estimaciones exponenciales y logísticas que arrojaron resultados superiores o inferiores respectivamente, que pueden conducir a una sobreestimación o subestimación del exceso de mortalidad por COVID-19. La función lineal produce una estimación intermedia respecto a las mencionadas.

sexo y edad obtenidas con datos del Registro Civil de la Provincia de Córdoba (RCPC)⁷. Se calculó el porcentaje de exceso de mortalidad mediante la siguiente fórmula:

$$\text{Exceso de mortalidad 2020 (\%)} = \frac{(\text{Muertes registradas} - \text{muertes esperadas})}{(\text{Muertes esperadas})} \times 100$$

Se comparó el exceso de mortalidad con los datos de mortalidad por COVID-19.

En tercer lugar, se confeccionaron tablas de vida para disponer de la esperanza de vida por sexo al nacimiento y a los 60 años. Las tablas de vida se prepararon con las planillas LTPOPDTH del utilitario Population Analysis Spreadsheets (PAS) elaboradas por la Oficina del Censo de los Estados Unidos. En dichas tablas se utilizaron los datos correspondientes al promedio de las defunciones de 2017-2019, las defunciones de 2020 del RCPC y las defunciones esperadas. Como denominador se plantearon dos alternativas: i) las proyecciones de población oficiales del INDEC (2013), y ii) las proyecciones propias actualizadas con estadísticas vitales de 2009-2019 de la DEIS (González y Pou, 2020; González, 2021).

Se calcularon las siguientes variantes de tablas de vida por sexo:

- Con defunciones de 2020 del RCPC y proyecciones del INDEC.
- Con defunciones de 2020 del RCPC y proyecciones propias.
- Con defunciones esperadas para 2020 y proyecciones del INDEC.
- Con defunciones esperadas para 2020 y proyecciones propias.
- Con defunciones del período 2017-2019 de la DEIS y proyecciones del INDEC.
- Con defunciones del período 2017-2019 de la DEIS y proyecciones propias.

Se ensayaron los cálculos con dos denominadores diferentes para observar probables cambios en los indicadores que pudieran producirse (RCPC e INDEC). La principal diferencia entre ambas proyecciones radica en que las estimaciones oficiales del INDEC no han sido revisadas desde su publicación en 2013, por lo que no tienen en cuenta la evolución de los indicadores demográficos desde el último censo. En cambio, en las proyecciones alternativas empleadas en este análisis se han incorporado estadísticas vitales correspondientes al último registro disponible, entre los años 2009 y 2019⁸ (DEIS, 2021). De esta manera se intenta actualizar la dinámica demográfica provincial hasta el momento previo a la aparición de la epidemia de COVID-19. Por otra parte, la utilización de las proyecciones del INDEC se justifica por ser información oficial y disponible, de manera

⁷ Es importante mencionar que, para realizar esta comparación, se utilizan dos fuentes de datos diferentes, lo que puede introducir sesgos en las comparaciones. Las defunciones registradas por COVID-19 tienen como fuente el Ministerio de Salud de la Nación, mientras que los datos que reflejan las defunciones totales de 2020 se obtienen del Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

⁸ Las proyecciones construidas incorporaron promedios trianuales de nacimientos por edad de la madre y defunciones por sexo y edad correspondientes al período 2009-2018. Para 2019, se incluyen los datos sin promediar con años previos. Los registros sin declaración de sexo o edad (de las madres, o de los fallecidos) fueron distribuidos proporcionalmente. Las hipótesis de migración fueron construidas a partir del saldo migratorio total del período 2002-2010 (crecimiento intercensal, menos crecimiento vegetativo) y de razones de supervivencia intercensal (migración interna) (González, 2021).

que permite reproducir los cálculos indicados en este análisis, así como compararlos con los de otros que utilicen el mismo denominador.

Se consideró relevante calcular las tablas de vida para 2018, con el promedio trianual de las defunciones entre 2017 y 2019 (ítems 5 y 6). Este momento representaría la situación previa a la pandemia, en condiciones sanitarias normales.

Por último, se hizo el cálculo de la descomposición de las diferencias de esperanzas de vida entre 2020 y 2018, utilizando el procedimiento propuesto por Arriaga (1994 y 2014). Mediante el programa DEV-085 se analizaron las diferencias por edades existentes entre las diferentes tablas de vida obtenidas en las proyecciones. Esto permite advertir qué grupos etarios, diferenciados por sexo, aportan los mayores cambios en el nivel general de mortalidad. De esta manera se puede determinar qué franjas de edad muestran cambios positivos o negativos entre los distintos momentos temporales comparados.

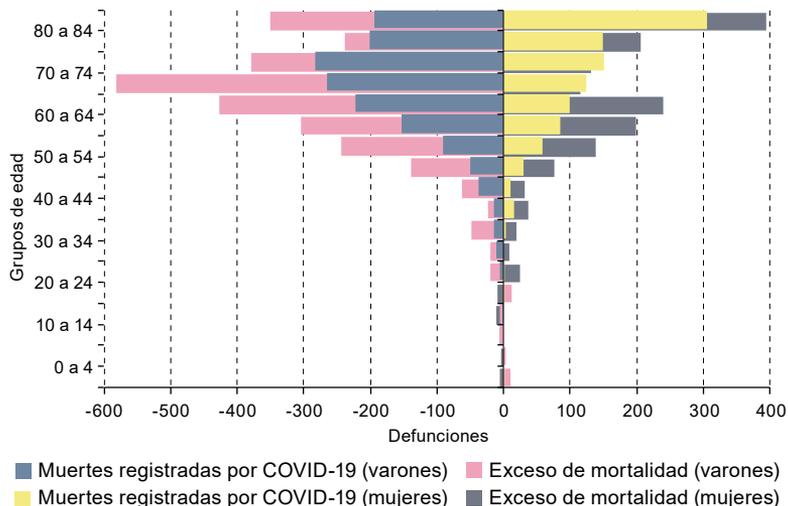
C. Resultados

El total de muertes registradas en Córdoba por el RCPC fue de 34.155, correspondientes a 17.732 hombres y 16.423 mujeres. Las defunciones esperadas fueron de 29.743, con base en estimaciones para el año 2020, 14.911 y 14.832 muertes en hombres y mujeres, respectivamente. Es decir que hubo un exceso de mortalidad de 4.412 decesos, desglosado en 2.821 hombres y 1.591 mujeres (18,9% en hombres y 10,7% en mujeres; 14,8% en ambos sexos).

En el gráfico 1 se observa la comparación entre las defunciones registradas por COVID-19 en la provincia de Córdoba y el exceso de mortalidad, por sexo y edad. Se puede deducir que las defunciones por COVID-19 explican el 55% del exceso de mortalidad masculina y el 65% de la mortalidad femenina. En el caso de los varones, la mayor diferencia entre exceso de mortalidad y muertes por COVID-19 se observa en las edades entre 65 y 74 años. En las mujeres, esta situación se da entre los 55 y 69 años. Cabe destacar que las defunciones por COVID-19 en las mujeres de 70 a 79 años superan levemente el exceso de mortalidad.

A continuación se presenta la comparación entre las esperanzas de vida obtenidas con la proyección oficial de INDEC y con las proyecciones propias. Cabe aclarar que las proyecciones propias indican esperanzas de vida menores que las proyecciones oficiales por diversas razones: i) mientras que el INDEC adoptó la mortalidad de 2008-2010 para el año base, en las proyecciones propias se consideraron las defunciones registradas durante el período 2009-2011; ii) la población obtenida de la proyección propia es inferior a la oficial debido al descenso de nacimientos observado durante la década y al aumento de las defunciones totales, a la vez que la hipótesis de migración fue negativa frente a la hipótesis positiva del INDEC, y iii) las esperanzas de vida oficiales correspondientes a 2020 fueron estimadas con un modelo matemático y tablas modelo óptimas junto a las esperanzas del país en su conjunto y las restantes provincias (INDEC, 2013), mientras que en la proyección propia las esperanzas se derivan de las estadísticas vitales publicadas por la DEIS.

Gráfico 1
Provincia de Córdoba: exceso de muertes y muertes por COVID-19, según sexo y grupo de edad, 2020
 (En número de defunciones)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y el Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

En el caso de las esperanzas derivadas de la proyección oficial se observa una pérdida de 2 años de esperanza de vida entre los varones en 2020, al comparar los resultados obtenidos con las defunciones del RCPC y las esperadas en el supuesto sin pandemia (véanse el cuadro 1 y el gráfico 2). En las mujeres, la pérdida es de 1,3 años de esperanza de vida. Si se comparan los resultados de 2020 con la estimación de 2018, la pérdida se reduce a 1,4 años en los varones y a 0,8 años en las mujeres.

Cuadro 1
Provincia de Córdoba: esperanzas de vida por sexo, obtenidas a través de la proyección oficial del INDEC (años de vida), 2018 y 2020

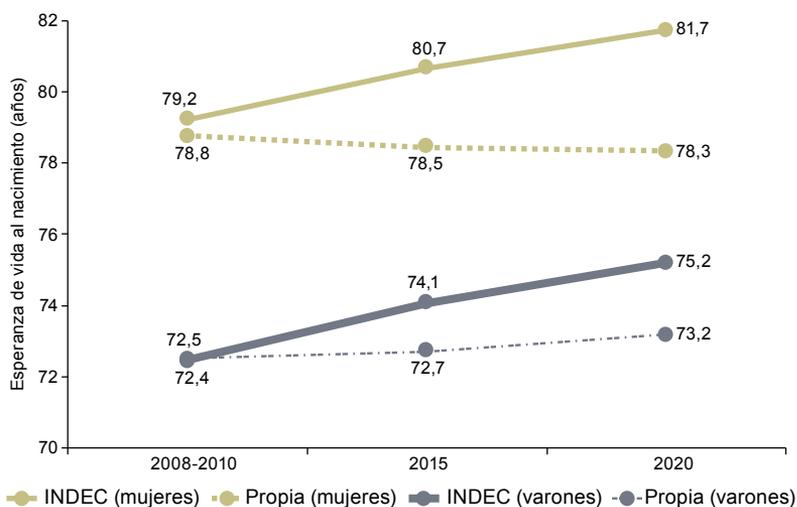
A. Esperanzas de vida al nacer y a los 60 años por sexo, denominador de proyecciones de población por provincia del INDEC, 2010-2040 (en años de vida)			
	2018 (promedio trianual de defunciones según la DEIS en 2017-2019)	Defunciones esperadas, 2020	Defunciones registradas, 2020
Esperanza de vida al nacer (varones)	74,2	74,8	72,8
Esperanza de vida al nacer (mujeres)	80,0	80,5	79,2
Esperanza de vida a los 60 años (varones)	19,0	19,5	17,8
Esperanza de vida a los 60 años (mujeres)	23,4	23,8	22,8

Cuadro 1 (conclusión)

B. Diferencias de esperanzas de vida al nacer y a los 60 años con defunciones del Registro Civil de la Provincia de Córdoba, 2020 (en años de vida)			
Esperanza de vida al nacer (varones)	-1,4	-2,0	-
Esperanza de vida al nacer (mujeres)	-0,8	-1,3	-
(Esperanza de vida a los 60 años varones)	-1,2	-1,7	-
(Esperanza de vida a los 60 años mujeres)	-0,6	-1,0	-

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y el Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

Gráfico 2
Provincia de Córdoba: esperanzas de vida al nacer por sexo, según proyecciones del INDEC y propias, 2010-2020
(En años de vida)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de L. M. González, "Estimación del cambio en la mortalidad de Argentina 2019-2020 por COVID-19. Informe de avance", Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)–Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba (UNC), 2021, y datos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) y el Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

En el caso de las esperanzas calculadas con la proyección propia (véanse el cuadro 2 y el gráfico 2), la pérdida es de 1,8 años entre los varones según los registros disponibles correspondientes a 2020, en comparación con las defunciones esperadas sin pandemia. En el caso de las mujeres, la pérdida es de 1,1 años de esperanza de vida. Al comparar estos resultados con la estimación de 2018, la pérdida disminuye a 1,5 años en los varones y a 1,1 años en las mujeres.

Cuadro 2
Provincia de Córdoba: esperanzas de vida por sexo, obtenidas a través de proyecciones con estadísticas vitales (años de vida), 2018 y 2020

A. Esperanzas de vida al nacer y a los 60 años por sexo, denominador de proyecciones de población por provincia con estadísticas vitales de la DEIS, 2009-2019 (en años de vida)			
	2018 (promedio trianual de defunciones según la DEIS en 2017-2019)	Defunciones esperadas, 2020	Defunciones registradas, 2020
Esperanza de vida al nacer (varones)	72,9	73,2	71,4
Esperanza de vida al nacer (mujeres)	78,2	78,3	77,2
Esperanza de vida a los 60 años (varones)	17,8	17,9	16,5
Esperanza de vida a los 60 años (mujeres)	21,7	21,6	20,8
B. Diferencias de esperanzas de vida al nacer y a los 60 años con defunciones del Registro Civil de la Provincia de Córdoba, 2020 (en años de vida)			
Esperanza de vida al nacer (varones)	-1,5	-1,8	-
Esperanza de vida al nacer (mujeres)	-1,1	-1,1	-
Esperanza de vida a los 60 años (varones)	-1,3	-1,4	-
Esperanza de vida a los 60 años (mujeres)	-0,9	-0,8	-

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de L. M. González, "Estimación del cambio en la mortalidad de Argentina 2019-2020 por COVID-19. Informe de avance", Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)-Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba (UNC), 2021, y datos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y el Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

Puede afirmarse que las diferencias entre las situaciones con y sin pandemia se mantienen en las dos proyecciones. Lo que cambia es el nivel de la esperanza de vida, que es alrededor de un año más baja en las estimaciones realizadas con la proyección propia. Esta diferencia responde a la hipótesis de mortalidad definida por el INDEC en su proyección correspondiente a la provincia de Córdoba, con un nivel más bajo del que efectivamente se ha registrado con las estadísticas vitales del período 2009-2019 (véase el gráfico 2).

Como se puede observar en el gráfico 2, el INDEC incluyó efectivamente en sus proyecciones una hipótesis que reflejaba un descenso de la mortalidad más marcado de lo que se pudo verificar con las estadísticas vitales. En 2015, las esperanzas de vida del INDEC superaron en 1,4 años las obtenidas con estadísticas vitales en el caso de los varones, y en 2,2 años en el caso de las mujeres. En 2020, estas diferencias alcanzaron 2 y 3,4 años, respectivamente.

Al no revisarse las proyecciones oficiales publicadas en 2013, las esperanzas de vida no solo quedaron desactualizadas, sino que muestran un desfase notorio frente a un evento sanitario inesperado, como la pandemia de 2020.

En segundo lugar, se consideran las esperanzas de vida registradas a los 60 años de edad. Se verifican importantes disminuciones de la esperanza de vida de los varones en 2020, en comparación con la mortalidad esperada sin pandemia. Varían entre 1,4 y 1,7 años, según se tome la proyección propia o la oficial. En el caso de las mujeres, estas diferencias oscilan entre 0,8 y 1 año de esperanza de vida a los 60 años de edad.

Si se cotejan las esperanzas obtenidas para 2020 con las correspondientes a 2018, la pérdida de esperanza de vida en los hombres varía entre 1,3 y 1,2 años, con la proyección propia o la oficial, respectivamente. En el caso de las mujeres, estas diferencias oscilan entre 0,9 y 0,6 años.

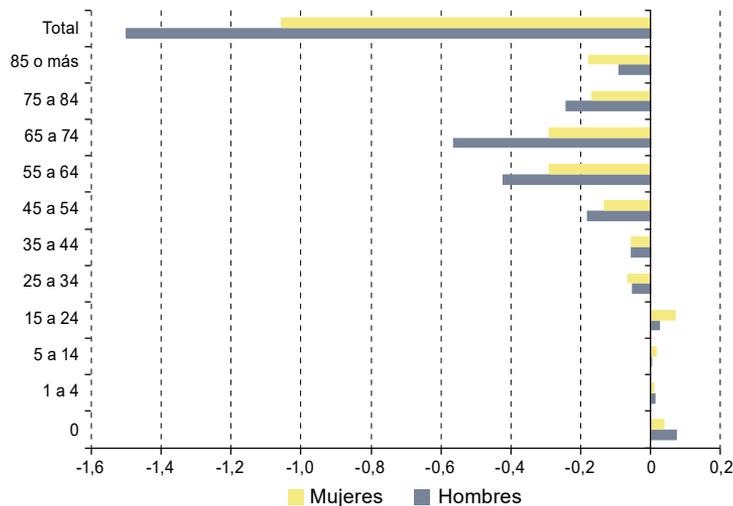
Por último, se estima el impacto de cada grupo de edad en la pérdida de esperanza de vida entre 2020 y 2018. Para ello se utilizó el método de Arriaga (1994), que descompone las diferencias de esperanzas de vida entre dos situaciones por sexo y edad. Este cálculo se hizo con las proyecciones de población propias, debido a las diferencias observadas en los niveles de esperanza de vida cuando se empleaban las proyecciones del INDEC.

En el gráfico 3 se destaca que la mayor pérdida de esperanza de vida se produce en los hombres de 65 a 74 años de edad, lo que hace retroceder la esperanza de vida masculina en Córdoba entre 0,54 y 0,57 años en el período comprendido entre 2018 y 2020. El grupo siguiente está compuesto por los hombres de 55 a 64 años, en los que habría un retroceso de entre 0,42 y 0,44 años en la esperanza de vida. Les siguen las mujeres de 55 a 64 años y de 65 a 74 años, que pierden, respectivamente, entre 0,28 y 0,29 años de esperanzas de vida.

A pesar de que las defunciones entre los 55 y los 74 años de edad son menos frecuentes que a edades mayores, la pérdida de esperanza de vida en dichas edades es más acentuada por tratarse de muertes a edades más jóvenes. Los resultados presentados muestran también una llamativa tendencia positiva en los menores de 25 años.

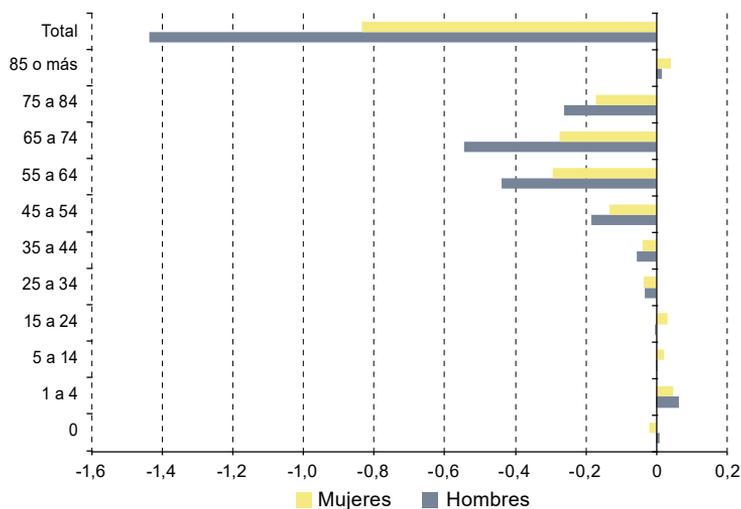
En el gráfico 4 se muestran los cálculos de la descomposición de los cambios en la esperanza de vida entre 2020 y 2018, utilizando como denominador las proyecciones del INDEC. El mayor cambio se aprecia tanto en hombres como mujeres entre los 55 y 74 años. Los hombres pierden 1,44 años de esperanza de vida y las mujeres 0,83. La mayor pérdida para los hombres se debe a que, en el grupo etario de 65 a 74 años, se pierden 0,54 años de esperanza de vida. Por su parte, en el caso de las mujeres, el grupo de 55 a 64 años hace que la pérdida de esperanza de vida sea de 0,29 años.

Gráfico 3
Provincia de Córdoba: descomposición de los cambios en la esperanza de vida por edades y sexo, 2020-2018
(En años de vida)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de L. M. González, “Estimación del cambio en la mortalidad de Argentina 2019-2020 por COVID-19. Informe de avance”, Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)–Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba (UNC), 2021, y datos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y el Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

Gráfico 4
Provincia de Córdoba: descomposición de los cambios en la esperanza de vida por edades y sexo (proyecciones del INDEC), 2020-2018
(En años de vida)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de proyecciones propias y del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud (DEIS) y el Registro Civil de la Provincia de Córdoba.

D. Discusión

Para poder estimar el impacto de la pandemia de COVID-19 en la mortalidad en la provincia de Córdoba, se calculó el exceso de mortalidad, entendido como la diferencia entre las muertes ocurridas y aquellas que cabría esperar si no hubiese ocurrido la pandemia. Se parte del supuesto de que no hay cambios en la completitud de los registros entre los distintos años. Asimismo, se calcularon los cambios en la esperanza de vida producto del exceso de mortalidad.

Es importante considerar que este análisis constituye una primera aproximación a los resultados de la primera ola de la pandemia sobre la esperanza de vida en la provincia de Córdoba. Mientras se escribía el presente artículo (junio de 2021), la provincia estaba atravesando la segunda ola de la pandemia con consecuencias aún difíciles de predecir sobre la esperanza de vida. Será necesario hacer una nueva evaluación de los efectos una vez que haya terminado la pandemia. Sin embargo, se ha considerado necesario ir generando conocimientos sobre un fenómeno novedoso para las políticas sanitarias locales.

En este análisis se ha observado un exceso de mortalidad del 14,8%, superior al indicado en el estudio de Yanover y otros (2021), quienes observaron un 8% de exceso de mortalidad en la provincia de Córdoba, a pesar de haber utilizado las mismas fuentes de datos (RCPC y defunciones de la DEIS). Esta diferencia se debe a que para este trabajo se consultaron las bases de datos del RCPC en una fecha posterior a la de Yanover y otros (2021), y a que las cifras del RCPC se fueron actualizando. Ello responde a las demoras que hubo para completar el registro de muertes, debido a la pandemia.

Este mayor exceso de mortalidad que se observa en el presente estudio no se explica en su totalidad por las muertes directamente relacionadas al COVID-19. Por lo tanto, o bien existe un subregistro de mortalidad por COVID-19 o se ha producido un incremento de muertes indirectamente relacionadas con el COVID-19, por la situación de pandemia. Por ejemplo, los inconvenientes en el acceso a la atención de salud pueden haber producido un incremento de la mortalidad por otras causas, como enfermedades cardiovasculares y oncológicas (Vandoros, 2020; Petrova y otras, 2020; Lai y otros, 2020); así como situaciones de estrés traumático (Boyras y Legros, 2020), deterioro de la situación económica (CEPAL, 2021), estados depresivos (Ozamiz-Etxebarria y otras, 2020; Vázquez y otros, 2020), incremento de la violencia familiar y de género (Sánchez y otras, 2020). Esos factores, entre otros, pueden haber influido en la mortalidad. Cabe destacar que el exceso de mortalidad por causas no diagnosticadas como muerte por COVID-19 ha sido observado en otros estudios realizados en países desarrollados (Vandoros, 2020; Faust y otros, 2021; Nogueira y otros, 2021). Según Karlinsky y Kobak (2021), que analizaron el exceso de mortalidad en 77 países de diversos continentes, el porcentaje de mortalidad durante 2020 ha variado desde un exceso de más del 50% en los países que no implementaron intervenciones no farmacéuticas, hasta países que han registrado una disminución de la mortalidad, lo que presumiblemente se debería a la menor cantidad de muertes por causas no relacionadas con el COVID-19, debido al confinamiento.

La distribución de las muertes por COVID-19 y el exceso de mortalidad por sexo y edad siguen patrones similares con una mayor concentración en las edades mayores y en los varones. Ello concuerda con otros estudios sobre exceso de mortalidad realizados en otros países (Stang y otros, 2020; Krieger, Chen y Waterman, 2020).

Según sexo, el exceso de mortalidad fue mayor en los varones que en las mujeres. Al analizar este dato, aunque el total de muertes por COVID-19 fue mayor en varones, la mortalidad por COVID-19 explicaba en menor proporción la mortalidad masculina que la femenina. Esto puede ser debido a una mayor proporción de mortalidad por otras causas, como las enfermedades cardiovasculares y el cáncer. Como se indicó, debido a la situación de pandemia, las muertes por esas causas se podrían haber incrementado debido a un menor acceso al sistema de salud (Petrova y otras, 2020; Lai y otros, 2020). Esa situación podría afectar más a los varones, ya que suelen tener menor contacto con el sistema de salud que las mujeres, lo que influye en el diagnóstico precoz y el tratamiento eficaz de estas patologías (Pinkhasov y otros, 2010).

Según la edad, en los varones la mayor diferencia entre exceso de mortalidad y muertes por COVID-19 se observa entre 65 y 74 años, mientras que en las mujeres esta situación se observó entre los 55 y los 69 años. El mayor aumento en estas edades podría estar relacionado con el aumento de la mortalidad por enfermedades crónicas no transmisibles que no recibieron tratamiento (Petrova y otras, 2020; Lai y otros, 2020). Cabe destacar que las defunciones por COVID-19 en las mujeres de 70 a 79 años superan levemente al exceso de mortalidad, lo que se explicaría por el hecho de que se han utilizado dos fuentes de datos diferentes (datos de defunciones del RCPC y datos de mortalidad por COVID-19 del Ministerio de Salud de la Nación). Por lo tanto, puede haber algunos errores en la codificación de la edad, que deberían revisarse. Por otra parte, en las edades jóvenes se observó un menor exceso de mortalidad, siendo en algunos casos negativa. En los niños, niñas y adolescentes, la principal causa de muerte son los accidentes y los principales motivos de internación son los traumatismos y las enfermedades del sistema respiratorio (Codarini y otros, 2018). Por ese motivo puede haber ocurrido un número de muertes inferior a lo esperado, debido a que el ASPO puede haber producido una menor exposición a patógenos y al riesgo de accidentes en este grupo poblacional.

El exceso de mortalidad en la provincia de Córdoba en 2020 provocó una disminución de 2 años en la esperanza de vida de los hombres y de 1,3 años en el caso de las mujeres, si se consideran las proyecciones del INDEC, o de 1,8 años de esperanza de vida en varones y 1,1 en mujeres, al considerar las proyecciones propias. El descenso de la esperanza de vida que se ha observado en este análisis constituye una situación inédita para la provincia desde que se cuenta con datos de calidad para el análisis (es decir, desde la segunda mitad del siglo XX).

El análisis del cambio de la esperanza de vida entre el trienio 2017-2019 y el año 2020, realizado con el método de descomposición por edades, permitió detectar los grupos poblacionales donde el impacto de la pandemia fue mayor. Si bien las frecuencias absolutas de defunciones se concentran a partir de los 70 años, la descomposición por edades reveló

que las mayores pérdidas de esperanzas se habrían producido entre los 55 y 74 años de edad en ambos sexos. Otros grupos que se mostraron vulnerables durante la primera ola de la pandemia fueron los de personas de 45 a 54 años de edad y, en menor grado, los de 25 a 44 años de edad.

El enfoque de la descomposición de la esperanza de vida propuesto por Arriaga (1994) permite detectar el impacto diferencial que tienen las causas de muerte individuales sobre la población, donde la composición etaria de los fallecidos es tan importante como las frecuencias absolutas registradas. Se destaca, además, la utilidad del indicador para analizar los resultados en “años de vida”, lo que facilita la interpretación de los datos y refleja la importancia de considerar la estructura etaria de los decesos que se registran, tanto por COVID-19 como por las restantes causas. En ese sentido resulta importante disponer de proyecciones demográficas actualizadas por estadísticas vitales, mientras no se realice un nuevo censo de población nacional.

La pandemia de COVID-19 ha producido (y continúa produciendo) efectos en la esperanza de vida de la población que inciden de forma directa o indirecta en la mortalidad. La bibliografía indica hasta el momento pérdidas de entre 1,5 y 2,5 años de vida, a partir de datos que surgen de la primera ola en algunos países desarrollados y que pueden atribuirse tanto a efectos directos como indirectos del COVID-19 (Aburto y otros, 2021a; Trías-Llimós y Bilal, 2020; Ghislandi y otros, 2020). Dichas cifras son levemente superiores en las estimaciones obtenidas en el presente estudio. Conforme a la bibliografía, en este trabajo también se visualiza una mayor pérdida de años de vida en varones en comparación con las mujeres (Aburto y otros, 2021a; Trías-Llimós y Bilal, 2020; Ghislandi y otros, 2020). En el futuro se debería continuar analizando el diferencial de mortalidad por sexo, y verificar si persiste en el tiempo. Por ejemplo, la pandemia de influenza de 1918 tuvo un efecto marcado y bastante duradero en el diferencial de mortalidad por sexo en los Estados Unidos. Después de 1918, las mujeres perdieron la mayor parte de su ventaja de mortalidad sobre los hombres, y la brecha entre mujeres y hombres no recuperó su nivel anterior a la epidemia hasta la década de 1930 (Noymer y Garenne, 2000). Por otra parte, sería importante analizar las diferencias entre los diversos grupos poblacionales en cada provincia y a nivel de país, como reflejo de las inequidades en la calidad de vida y la atención en salud. Por ejemplo, en los Estados Unidos se han podido constatar diferencias en la mortalidad según la raza (Andrasfay y Goldman, 2021).

Hay otros efectos indirectos de la pandemia sobre el nivel de mortalidad, además de aquellos relacionados con el aumento o disminución de la mortalidad por otras patologías producto de la saturación de los sistemas de salud, o bien por el efecto de los confinamientos prolongados en la detección temprana y tratamiento eficaz de otras patologías, como se indicó anteriormente (Vandoros, 2020; Petrova y otras, 2020; Lai y otros, 2020). También existen impactos relacionados con el aumento de la pobreza en las sociedades (en especial las de América Latina y el Caribe como consecuencia de la pandemia (CEPAL, 2021)) y con los efectos que tendrá en la calidad de vida y la morbimortalidad futura. Por ejemplo, en un estudio realizado por Almond (2006), siguiendo la hipótesis de Barker (1992) (que indica

que ciertas condiciones crónicas en la adultez se originan en el período de desarrollo fetal), se estimaron los efectos de la pandemia de influenza de 1918 en las cohortes expuestas a dicho virus *in utero*, a partir de datos censales. Los resultados indican que las cohortes que se vieron expuestas tuvieron menores logros educativos, mayor tasa de discapacidad física y menor nivel socioeconómico, en comparación con otras cohortes de nacimiento. Se concluye, por lo tanto, que es de suma importancia invertir en la salud desde la concepción para incrementar el capital humano del futuro.

Es necesario tener en cuenta que un análisis más preciso del impacto de la pandemia en la mortalidad en 2020 será posible cuando el Ministerio de Salud de la Nación publique las estimaciones de defunciones por causa básica respecto de 2022. La causa básica identifica el estado mórbido o el evento externo responsable de la defunción de una persona, que puede entrañar otros episodios o patologías que comprometen la salud hasta provocar la muerte. En el caso del virus del COVID-19, se considera que es una causa básica de muerte cuando la enfermedad se confirma o se sospecha desde un criterio clínico-epidemiológico, de manera independiente a la existencia o no de enfermedades preexistentes asociadas (DEIS, 2020)⁹.

A pesar de lo provisorio de los resultados, se considera oportuno ofrecer análisis parciales del impacto de la mortalidad por COVID-19 a fin de colaborar con las autoridades sanitarias en la mejor comprensión de la pandemia. El estudio de un fenómeno en desarrollo es un desafío metodológico por el carácter tentativo e incompleto de la información disponible. La gravedad y la rapidez de propagación de la enfermedad ameritan el esfuerzo de toda la comunidad científica para aportar elementos de juicio a las autoridades sanitarias. La identificación de los grupos poblacionales que son más vulnerables a la mortalidad por esta enfermedad contribuye a la orientación estratégica de las acciones de prevención y atención oportuna, a fin de mitigar sus consecuencias en la salud de la población.

1. Consideraciones sobre los datos y limitaciones del estudio

La necesidad de generar conocimientos sobre los efectos de la pandemia mientras esta se desarrolla hace necesario utilizar datos de diferentes fuentes (DEIS para defunciones en el período 2017-2019 y RCPC para 2020). Se ha partido del supuesto de que la calidad de la información no presenta diferencias significativas, pero pueden surgir diferencias cuando los datos del RCPC sean publicados por la DEIS en 2022. Asimismo, las recomendaciones para estudiar la mortalidad sugieren que se obtengan promedios trianuales centrados en un año. A los fines de publicar análisis preliminares sobre lo ocurrido en 2020, esta recomendación se obvió.

⁹ Sobre las enfermedades preexistentes, la DEIS aclara: “Si en la persona fallecida existían otras condiciones de salud crónicas (obesidad, enfermedad oncológica, hepatopatía crónica, inmunosupresión congénita o adquirida, hipertensión arterial, enfermedad neurológica crónica, enfermedad pulmonar obstructiva crónica, asma, diabetes, insuficiencia renal crónica, insuficiencia cardíaca, etc.), que fueron complicadas por la presencia de COVID-19 las mismas se consideran enfermedades contribuyentes” (DEIS, 2020, pág. 3).

La utilización de las distintas fuentes de datos en lo que se refiere a las proyecciones y muertes esperadas permite deducir que, si bien existen algunas diferencias que luego repercuten en el nivel de esperanza de vida, las diferencias entre las situaciones con y sin pandemia se mantienen en las dos estimaciones diferentes. Con base en estos resultados se concluye que, a la hora de realizar estimaciones, es importante tener en cuenta tanto la población como la fuente del cálculo de muertes esperadas que luego se utilizará en la elaboración de los indicadores de esperanzas de vida. Si bien las distintas fuentes de datos no repercuten de manera sustancial en los resultados, sí pueden distorsionar las comparaciones con otros estudios que utilizan, a su vez, diversas fuentes de datos.

E. Conclusiones

En 2020 en la provincia de Córdoba hubo un 14,8% de exceso de mortalidad. Ello produjo una reducción de 2 años en la esperanza de vida de los hombres y de 1,3 años en las mujeres, si se consideran las proyecciones del INDEC, o de 1,8 años de esperanza de vida en hombres y 1,1 en mujeres, si se consideran las proyecciones propias.

Se presume que, como resultado de las medidas de aislamiento tomadas, se redujeron algunas defunciones (causas externas en general), mientras que algunas podrían haber aumentado debido a la falta de continuidad en tratamientos o a la saturación del sistema de salud. En el caso de los jóvenes, es probable que la ligera mejora de la esperanza de vida responda a la disminución de la movilidad, que puede haber reducido el número de muertes por accidentes.

Se necesitarán futuras investigaciones para evaluar el efecto de la pandemia en la esperanza de vida a largo plazo y en los diversos grupos poblacionales.

Bibliografía

- Aburto, J. M. y otros (2021a), “Estimating the burden of the COVID-19 pandemic on mortality, life expectancy and lifespan inequality in England and Wales: a population-level analysis”, *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 75, N° 8, agosto.
- Aburto, J. M. y otros (2021b), “Quantifying impacts of the COVID-19 pandemic through life-expectancy losses: a population-level study of 29 countries”, *International Journal of Epidemiology*, vol. 51, N° 1, septiembre.
- Acosta, L. D. y otros (2021), “Las personas mayores frente al COVID-19: tendencias demográficas y acciones políticas”, *Revista Latinoamericana de Población (RELAP)*, vol. 15 N° 29.
- Almond, D. (2006), “Is the 1918 influenza pandemic over? Long-term effects of *in utero* influenza exposure in the post-1940 U.S. population”, *Journal of Political Economy*, 114, N° 4, agosto.
- Andrasfay, T. y N. Goldman (2021), “Reductions in 2020 US life expectancy due to COVID-19 and the disproportionate impact on the Black and Latino populations”, *PNAS*, vol. 118, N° 5, enero.
- Armocida, B. y otros (2020), “The Italian health system and the COVID-19 challenge”, *The Lancet Public Health*, vol. 5, N° 5, mayo.

- Arriaga, E. (2014), *Análisis demográfico de la mortalidad*, Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)–Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba (UNC).
- (1994), “Measuring and explaining the change of life expectancies”, *Demography*, vol. 21, N° 1, febrero.
- Barker, D. J. (1990), “The fetal and infant origins of adult disease”, *BMJ*, vol. 301.
- Boyras, G. y D. N. Legros (2020), “Coronavirus disease (COVID-19) and traumatic stress: probable risk factors and correlates of posttraumatic stress disorder”, *Journal of Loss and Trauma*, vol. 25 N° 6-7.
- Castro, M. C. y otros (2021), “Reduction in life expectancy in Brazil after COVID-19”, *Nature Medicine*, vol. 27, N° 9, septiembre.
- CDC COVID-19 Response Team (2020), “Geographic Differences in COVID-19 Cases, Deaths, and Incidence – United States, February 12–April 7, 2020”, *Morbidity and Mortality Weekly Report (MMWR)*, vol. 69 N° 15, abril.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2021), *Observatorio Demográfico, 2020 (LC/PUB.2020/20-P)*, Santiago.
- Chen, N. y otros (2020), “Epidemiological and clinical characteristics of 99 cases of 2019 novel coronavirus pneumonia in Wuhan, China: a descriptive study”, *The Lancet*, vol. 395, N° 10223, febrero.
- Codarini, G. y otros (2018), “Programa Nacional de Salud Escolar: una política de cuidado de niñas, niños y adolescentes en edad escolar de Argentina”, *Revista Argentina de Salud Pública*, vol. 9, N° 35.
- Cruz Castanheira, H. y J. H. Monteiro da Silva (2021), “Mortalidad por COVID-19 y las desigualdades por nivel socioeconómico y por territorio”, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 22 de noviembre [en línea] <https://www.cepal.org/es/enfoques/mortalidad-covid-19-desigualdades-nivel-socioeconomico-territorio>.
- DEIS (Dirección de Estadísticas e Información en Salud) (2021), *Estadísticas vitales: información básica. Argentina - año 2019*, serie 5, N° 63, Buenos Aires, abril [en línea] <https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/serie5numero63.pdf>.
- (2020), “Enfermedad por COVID-19: guía para la certificación médica de las causas de muerte”, Buenos Aires, Ministerio de Salud de la Nación, abril [en línea] http://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/certifdef_covid19_cace_1.pdf
- Faust, J. S. y otros (2021), “All-cause excess mortality and COVID-19–related mortality among US adults aged 25-44 years, March–July 2020”, *JAMA*, vol. 325, N° 8, febrero.
- Ghislandi, S. y otros (2020), “News from the front: estimation of excess mortality and life expectancy in the major epicenters of the COVID-19 pandemic in Italy”, medRxiv, 20 de junio [en línea] <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2020.04.29.20084335v3>.
- González, L. M. (2021), “Estimación del cambio en la mortalidad de Argentina 2019-2020 por COVID-19. Informe de avance”, Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)–Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba (UNC).
- (2019), “Vulnerabilidad sociodemográfica y dinámica poblacional en Argentina, 1997-2016”, *Astrolabio*, N° 23, julio.
- González, L. M. y S. A. Pou (2020), “Estimación del exceso de mortalidad por COVID-19 mediante los años de vida perdidos: impacto potencial en la Argentina en 2020”, *Notas de Población*, N° 111 (LC/PUB.2020/19-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), julio-diciembre.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2021), “Incidencia de la pobreza y la indigencia en 31 aglomerados urbanos: primer semestre de 2021”, *Condiciones de Vida*, vol. 5, N° 13, Buenos Aires, [en línea] https://www.indec.gob.ar/uploads/informesdeprensa/eph_pobreza_09_21324DD61468.pdf.

- (2013), *Proyecciones provinciales de población por sexo y grupo de edad 2010-2040*, Buenos Aires.
- (2010), “Censo 2010” [en línea] <https://www.indec.gov.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-135>.
- Karlinsky, A. y D. Kobak (2021), “Tracking excess mortality across countries during the COVID-19 pandemic with the World Mortality Dataset”, *Epidemiology and Global Health*, N° 10, eLife, junio.
- Krieger, N., J. T. Chen y P. D. Waterman (2020), “Excess mortality in men and women in Massachusetts during the COVID-19 pandemic”, *The Lancet*, vol. 395, N° 10240, junio.
- Lai, A. G. y otros (2020), “Estimating excess mortality in people with cancer and multimorbidity in the COVID-19 emergency”, *BMJ Open*, en prensa.
- Lima, E. E. C. y otros (2021), “Investigating regional excess mortality during 2020 COVID-19 pandemic in selected Latin American countries”, *Genus*, vol. 77, N° 30.
- Lu, H., C. W. Stratton e Y. W. Tang (2020), “Outbreak of pneumonia of unknown etiology in Wuhan, China: the mystery and the miracle”, *Journal of Medical Virology*, vol. 92, N° 4, abril.
- Marois, G., R. Muttarak y S. Scherbov (2020), “Assessing the potential impact of COVID-19 on life expectancy”, *PLOS ONE*, vol. 15, N° 9, septiembre.
- Ministerio de Industria, Comercio y Minería de la Provincia de Córdoba (2021), “Córdoba: la provincia” [en línea] <https://cordobaproduce.cba.gov.ar/perfil-productivo/>.
- Ministerio de Salud de la Nación (2021), “Información epidemiológica” [en línea] <https://www.argentina.gob.ar/salud/coronavirus-COVID-19/sala-situacion>.
- Ministerio de Salud de la Provincia de Córdoba (2021), Situación epidemiológica COVID-19: provincia de Córdoba: semana 53”, 2 de enero [en línea] <https://prensa.cba.gov.ar/wp-content/uploads/2021/01/Semana-53-PDF.pdf>.
- Müller, O., F. Neuhann y O. Razum (2020), “Epidemiologie und Kontrollmaßnahmen bei COVID-19”, *Deutsche Medizinische Wochenschrift (DMW)*, vol. 145 N° 10, mayo.
- Munster, V. J. y otros (2020), “A novel coronavirus emerging in China — Key questions for impact assessment”, *The New England Journal of Medicine*, vol. 382, N° 8, febrero.
- Nogueira, R. G. y otros (2021), “Global impact of COVID-19 on stroke care”, *International Journal of Stroke*, vol. 16, N° 5.
- Noymer, A. y M. Garenne (2000), “The 1918 influenza epidemic's effects on sex differentials in mortality in the United States”, *Population and Development Review*, vol. 26, N° 3.
- Oficina del Censo de los Estados Unidos (2020), “Demographic Analysis & Population Projection System (DAPPS) Software” [en línea] <https://www.census.gov/data/software/dapps.Overview.html>.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (2020a), “Novel Coronavirus (2019-nCoV)”, *Situation Report*, vol. 22, 11 de febrero [en línea] <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/330991/nCoVsitrep11Feb2020-eng.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.
- (2020b), “Novel Coronavirus (2019-nCoV)”, *Situation Report*, vol. 10, 30 de enero [en línea] https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200130-sitrep-10-ncov.pdf?sfvrsn=dob2e480_2.
- (2020c), “Coronavirus disease 2019 (COVID-19)”, *Situation Report*, vol. 51, 11 de marzo [en línea] https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200311-sitrep-51-covid-19.pdf?sfvrsn=1ba62e57_10.
- Ozamiz-Etxebarria, N. y otras (2020), “Niveles de estrés, ansiedad y depresión en la primera fase del brote del COVID-19 en una muestra recogida en el norte de España”, *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 36, N° 4.
- Petrova, D. y otras (2020), “Implicaciones de la pandemia por COVID-19 sobre el cáncer en España”, *Medicina Clínica*, vol. 155, N° 6, mayo.
- Pifarré i Arolas, H. y otros (2021), “Years of life lost to COVID-19 in 81 countries”, *Scientific Reports*, 11, N° 3504, febrero.

- Pinkhasov, R. M. y otros (2010), "Are men shortchanged on health? Perspective on health care utilization and health risk behavior in men and women in the United States", *The International Journal of Clinical Practice*, vol. 64 N° 4, febrero.
- Rearte, A. y otros (2021), "Exceso de mortalidad por todas las causas en el contexto de la pandemia del COVID-19 en Argentina, 2020", *Revista Argentina de Salud Pública*, vol. 13, marzo.
- Ritchie, H. y otros (2021), "Coronavirus pandemic (COVID-19)", Our World in Data [en línea] <https://ourworldindata.org/coronavirus>.
- Sánchez, O. R. y otras (2020), "Violence against women during the COVID-19 pandemic: an integrative review", *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, vol. 115, N° 2, noviembre.
- Sánchez-Villena, A. R. y V. de La Fuente-Figuerola (2020), "COVID-19: cuarentena, aislamiento, distanciamiento social y confinamiento, ¿son lo mismo?", *Anales de Pediatría*, vol. 93, N° 1, julio.
- Stang, A. y otros (2020), "Excess mortality due to COVID-19 in Germany", *Journal of Infection*, vol. 81, N° 5, noviembre.
- Trias-Llimós, S. y U. Bilal (2020), "Impact of the COVID-19 pandemic on life expectancy in Madrid (Spain)", *Journal of Public Health*, vol. 42, N° 3, septiembre.
- Vandoros, S. (2020), "Excess mortality during the COVID-19 pandemic: early evidence from England and Wales", *Social Science & Medicine*, vol. 258, agosto.
- Vázquez, O. G. y otros (2020), "Síntomas de ansiedad, depresión y conductas de autocuidado durante la pandemia de COVID-19 en la población general", *Gaceta Médica de México*, vol. 156, N° 4.
- Wang, B. y otros (2020), "Does comorbidity increase the risk of patients with COVID-19: evidence from meta-analysis", *Aging*, vol. 12, N° 7, abril.
- Yanover, M. y otros (2021), "Exceso de mortalidad en el contexto de la pandemia COVID-19. Provincia de Córdoba - Argentina", Ministerio de Salud de la Provincia de Córdoba/Organización Panamericana de la Salud (OPS) [en línea] <https://www.paho.org/es/documentos/documento-exceso-mortalidad-contexto-covid-19-provincia-cordoba-argentina>.
- Yuan, P. y otros (2020), "Safety, tolerability, and immunogenicity of COVID-19 vaccines: a systematic review and meta-analysis", medRxiv, noviembre [en línea] <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33173896/>.

Procesos de establecimiento de migrantes latinoamericanos recientes en la Ciudad de México: el trabajo como un medio esencial¹

Jéssica N. Nájera Aguirre²

Recibido: 18/12/2021

Aceptado: 12/04/2022

Resumen

En las recientes migraciones internacionales en América Latina, la Ciudad de México se ha perfilado desde 2018 como un territorio de establecimiento de poblaciones migrantes centroamericanas, caribeñas y sudamericanas. La llegada de migrantes en tránsito hacia los Estados Unidos con proyectos obstaculizados, migrantes en búsqueda de protección internacional y migrantes con el interés de vivir en la ciudad es una muestra de la heterogeneidad de experiencias recientes de establecimiento en la capital del país. El presente trabajo tiene el objetivo de mostrar cómo son los procesos de establecimiento en la ciudad (llegada, instalación e incorporación), a través del relato de personas migrantes entrevistadas, y en particular, la incorporación laboral como una instancia clave (un medio y una necesidad) para ello. El establecimiento es un proceso caracterizado por la inestabilidad y la vulnerabilidad, con una incorporación laboral informal y precaria, a pesar de tratarse en este caso de una ciudad que se autodenomina hospitalaria y garante de derechos humanos.

¹ Este artículo se deriva del proyecto de investigación titulado “Integración, derechos humanos y acceso a recursos urbanos de personas migrantes extranjeras en la Ciudad de México: contexto actual, necesidades y retos”, financiado por la Secretaría de Educación, Ciencia, Tecnología e Innovación (SECTEI) de la Ciudad de México entre 2019 y 2020, del que fue responsable la autora, que a su vez contó con la colaboración de los investigadores Laurent Faret (Instituto francés de Investigación para el Desarrollo (IRD)-Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social (CIESAS)), Andrea González (Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM)) y Abril Tinoco (Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMex)).

² Doctora en Estudios de Población, Maestra en Demografía y Licenciada en Economía, Profesora-Investigadora en el Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales (CEDUA), El Colegio de México. Correo electrónico: jnajera@colmex.mx.

Palabras clave: migración internacional, migrantes, condiciones sociales, derechos humanos, empleo, integración social, ciudades, México, América Latina.

Abstract

In recent international migration in Latin America since 2018, Mexico City has emerged as a settlement location for Central American, Caribbean and South American migrants. The arrival of migrants in transit to the United States, whose plans have come up against obstacles, migrants seeking international protection and migrants interested in living in the city are just some examples of the variety of recent settlement experiences in the Mexican capital. The purpose of this paper is to cast light on the processes of settlement in the city (arrival, settling in and integration), through accounts from interviews with migrants, and in particular, how joining the labour market is a key factor in them (a means and a necessity). Settlement is a process characterized by instability and vulnerability, with incorporation into the labour market through informal and precarious work, even though the city calls itself hospitable and a guarantor of human rights.

Keywords: international migration, migrants, social conditions, human rights, employment, social integration, cities, Mexico, Latin America.

Résumé

Au cours des récentes migrations internationales en Amérique latine, la ville de Mexico s'est imposée depuis 2018 comme un terrain de peuplement pour les populations migrantes d'Amérique centrale, des Caraïbes et d'Amérique du Sud. L'arrivée de migrants en transit vers les États-Unis dont les projets sont entravés, de migrants à la recherche d'une protection internationale et de migrants désireux de vivre dans la ville est un exemple de l'hétérogénéité des expériences récentes de peuplement dans la capitale du pays. L'objectif de cet article est de montrer les processus d'installation dans la ville (arrivée, installation et incorporation), à travers les récits des migrants interviewés, et en particulier, l'incorporation du travail comme facteur clé (un moyen et une nécessité) de ce processus. L'établissement est une démarche caractérisée par l'instabilité et la vulnérabilité, assortie d'emplois informels et précaires, alors même que cette ville se veut hospitalière et garante des droits de l'homme.

Mots clés: migration internationale, migrants, conditions sociales, droits de l'homme, emploi, intégration sociale, villes, mexique, Amérique latine.

Introducción

En la última década, México ha sido testigo de continuos flujos migratorios provenientes de América Latina, en tránsito o en búsqueda de protección internacional, cuyo destino privilegiado es los Estados Unidos. Dichas movilizaciones poblacionales se han visto expuestas al incremento del control migratorio mexicano en la frontera sur con Guatemala, en las entidades federativas de tránsito usual y en la frontera norte con los Estados Unidos. Debido a esta situación, de acuerdo con Paris (2020), una proporción importante de migrantes que se desplazan por el país deciden establecerse en México o se ven obligados a permanecer allí. El establecimiento temporal o permanente suele ocurrir en ciudades fronterizas o de tránsito (como Tapachula en Chiapas y Tijuana en Baja California) y ciudades metropolitanas como la Ciudad de México, Monterrey (Nuevo León) y Guadalajara (Jalisco). En este escenario, la Ciudad de México se ha convertido en destino de migrantes latinoamericanos, al transitar o llegar a ella inmigrantes que tienen el interés de establecerse en la ciudad, migrantes cuyo tránsito hacia los Estados Unidos se ha visto truncado y migrantes en búsqueda de protección internacional en un país distinto al de origen.

Históricamente, México ha sido parte del denominado sistema migratorio mesoamericano, caracterizado por persistentes desplazamientos de población mexicana y de Centroamérica con destino a los Estados Unidos (Durand, 2016), de modo que conecta a países y poblaciones en flujos de ida y vuelta. A las causas sistémicas de la emigración desde Guatemala, Honduras y El Salvador, entre ellas las relacionadas con la persistente pobreza y la falta de empleo, se han agregado causas coyunturales como el incremento de la violencia, las crisis sociopolíticas, las persecuciones y las amenazas, los efectos devastadores de huracanes y sequías e incluso la inercia demográfica del crecimiento poblacional y la falta de oportunidades (Nájera y Hernández, 2020). Sin embargo, en la última década, México también ha sido escenario de flujos migratorios “no tradicionales”, con la incorporación de nuevas formas de movilidad y de migrantes procedentes de otros países.

En el período 2015-2020, las principales poblaciones migrantes que han llegado al país son: i) desde 2018, las migraciones en tránsito colectivas, denominadas “caravanas de migrantes”, compuestas principalmente por personas de Honduras, Guatemala y El Salvador, y con presencia de otras poblaciones latinoamericanas³; ii) desde 2018, población nicaragüense, que llega como resultado de la crisis política y social en Nicaragua, y iii) desde 2015, la migración venezolana, que comenzó a arribar al país al inicio de la crisis humanitaria en la República Bolivariana de Venezuela producto de las condiciones políticas, económicas y sociales en el país (Gandini, Lozano y Prieto, 2019). Otras migraciones latinoamericanas, a pesar de su baja cuantía respecto a la población centroamericana, se han consolidado como flujos migratorios constantes a México, entre ellas la población haitiana y cubana, y se ha intensificado la migración extracontinental, como la africana.

³ Las “caravanas de migrantes” que han llegado a México han sido múltiples. Aunque comenzaron en 2018, continuaron en 2019-2020, y la última, al momento de publicar este trabajo, se registró entre noviembre y diciembre de 2021.

La población latinoamericana que ha llegado a México en los últimos años es diversa en cuanto a país de origen, motivaciones de llegada y destino migratorio deseado. En consecuencia, se trata de migrantes que representan perfiles sociodemográficos distintos. Es de destacar que, en términos de internación al país, algunas personas migrantes han entrado a México de manera regular (por vía aérea, como turistas), y otros de manera irregular, en entradas clandestinas por vía terrestre a través de la frontera entre México y Guatemala, tanto en movibilidades individuales como grupales. Además, si bien la mayoría de los migrantes latinoamericanos tienen como proyecto migratorio desplazarse hasta los Estados Unidos, otros desean establecerse en México por elección, o por necesidad ante la imposibilidad de regresar al país de origen o de ingresar a los Estados Unidos. Por último, estas experiencias migratorias recientes en que México ha sido el destino o un país de tránsito se vieron afectadas por la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) desatada en 2020, que transformó miles de casos de movilidad en situaciones de inmovilidad.

En este escenario, la capital del país, es decir, la Ciudad de México, si bien ha sido desde el punto de vista histórico un lugar al que arriban personas extranjeras provenientes de diversos países y continentes, por razones diversas (económicas, laborales, educativas, de reunificación familiar y, recientemente, en búsqueda de protección internacional o refugio), se ha convertido en un espacio de establecimiento de migrantes internacionales. El propósito de este trabajo es presentar y analizar los procesos de establecimiento de migrantes latinoamericanos de reciente llegada a la Ciudad de México (durante el período 2015-2020), además de abordar la inserción laboral como una instancia clave, un medio y una necesidad primordial para establecerse en la ciudad, sobre todo tratándose de un territorio que se autorreconoce como intercultural, hospitalario, incluyente y garante de derechos de las personas migrantes.

A. La Ciudad de México: nodo migratorio y contexto ideal para el establecimiento

La Ciudad de México es una de las principales urbes de América Latina, donde habitan 9,2 millones de personas, nacionales y extranjeras. Como capital nacional, en ella confluye la vida económica, financiera, política, social, comercial, educativa, cultural e institucional del país. Por ejemplo, allí tienen su sede las principales oficinas del gobierno federal y las representaciones de otros países (embajadas y consulados) y de organismos internacionales como la Oficina del Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados (ACNUR). La Ciudad de México es también un nodo urbano de conectividad nacional, que vincula las regiones del sur, el centro y el norte del país, a través de redes de carreteras y ferroviarias y de aeropuertos internacionales⁴.

⁴ Las vías de tren que conectan el sur, centro y norte del país se encuentran en las inmediaciones de la Ciudad de México, en municipios del estado de México.

Dicha confluencia urbana y de vías de comunicación hace que la Ciudad de México sea un territorio de paso de migrantes internacionales que suelen ir en busca del llamado “sueño americano”. La ciudad forma parte de la denominada región migratoria central, que conecta el sur con el centro y el norte del país, principalmente a través de la red ferroviaria (Martínez, Cobo y Narváez, 2015). Por la capital pasan, en promedio, dos de cada diez desplazamientos migratorios en tránsito irregular por el país. El 16%, el 14% y el 11% de los migrantes hondureños, guatemaltecos y salvadoreños, respectivamente, que se desplazaron en dirección a los Estados Unidos indicaron haber pasado por la capital de México (COLEF y otros, 2019)⁵. Lo mismo afirmó el 18% de las personas migrantes que recibieron apoyo de albergues, casas de migrantes o espacios de ayuda (REDODEM, 2020)⁶.

Si bien la mayoría de las personas en movilidad declaran su interés por llegar a los Estados Unidos, en tres de diez experiencias México es el lugar de destino, como se refleja en el 24% de los desplazamientos de centroamericanos que entraron por la frontera sur de México (valor promedio estimado sobre la base de la Encuesta sobre Migración en la Frontera Sur de México, período 2015-2018) y en el 39% de las personas migrantes registradas por la REDODEM (2020). La Ciudad de México es nombrada como un lugar de destino al igual que entidades federativas del norte del país, fronterizas con los Estados Unidos, como Nuevo León y Baja California, y otras del centro, como Jalisco. De acuerdo con las fuentes de información enunciadas, las entidades federativas indicadas son destino migratorio por considerarse que son espacios donde hay mayores oportunidades laborales.

Desde 2015, la Ciudad de México ha sido también escenario de llegada y establecimiento de personas extranjeras en busca de protección internacional, porque su vida, seguridad, libertad o integridad estaban en riesgo en su país de origen. La Comisión Mexicana de Ayuda a Refugiados (COMAR) en el quinquenio 2015-2020 recibió 169.000 solicitudes de refugio, principalmente entre 2018 y 2020 (84% del total). La mayoría de los solicitantes son de Honduras (41%), El Salvador y Guatemala (30%) y la República Bolivariana de Venezuela (13%) (COMAR, 2021). La Ciudad de México es la segunda entidad federativa con mayor registro de solicitudes de refugio (24%), después de Chiapas (62,0%). De acuerdo con la COMAR, las personas migrantes deben permanecer en la ciudad donde inician el trámite hasta obtener una resolución, proceso que solía tomar alrededor de 45 días hábiles. Sin embargo, desde 2018 el tiempo de espera se ha incrementado paulatinamente hasta llegar en la actualidad a casi un año. Por ello las ciudades donde se realizan los trámites migratorios se convirtieron en ciudades de espera y establecimiento temporal. En esas localidades se incrementaron diversas formas de apoyo a las personas migrantes, a través de albergues locales y servicios prestados por organizaciones civiles y organismos internacionales (como el ACNUR)⁷.

⁵ Flujo de migrantes centroamericanos devueltos por las autoridades migratorias estadounidenses a su país de origen (cálculos propios sobre la base de la Encuesta sobre Migración en la Frontera Sur de México de 2019 (COLEF y otros, 2019)).

⁶ La Red de Documentación de las Organizaciones Defensoras de Migrantes (REDODEM) registra a personas migrantes que pasan por 23 espacios de acompañamiento ubicados en 13 entidades federativas del país (REDODEM, 2020).

⁷ Entre otros albergues de este tipo, cabe mencionar la Casa Tochán, la Casa de Acogida, Formación y Empoderamiento de la Mujer Migrante y Refugiada (CAFEMIN) y el Programa Casa Refugiados (PCR).

La Ciudad de México es la segunda entidad federativa del país con el mayor número de inmigrantes internacionales. En 2020, concentraba el 8,6% del total, estimado en 104.629 personas nacidas en otro país, que representan el 1,1% de la población de la capital (INEGI, 2021)⁸. La población extranjera residente en la Ciudad de México tiene dos particularidades: una histórica, que se refiere a la diversidad de países y continentes de origen de las personas migrantes (ya que el 82,0% nacieron en un país distinto a los Estados Unidos), y una coyuntural, en el sentido de que al menos la mitad de los inmigrantes llegaron recientemente a la ciudad (el 46,4% llegó entre 2015 y 2020). La Ciudad de México concentraba a la mayoría de los inmigrantes recientes de la República Bolivariana de Venezuela, Honduras y El Salvador llegados al país (55%, 25% y 34%, respectivamente). Las causas de su llegada fueron la inseguridad en sus países (principalmente en el caso de los venezolanos y los hondureños) y la reunificación familiar y búsqueda de trabajo en México (como causas aplicables a nacionales de los tres países). Es así como la Ciudad de México es un crisol de inmigrantes internacionales, por la diversidad de países de origen, motivaciones y tiempo de llegada.

En términos laborales, la Ciudad de México es una capital heterogénea y con un bajo nivel de desempleo (2,1%). De acuerdo con el Censo de Población y Vivienda 2020, la población inmigrante reciente centroamericana de El Salvador y Honduras comparte una incorporación laboral similar en trabajos asalariados (más del 84%) y por cuenta propia (10%). Se dedican mayormente a actividades elementales, en la construcción y como auxiliares en actividades administrativas, pero destaca una proporción elevada de profesionistas entre hondureños (51%). Cabe señalar que nadie se declaró en búsqueda de trabajo; todos se encontraban desempeñando alguna actividad. Por su parte, entre los inmigrantes de la República Bolivariana de Venezuela existe un mayor porcentaje de trabajadores por cuenta propia (18%) y alrededor de un 5% son empleadores. La mayoría se desempeña como profesionista (40%), un 20% como directivo o jefe y solo un 15% como comerciante. Cabe destacar que el 4,0% de los venezolanos se encontraban buscando trabajo. En general, la incorporación laboral de los venezolanos es similar a la de los mexicanos que residen en la ciudad⁹.

Una característica esencial de la Ciudad de México es su posicionamiento político como urbe intercultural y espacio de recepción y de respeto a los derechos humanos de las personas migrantes extranjeras, desde la década de 2010. Como detallan Faret y otros (2021), en la Ley de Interculturalidad, Atención a Migrantes y Movilidad Humana de la Ciudad de México (2011) se estableció que ningún ser humano es ilegal por su condición migratoria y se reconoció que las personas migrantes llegan allí por causas distintas, con la intención de asentarse en ella, con fines de tránsito o de permanencia temporal o definitiva. En 2017, la Ciudad de México se declaró Ciudad Santuario para las personas migrantes. Se estableció que la situación migratoria de las personas no sería motivo de desigualdades, inequidades

⁸ Baja California, fronteriza con los Estados Unidos, concentra el mayor número de inmigrantes (12,6% del total nacional; 152.377 extranjeros) (INEGI, 2021).

⁹ Los 4,3 millones de mexicanos ocupados en la Ciudad de México son esencialmente trabajadores asalariados (71,0%) y por cuenta propia (24,2%). Solo un 3,3% son empleadores. Se desempeñan esencialmente en los sectores de servicios (61,2%) y comercio (20,8%), como profesionistas (28,9%), trabajadores en actividades elementales y de apoyo (15,9%) y comerciantes (14,3%).

ni discriminación, de modo que se obligó a las dependencias públicas a garantizar el acceso a servicios y derechos en coordinación con la sociedad civil y la comunidad internacional. Por último, en 2018, la Constitución Política de la Ciudad de México reconoció a la capital del país como una ciudad hospitalaria para personas refugiadas o con protección complementaria, incluyente y garante del pleno ejercicio de los derechos de todos sus habitantes. En este contexto político, la Ciudad de México sería, debido a sus políticas y normas vigentes, un lugar privilegiado para observar los procesos de establecimiento de la diversidad de migrantes internacionales que han llegado allí recientemente.

B. De movilidades internacionales a establecimientos poblacionales

El actual panorama de movilidades poblacionales en América Latina y específicamente en la Ciudad de México impone la necesidad de estudiar al unísono diversas formas de migración, entre ellas la migración en tránsito, los desplazamientos en búsqueda de protección internacional y las inmigraciones propiamente dichas, como tipos de movilidad que generan procesos de establecimiento. Por ese motivo, una perspectiva clásica de la inmigración, entendida como el deseo de cambiar el lugar de residencia habitual a otro país, no permitiría visibilizar otras experiencias de movilidad basadas en un proyecto migratorio que no contemplaba la inmigración a un país distinto del deseado. Esta investigación parte de una perspectiva de la movilidad poblacional según la cual las inmigraciones internacionales corresponden a solo una de las distintas formas de movilidad y establecimiento en un país, sea de forma temporal o permanente. De este modo se da oportunidad a que otras movilidades sean consideradas dentro de dichas experiencias.

Según los estudios de migración internacional, las personas que se mueven de un país a otro experimentan un proceso migratorio que consta de distintas fases: la partida, el tránsito o desplazamiento (por uno o varios países), el asentamiento y la inmigración en el país de destino. A lo anterior cabe añadir el retorno o el reasentamiento como otros momentos posibles (Izquierdo, 2000). La inmigración es entonces un evento en que se reconoce la residencia estable en otro país, además de ser la fase final del proceso migratorio cuando los extranjeros se integran a la sociedad de destino o sociedad receptora (Grzymala y Phillimore, 2018). La inmigración también podría contener subfases reales y consecutivas como la integración, la asimilación y la aculturación. Dichas etapas se refieren a la intensidad y la forma en que un extranjero interactúa o se fusiona con la sociedad de llegada, a partir del ajuste de sus prácticas y creencias.

Es relevante señalar que, en las movilidades internacionales, las personas no necesariamente se mueven con un proyecto migratorio planeado con antelación, debido a tres razones: i) el desplazamiento puede ser resultado de una situación de emergencia, por ejemplo, al huir del país porque la vida corre peligro; ii) con o sin un proyecto migratorio, en el desplazamiento se suele pensar en determinado país de destino, aunque el viaje concluya

en otro país, y iii) el proyecto migratorio puede verse truncado en cualquier momento y por diversas razones. En el sistema migratorio mesoamericano, la complejidad de las actuales migraciones en la región ha hecho que los proyectos y procesos migratorios “tradicionales” (unidireccionales en cuanto a su destino (Estados Unidos) y de fases linealmente subsecuentes) se ajusten hacia una perspectiva menos lineal y consecutiva, e incluso se ha reconocido que es posible movilizarse sin tener un proyecto migratorio predefinido.

En el caso específico de la migración en tránsito por México, se ha mostrado que los migrantes ajustan sus estrategias y trayectorias en función de las condiciones del viaje (Basok y otros, 2015). Por esta razón a veces surgen estancias prolongadas o “inmovilidades” enmarcadas por factores geopolíticos y por dinámicas socioespaciales vividas en el tránsito (Schapendonk, 2012; Carling, 2002), así como “territorios de espera” (Musset, 2015) o de “estancia temporal” (Jasso, 2021), a pesar de que el proyecto migratorio continúa. Mediante estas experiencias, es posible visibilizar la alta vinculación entre movilidades e inmovilidades. Los migrantes en tránsito se convierten en migrantes que habitan territorios, de manera planeada o no. Su decisión de permanecer o continuar el viaje dependerá, según Fernández y Rodríguez (2016), de los medios de subsistencia que ofrezca el lugar en que se establecieron y de la creación de vínculos o anclajes familiares y afectivos en él.

Por su parte, en las movilidades en búsqueda de protección internacional, porque la vida, la seguridad o la libertad han sido amenazadas en el país de origen (México, Diario Oficial de la Federación, 2011), el desplazamiento migratorio tiene la finalidad de establecerse en un país distinto al de origen, por lo que la inmigración es más de carácter permanente, como señalan Kritz y Zlotnik (1992). Así, un país de tránsito o de destino migratorio hegemónico se define como espacio de establecimiento. En estas experiencias de refugio, definidas por la imposibilidad de regresar al país de origen, un país de tránsito (como México) puede convertirse en un país de asentamiento (temporal o permanente), como alternativa a la imposibilidad de llegar al destino deseado (por lo general, los Estados Unidos) (Torre, 2020), de modo que el proyecto migratorio ideado suele ser moldeable.

En este escenario de movilidades poblacionales, la decisión de establecerse o asentarse en un país es multicausal y puede derivarse de diferentes tipos de movilidad internacional. Establecerse en un lugar es una de las fases en el proceso migratorio, que se inicia con la llegada e instalación en una nueva localidad y continúa con la incorporación a la vida cotidiana. Es la antesala a un asentamiento de tipo permanente. En estas experiencias, el tiempo de estancia es uno de los elementos centrales para la valoración de un asentamiento. A mayor tiempo de estancia, menor será la probabilidad de desplazarse a otro país, porque la persona ha invertido tiempo y esfuerzo en adaptarse a la sociedad de llegada, donde ha adquirido habilidades y desarrollado estrategias ante las situaciones que encuentra en el nuevo lugar (Solé y otros, 2002). Por ese motivo, su decisión depende de la interacción entre factores individuales (proyecto personal), comunitarios (redes sociales) y contextuales (legislación migratoria local, estructura del mercado laboral) (Canales, 2001). Si bien el establecimiento en un país no implica una inmigración duradera, es parte esencial de un proceso de asentamiento definitivo.

Además, en el estudio de la llegada de nuevas poblaciones a un territorio específico, es esencial mantener una perspectiva que considere a todas las poblaciones presentes, es decir, los residentes (nacionales y extranjeros) y las nuevas poblaciones inmigrantes, a fin de comprender el contexto de incorporación local y las dinámicas sociales que emergen de dichas interacciones. Como plantean Portes y Böröcz (1989), el contexto de recepción es una dimensión clave en el proceso de incorporación social y económica de las personas inmigrantes. Dicha recepción puede ser hostil, neutral o favorable, en función de la perspectiva gubernamental, de los empleadores y de la sociedad local ante la inmigración. De tal manera, la integración de personas inmigrantes en un lugar de destino estaría ligada al marco normativo migratorio vigente, así como al tipo de contexto sociocultural y socioeconómico (Entzinger, 2000), factores que posibilitan u obstaculizan su inclusión.

Desde la mirada de la sociedad receptora, suele analizarse la dinámica de la relación entre nativos e inmigrantes. Tales análisis han puesto de relieve segregaciones, desigualdades, marginación, e incluso situaciones de vulnerabilidad, discriminación, xenofobia o racismo de parte de la sociedad nativa hacia los inmigrantes. Cabe destacar que dichas representaciones se construyen a partir de la “distancia social” y la relación de poder que, como plantea Castells (1999), se crea en función de una jerarquía socioeconómica o cultural. De este modo, los grupos de mayor poder restringen, condicionan o limitan (mediante distintos mecanismos y de forma no siempre consciente e intencional) las oportunidades de acceso a recursos de los grupos de menor poder, como señala Rodríguez (2014).

De la misma manera, Bustamante (2018) al referirse a la vulnerabilidad enfatiza que esta es resultado de un acto de poder que uno de los actores, en una relación social, impone al otro. Desde el punto de vista social, equivale a una condición de inferioridad o de ausencia de poder respecto del que la impone. Esta asimetría se crea entre el nacional y el migrante, en la medida en que la etiqueta de “no nacional” o “extranjero” para el último es, en sí misma, un acto de poder ejercido por el nacional, aspecto que el autor ha denominado “vulnerabilidad estructural”. A esta se suma la “vulnerabilidad cultural”, que se refiere a las ideologías antimigrantes, como el racismo y la xenofobia, que generan prejuicios, estigmatización, discriminación, abusos y diversas formas de violencia. En la relación entre el nacional y el migrante, la vulnerabilidad proviene del contexto y las personas que lo habitan, con la consiguiente creación de sujetos vulnerados.

Respecto al interés explícito en esta investigación por la relación entre inmigración y trabajo, en las investigaciones realizadas en países de destino migratorio se ha mostrado la relevancia de la incorporación laboral como un medio para la solvencia y aseguramiento de la vida cotidiana en el nuevo espacio. Es también una expresión de la vinculación entre el inmigrante y la sociedad local. En este vínculo se han visibilizado expresiones de segmentación y segregación ocupacional de los extranjeros respecto a los trabajadores nacionales. Se ubica a los inmigrantes en segmentos laborales precarios y a los nativos en segmentos laborales privilegiados (secundario y primario, respectivamente, desde el planteamiento de Piore (1975)). También se describe, por ejemplo, la existencia de enclaves económicos o nichos étnicos en los que se agrupan los inmigrantes (Waldinger, 1994).

En general, se ha destacado que, en la relación migratorio-laboral, deben considerarse tanto los factores de la demanda de trabajadores (empleadores con necesidades y percepciones acerca de los trabajadores) como los de la oferta (las características educativas y laborales de los trabajadores), respecto de los cuales cada uno tiene necesidades y preferencias.

Los referentes conceptuales hasta aquí expuestos permiten señalar que el establecimiento es un proceso que comienza con la llegada e instalación en la ciudad de distintos flujos migratorios. El proceso continúa con la incorporación de las personas migrantes a la nueva localidad; su experiencia depende del contexto y la sociedad receptora. El establecimiento además puede ser temporal o permanente y detenerse en cualquier momento, ya que depende tanto del proyecto migratorio como del contexto de recepción. Además, dicha experiencia es una fase de un proceso más integral como es la incorporación al nuevo lugar de residencia, basada en un pleno acceso a derechos y alejada de representaciones sociales excluyentes. En el establecimiento, la inserción laboral de las personas migrantes es un medio esencial para asegurar su manutención en la ciudad.

1. Metodología

Para conocer los procesos de establecimiento en la Ciudad de México de personas migrantes extranjeras recién llegadas a la capital, se utilizó un enfoque cualitativo, basado en entrevistas en profundidad, llevadas a cabo entre 2019 y 2020. El presente trabajo se refiere específicamente a la experiencia de diez personas migrantes hondureñas, salvadoreñas y venezolanas que tenían al menos cuatro meses de estancia en la ciudad, por considerarlas ejemplos de una experiencia típica, similar a la de otras personas entrevistadas¹⁰. Las personas migrantes fueron contactadas en un inicio a través de albergues de migrantes y asociaciones de extranjeros en la ciudad y luego por el método de “bola de nieve”. Esta estrategia permitió incorporar también a personas que durante su establecimiento en la ciudad no habían tenido contacto con ningún albergue, organización o institución.

El objetivo general del proyecto fue conocer y entender las experiencias y estrategias de establecimiento en la Ciudad de México de personas migrantes extranjeras de reciente llegada a la ciudad desde distintas aristas. No obstante, en el presente artículo se analiza en particular el proceso de establecimiento en general y la inserción laboral como una instancia clave (una necesidad y un medio) para el establecimiento en la ciudad. En los resultados que se presentan a continuación, se combinan reflexiones analíticas e información empírica obtenida mediante el relato de las personas migrantes entrevistadas, a partir de los tres perfiles poblacionales que representan las formas típicas de establecimiento en la Ciudad de México.

¹⁰ Las personas referenciadas fueron elegidas entre más de 30 migrantes entrevistados y sus características generales se describen en el cuadro A1.1 del anexo A1.

C. El proceso de establecimiento en la ciudad

Desde la perspectiva poblacional, la Ciudad de México es un espacio urbano en el que confluye población nacional y extranjera. De estos últimos, algunos tienen residencia permanente y otros realizan estancias temporales. Cuando se trata de procesos de establecimiento se pueden distinguir tres perfiles migratorios. El primero se refiere a los inmigrantes como alternativa al tránsito migratorio, es decir, migrantes que tenían como destino deseado los Estados Unidos y cuyo establecimiento en la ciudad suele ser inicialmente temporal y puede detenerse para continuar con el viaje o debido al cambio del proyecto migratorio original. Por esta razón el tiempo de estancia en la urbe es inestable, pero puede convertirse en estancias permanentes. Una experiencia de ese tipo es la de Carolina, salvadoreña:

“Prácticamente yo iba para Estados Unidos con mis dos hijas, pero viendo el riesgo y los problemas que se dan en el camino, pues no, mejor me quedo aquí en México. Decidimos quedarnos aquí. Llegué aquí a la Ciudad de México, busqué ayuda y pues yo creo que, así como nos han recibido ya no me pienso mover de la Ciudad de México, pienso establecerme y radicarme aquí”.

El segundo perfil se refiere a inmigrantes que necesitan protección internacional. Con la intención de salvaguardar la vida se desplazan a un país distinto al suyo e inician un trámite de refugio en México, por voluntad o como alternativa al no poder realizarlo en el país deseado (Estados Unidos). El establecimiento tiene un tiempo mínimo necesario (por lo general de tres meses) mientras se espera la resolución de la solicitud de protección. Si bien el establecimiento es inicialmente temporal, hasta que concluye el trámite migratorio, existe la opción de establecerse de modo permanente al contar con una resolución positiva. En estas experiencias migratorias, el establecimiento es una necesidad ante el hecho de no poder volver al lugar de origen porque la vida y la integridad se encuentran en peligro, por lo que dicho proceso puede transitar hacia el asentamiento y la integración local. Como señalaba Beatriz, venezolana y solicitante de protección internacional: “Regresar a Venezuela no era una opción para mí. Entonces tengo que hacer lo que sea para yo estar bien con México”.

El tercer perfil se refiere a los inmigrantes por elección, es decir, personas extranjeras cuyo proyecto migratorio fue llegar a la Ciudad de México para vivir en ella. Este establecimiento suele ser permanente, pero también se encontraron expectativas de desplazarse en el futuro a un país que ofreciera mejores condiciones (Estados Unidos). Al igual que en las migraciones en tránsito, la elección de la Ciudad de México como lugar de residencia deriva de la consideración de que allí existen mejores oportunidades y condiciones de vida en comparación con el resto del país. En la mayoría de estas experiencias, las personas llegaron solas a la ciudad, por vía aérea o terrestre, algunos con pasaporte de turista y otros sin documento migratorio. Suele tratarse de profesionistas, de clase media, que decidieron salir de su país en búsqueda de un lugar seguro o de oportunidades para vivir.

A pesar de que los procesos de establecimiento en la Ciudad de México emergen de diversos proyectos migratorios, en todos se observan dos momentos: la llegada e instalación

y la incorporación en la ciudad y en la sociedad local. En el proceso de establecimiento, los inmigrantes como alternativa o por necesidad de protección internacional suelen buscar y recibir apoyo de algún albergue o institución de acompañamiento a personas migrantes. Así cuentan con un apoyo inicial y temporal para la satisfacción de necesidades básicas e inmediatas en la ciudad. En el caso de los inmigrantes por elección, suelen llegar e iniciar su establecimiento sin vínculos con organizaciones o instituciones. En ocasiones cuentan con el apoyo de algún familiar, amigo o paisano, por lo que su instalación e incorporación suele depender de ellos mismos.

La fase de llegada e instalación en una ciudad-capital tan grande y compleja como es la Ciudad de México requiere contar con una guía básica para la movilidad urbana, ubicar un lugar para dormir y conseguir información en general. En esta fase se activa la relación de la persona migrante con la ciudad y la sociedad local, como se muestra en los siguientes relatos:

“Llegué a la terminal de autobuses de Ciudad de México, me quedé viendo a mi alrededor, pues es un lugar nuevo, uno no sabe para dónde ir, a quién acudir ni nada, nada más se me ocurrió buscar una iglesia católica” (Carolina, salvadoreña).

“Teníamos 25 dólares, con eso decidimos movernos, buscamos un hotel para dormir esa noche, resulta que no hallamos un hotel barato. Un contacto nos dijo ‘mire, hay un albergue que se llama Cafemin. Y preguntando andábamos: ‘¿qué es Cafemin?, ¿es un restaurante o qué?’. Buscamos, caminamos, nos dieron un mapa, nos costó hallarlo porque no sabíamos qué era ‘Metro’¹¹. Llegamos, nos ofrecieron comida, teníamos hambre. Luego nos llevaron al cuarto”. (Julieta, hondureña).

La falta de redes de apoyo en el momento de llegada a la Ciudad de México dificulta el inicio del proceso de establecimiento. Esta situación se acentúa si además se llega sin recursos económicos. Los albergues se convierten en espacios de primer contacto para las personas migrantes y representan un primer recurso para su estancia inicial en la ciudad. A través de ellos se resuelven necesidades básicas como las de alimentación, hospedaje, atención médica primaria, orientación migratoria e información de movilidad en la ciudad. Si bien el apoyo prestado en estos espacios suele ser por un tiempo determinado (tres o cuatro días, a veces un poco más), el vínculo social se mantiene durante el proceso de establecimiento. De esta experiencia son parte los inmigrantes como alternativa al tránsito y los inmigrantes por necesidad de protección internacional. En el caso de los inmigrantes por elección, suelen iniciar la instalación de manera autónoma y dependen de los recursos económicos con los que cuentan. Al llegar a la ciudad la primera actividad es buscar un lugar para dormir, usualmente en hoteles de bajo costo, o se recurre a algún amigo, familiar o conocido para estar algunas noches. En general, a pesar de que los tres perfiles migratorios son distintos, todas las personas migrantes comparten la angustia por lo desconocido, la desinformación y la sensación de vulnerabilidad al llegar a la capital del país.

¹¹ Se refiere al sistema de transporte público subterráneo metropolitano.

Con el paso de los días, se inicia el segundo momento del establecimiento, es decir, la incorporación en la ciudad. En esta fase, es esencial contar con recursos monetarios que permitan el acceso permanente a bienes y servicios en la vida cotidiana, necesidad que es compartida entre los tres perfiles migratorios. La obtención de un trabajo remunerado es un elemento clave del que depende el acceso a alimentación, un lugar para vivir, recursos para la movilidad urbana y la adquisición de bienes y servicios básicos, como una cama, enseres, celular, pago de luz, agua y telefonía, entre los más mencionados. Una vez satisfechas las necesidades más apremiantes, se atenderán otras, como la incorporación escolar, la revalidación educativa y la búsqueda de regularización migratoria. El trabajo remunerado permite a las personas sostener el proceso de establecimiento en la ciudad. Sin él, las otras alternativas para obtener recursos son la recepción de dinero desde el extranjero, enviado por familiares, e incluso la mendicidad en la ciudad. En los procesos de establecimiento, las personas migrantes activan todas las estrategias posibles para conseguir bienes y servicios que faciliten su vida cotidiana. Se usan formas de acceso directas o indirectas (a través de instituciones, organismos o la sociedad local), gratuitas o con costo, formales e informales.

Una característica transversal en el establecimiento de las personas migrantes de reciente llegada a la Ciudad de México es la vulnerabilidad migratoria, que se compone de dos elementos: i) la condición migratoria, en el sentido de contar o no con un documento migratorio que avale la estancia, temporal o permanente, en la ciudad, y ii) el reconocimiento del documento migratorio por parte de la sociedad local, que se confirma como un permiso otorgado por el Estado mexicano para la incorporación a la vida cotidiana, solicitado esencialmente para acceder a un trabajo, alquilar una vivienda, recibir un servicio, entre otros. Así pues, la vulnerabilidad migratoria es una vivencia con matices de menor a mayor intensidad, cuyo nivel más intenso se encuentra en la irregularidad sin reconocimiento local para el establecimiento, hasta la regularidad con el reconocimiento pleno de derechos como habitante de la ciudad. De este modo la vulnerabilidad migratoria cambia en el proceso de establecimiento. Las personas pueden cambiar de una condición migratoria irregular a regular, de regular a irregular y sostenerse en la regularidad o irregularidad migratoria. Por otro lado, el reconocimiento local al derecho a la estancia de las personas migrantes también puede transitar del desconocimiento de la normatividad migratoria al conocimiento. Asimismo, puede prevalecer el conocimiento en un sector único (como el institucional) pero desconocerse en otros sectores de la vida cotidiana (por ejemplo, entre empleadores, arrendatarios, funcionarios y otros actores).

Los inmigrantes como alternativa suelen establecerse en una condición migratoria irregular al carecer de un documento que avale su estancia en el país debido a que su proyecto migratorio continúa siendo el desplazamiento a los Estados Unidos. Los inmigrantes por necesidad de protección internacional suelen iniciar la estancia en una condición migratoria documentada, debido al otorgamiento temporal de una visa humanitaria que ofrece derechos limitados. Luego transitan a un permiso de estancia permanente (con la condición de refugiado) o pasan a una situación migratoria irregular. Los inmigrantes por elección pueden iniciar un establecimiento en la irregularidad y sostenerse en ella. También pueden encontrarse en

condición migratoria documentada, por un motivo, tiempo y derechos limitados, si se llegó al país como turista. Pueden mantener dicha regularidad a través de entradas y salidas del país, pero sin un permiso de residencia temporal y sin el desempeño de una actividad remunerada formal, con el riesgo de transitar hacia la irregularidad migratoria.

Es de destacar que, en la relación social nacionales-extranjeros, en el caso de los inmigrantes por necesidad de protección suele existir un sentido de vulnerabilidad migratoria debido al desconocimiento de los derechos que otorgan documentos migratorios como la tarjeta de visitante por razones humanitarias y la de refugiado, por considerarse que al ser “visitantes” o “protegidos por el Estado” no tienen derecho al establecimiento temporal o al acceso a trabajo en la ciudad. Sin embargo, en la Ciudad de México suele entenderse que la condición migratoria regular se basa en el reconocimiento local de dicha documentación. Si bien la tenencia de un documento migratorio no es suficiente para la incorporación local, ofrece cierto grado de validez para que empleadores, prestadores de servicios, arrendatarios e incluso funcionarios públicos otorguen servicios, bienes, trabajo y derechos a las personas migrantes de reciente llegada a la ciudad. Como señala José (hondureño): “Cuando uno no tiene papeles es ilegal, no vales nada. Con el documento hace que te respeten”. La vulnerabilidad migratoria es una experiencia que emerge de la relación social entre la sociedad local y los inmigrantes, que se observa de manera constante en el proceso de establecimiento, al tratarse de una fase inicial y anterior a procesos de asentamiento e integración. Esta situación disminuye con el tiempo, cuando las personas migrantes transitan hacia permisos de residencia permanente (e incluso obtienen la nacionalidad mexicana) y con el mayor conocimiento de la sociedad local respecto a los derechos que otorgan las diversas formas de documentación migratoria.

D. La inserción laboral como una necesidad y un medio para el establecimiento

Establecerse de manera temporal o permanente en un país diferente al de origen implica la búsqueda de recursos para la vida diaria. Si bien existen formas diversas de obtenerlos, como el apoyo económico o en especie prestado por albergues, instituciones u organizaciones que acompañan a personas migrantes, o las transferencias económicas transnacionales de familiares, ambos aportes suelen ser acotados en tiempo y monto. Es así que la búsqueda de un trabajo en el ámbito local se vuelve una necesidad esencial para el establecimiento en la ciudad. Contar con recursos económicos autónomos y de manera continua es el medio para asegurar el acceso permanente a alimentación, vivienda, transporte, salud, entre otras necesidades.

Para la búsqueda de un trabajo, las personas migrantes de reciente llegada a la Ciudad de México se pueden valer de diversas estrategias, entre ellas, la de acudir a los albergues, por ser estos también espacios de vinculación con empleadores en búsqueda de trabajadores para labores y días específicos; asociarse con las redes laborales de otros migrantes; iniciar su propia búsqueda de trabajo recorriendo las calles de la ciudad o en internet, y finalmente,

crear su propia actividad para obtener ingresos, por lo general en la venta ambulante, en el comercio o en la prestación de algún servicio. En el relato de Isaac, hondureño, se muestra que es común combinar diversas estrategias en la búsqueda de un trabajo:

“Conseguí el trabajo por vía Internet, Facebook. Tú buscas ‘opciones de trabajo’, por ejemplo ‘Empleos Ciudad de México’, siempre hay páginas o alguien que pide un trabajador. Buscas palabras clave. [Pero mi amigo] fue el que consiguió un trabajo, él fue [al lugar], le hicieron la entrevista, le preguntaron qué onda con sus papeles y todo. Él explicó que no teníamos papeles, que acabábamos de llegar, pero que sí necesitábamos un trabajo, que queríamos echarle ganas, y le dijeron que sí, y al día siguiente fue a trabajar, como vieron su disposición lo dejaron ahí, al día siguiente fui yo, y se me hizo [conseguir el trabajo], me quedé también”.

En el mercado de trabajo intervienen, por un lado, las características de los trabajadores como son la preparación académica, las habilidades y la experiencia laboral y, por otro, las necesidades del empleador (que suele ser una persona nacional). En el perfil educativo y laboral de la población hondureña, salvadoreña y guatemalteca entrevistada suele prevalecer una educación de nivel básico y con experiencia en actividades manuales (trabajo agrícola) o en empleos de servicios varios. Mientras tanto, entre la población venezolana y nicaragüense se destaca un perfil académico universitario, con experiencia laboral en trabajos por cuenta propia o en empleos usualmente no precarios. Los migrantes con baja cualificación suelen desempeñarse en labores correspondientes a dicho nivel educativo, tanto en el país de origen como en la Ciudad de México, y mantenerse en dicho segmento laboral a lo largo del proceso de establecimiento, como se relata a continuación:

“Fui a un trabajo a un cine, ahí encontré trabajo. Iba todas las noches, trabajaba de 2 de la tarde a 6 de la mañana, solo venía a dormir [a la casa]. No te pedían papeles [documentos migratorios], era muy difícil y cansado, pero tenía trabajo. De allí estuve trabajando en construcción, en la noche, andábamos tapando con arena los alambres del ‘Metro’, pero me pagaban mucho más que en el cine. Pero he tenido trabajos ‘así’” (Alejandro, hondureño).

Sin embargo, en el caso de la población con un perfil educativo alto y experiencia laboral no manual, la incorporación laboral en la Ciudad de México suele iniciarse en trabajos manuales no calificados, como actividades de seguridad, vigilancia, aseo, ventas, servicio doméstico, atención a comensales, limpieza en restaurantes o ayudantes en la construcción, ante la urgencia de conseguir recursos económicos para iniciar la vida en la ciudad. Los siguientes relatos muestran dichas experiencias:

“En un trabajo limpié un terreno, era un autolavado; en otro trabajé en una empresa de trabajos industriales como ayudante, hice instalaciones de tuberías, lavado de tanques por dentro, cosas que nunca había hecho. Luego trabajé haciendo limpieza de escombros en una construcción. Yo soy carpintero y no sabía de limpieza. Entonces trabajaba de lo que se podía” (Bruno, salvadoreño).

“Yo me mentalicé súper rápido, de que yo tenía que trabajar en lo que fuera, lavando platos, limpiando, lo que fuera. Mi hijo me colocó una aplicación de trabajo y ahí sale, sobre todo *call centers*, en diferentes empresas, privadas. Trabajé en un restaurante arreglando las mesas y tal, feliz, chévere. Otro trabajo fue que salía a vender productos por la calle. Ahora mi hijo me va a mandar mis títulos, mi aval de profesional todo” (Elvira, venezolana).

“Yo tengo mi título, pero eso no me sirve para hacer otras cosas. Aquí, tengamos los estudios académicos que tengamos, es desempeñar un oficio muy distinto a nuestra profesión... aquí es limpiar pisos, eso también lo he tenido que aprender, y lo hago” (Néstor, venezolano).

“Desde que llegas [al país] aceptas cualquier trabajo, desde el principio fue así: ‘necesitamos producir porque la dieta de Maduro nos va a alcanzar aquí’. Hay que aceptar lo que fuera. En el primer trabajo tuve que aceptar cualquier cosa que te pagan. Buscaba trabajo, veía cualquier anuncio, cualquier cosa. Nunca había ido a una entrevista de trabajo, pero dijeron: ‘está sobrecalificada’. Empecé a trabajar en una tienda de productos de belleza orgánicos, venta por catálogo, nunca me pagaron las comisiones. Luego trabajé para un cineasta, él necesitaba alguien que le transcribiera todas sus ideas. En ningún trabajo he tenido seguridad social. En ningún trabajo he tenido un contrato” (Mary, venezolana).

Es así como la incorporación al mercado laboral de los migrantes profesionistas de reciente llegada a la ciudad se caracteriza por la necesidad y la urgencia de contar con recursos económicos para la sobrevivencia diaria. La estrategia preponderante es “trabajar en lo que sea” mientras se consigue la documentación educativa (título profesional), la documentación laboral (comprobantes de experiencia previa y la documentación laboral mexicana¹²) y la documentación migratoria que permitan la incorporación a una actividad económica remunerada formal. Cuando los migrantes consiguen dicha regularización educativa, laboral y migratoria, se incorporan a trabajos como profesionistas formales y permanentes, lo que puede no lograrse durante el proceso de establecimiento, sino hasta una fase de asentamiento o integración. Por eso los migrantes profesionistas comienzan por incorporarse al mismo segmento laboral que las personas migrantes con perfil educativo básico y en trabajos manuales. En casos excepcionales acceden a trabajos de nivel profesional, pero con contrataciones informales, es decir, fuera del registro ante las autoridades laborales y tributarias del país. Si bien contar con los documentos migratorios, laborales y educativos requeridos es la llave para conseguir una contratación laboral formal, en el acceso al trabajo pueden experimentar la vulnerabilidad migratoria en su dimensión relacionada con la falta de reconocimiento de los derechos que otorga la documentación migratoria, como se relata en las siguientes experiencias:

¹² Por lo general se solicita la ‘credencial de elector’ o INE (que puede sustituirse por un documento migratorio con residencia temporal o permanente), la Clave Única de Registro de Población (CURP), el Registro Federal de Contribuyentes (RFC) y una cuenta bancaria mexicana para recibir el pago correspondiente. Es importante agregar que el empleador también debe contar con un documento que lo reconozca como contratante de personas extranjeras.

“Cuando busqué trabajo fue frustrante, porque empiezan [con]... la pregunta del millón de dólares: ‘¿eres ilegal?’, yo decía: ‘no, estoy haciendo un trámite [migratorio]’, ‘pero eres ilegal porque no tienes documentación mexicana’. Entonces con tu pasaporte, como extranjero, no te dan trabajo, porque hay empresas que no están registradas o dadas de alta para contratar extranjeros” (Mary, venezolana).

“En mi trabajo me decían ‘no te podemos pagar hasta que tengas tus papeles, hasta que tengas el CURP’, que no sé qué, pasaron tres meses. La visa de trabajo la sacó la empresa, tardó tres meses, estuve trabajando, pero no cobraba y estaba con las uñas, sin dinero pues” (Beatriz, venezolana).

“He intentado buscar trabajo, lastimosamente no se puede por el hecho de que no tenía papeles mexicanos, pero incluso tengo mi residencia permanente. Yo les digo ‘no sé si es una burla lo que hace el gobierno hacia los migrantes, no tenemos acceso a trabajo, no tenemos ni siquiera acceso a abrir una cuenta de ahorro’, mi pregunta es ¿de qué me sirve mi tarjeta de residencia permanente?” (Carolina, salvadoreña).

El acceso a un trabajo puede significar también una posibilidad de obtener un lugar para vivir y acceso a alimentación. En algunas experiencias laborales se destacó la ventaja de vivir en el mismo espacio de trabajo y recibir alimentos, lo que le permite a la persona migrante ahorrar gastos en dichas necesidades básicas. También se indicaron desventajas, como el mayor control laboral e incluso abusos por parte del empleador, debido a la ampliación de la jornada de trabajo o a la realización de tareas sin pago adicional, la retención del pago o el maltrato verbal relacionado con la condición de extranjería. En los siguientes relatos se ejemplifican experiencias de vulnerabilidad migratorio-laboral de las personas migrantes en su relación con los empleadores.

“Me salió la oportunidad de hacer limpieza en un hotel, me dijeron que me darían una cama y si veían bien mi trabajo entonces me daban un pago. A las tres semanas ya me estaban dando un pequeño aporte monetario, les caí bien y ya me pagaron. Pero después comenzaron a aprovecharse de mí, solo porque ahí duermo, querían que cubriera la recepción” (José, hondureño).

“Un día [mi patrón] me estaba tratando muy mal y me gritaba, pero me decía cosas muy feas; entonces me harté y dije ‘yo no voy a seguir aquí, a que me sigan maltratando’. Ese día me sentí como impotente, no poderle decir nada, porque no soy de aquí” (Mary, venezolana).

Por último, como se ha mostrado, la inserción laboral es también un medio de vinculación con la sociedad local, de manera directa con empleadores, compañeros de trabajo y funcionarios públicos para la regularización migratoria y el acceso a bancos, entre otros, y activa indirectamente vínculos con arrendatarios de vivienda, vecinos, oferentes de bienes y servicios. Las experiencias aquí relatadas muestran la relevancia de contar con un trabajo

remunerado como un medio para el establecimiento, temporal o permanente, en la ciudad. No tener empleo provoca ansiedad, incertidumbre y el deseo de desplazarse a otro lugar, renunciando al establecimiento en la ciudad. Con el paso del tiempo, con el conocimiento de la ciudad y de la sociedad mexicana capitalina, mediante el autoaprendizaje, la imitación de prácticas de otras personas migrantes y el apoyo de instituciones y de la población local, se consolida el establecimiento en la ciudad y se transita hacia una integración migratoria. Desde la propia perspectiva de las personas migrantes, el establecimiento en un país distinto es un proceso que requiere tiempo y aprendizaje, tanto de su parte como de la población local, como relata Néstor, venezolano:

“Estoy consciente de que la migración es un proceso, y una parte principal del proceso es adaptarse, es regularizar el estatus migratorio, porque entonces eso permite a la persona adaptarse mejor al entorno y, por supuesto, tener acceso a más y mejores oportunidades de trabajo, porque son leyes, son normas que hay que respetar. Si ya tuviste voluntad de migrar pues no queda otra que adaptarse a este nuevo entorno, es integrándote a la ciudad, preguntándole un poco a las personas [locales]: ‘mira ¿cómo es esto?’, un poco de su historia, de su cultura. Es seguir adelante, tratar de seguir con mi vida que ya no es allá, sino es aquí”.

E. Conclusiones

En la historia migratoria de México, la emigración de su población ha sido el flujo de mayor relevancia. Sin embargo, en la última década, debido a las migraciones en América Latina provocadas por las persistentes condiciones de vida precarias y las emergentes crisis humanitarias y políticas en diversos países, México se ha convertido en un país de llegada y estancia de migrantes; sobre todo su capital, la Ciudad de México. Si bien desde 2010 esta se autorreconoce como una ciudad santuario para las personas migrantes internacionales, ha sido desde 2018 que dicho posicionamiento político se ha puesto a prueba ante la llegada de miles de personas centroamericanas, venezolanas, haitianas, cubanas y africanas, entre otras, quienes han iniciado procesos de establecimiento en la capital.

La actual inmigración a la Ciudad de México se origina a través de flujos poblacionales con diversos proyectos migratorios de origen: inmigrantes como alternativa al tránsito por México con destino a los Estados Unidos, inmigrantes en búsqueda de protección internacional en un país distinto al suyo e inmigrantes por elección, con interés genuino por radicarse en la ciudad. El establecimiento es la fase inicial de un proceso de inmigración (por lo general de largo plazo), compuesto por dos momentos: la llegada e instalación y la incorporación a la vida cotidiana. Según las experiencias de las personas migrantes entrevistadas, este proceso se caracteriza por un arribo inestable, una instalación precaria y una incorporación vulnerable.

En el establecimiento se activan todas las estrategias posibles para atender las necesidades esenciales en el nuevo país, con la combinación de recursos individuales y colectivos. A nivel

personal, el establecimiento es un proceso más trascendental y estable para los inmigrantes que se movilizaron con la intención de vivir en la ciudad que para aquellos que lo vieron como una alternativa o que llegaron por necesidad de protección internacional. En todo caso, la experiencia se moldea con las oportunidades o restricciones que otorga el contexto local de recepción, a través de la relación con los diversos sectores sociales nacionales.

Como se mostró, la incorporación laboral es un medio esencial para el establecimiento en la ciudad, ya que ofrece estabilidad en la obtención de recursos monetarios para atender las necesidades esenciales en la vida cotidiana (alimentación, vivienda, movilidad en la ciudad, entre otras). Esto es válido aunque dicha incorporación sea informal e inestable, y particularmente precaria para los migrantes profesionistas que suelen incorporarse a trabajos manuales o informales como una estrategia ante la necesidad inmediata de contar con recursos económicos. El trabajo es además un medio para la incorporación a la sociedad local, porque activa vínculos directos con empleadores y vínculos indirectos con arrendadores de vivienda y prestadores de servicios, entre otros. Esto permite señalar que la experiencia de establecimiento no solo depende de las características y la capacidad de gestión del migrante, sino también de la sociedad en que se incorpora, la cual puede vincularse desde el apoyo y la solidaridad o desde el ejercicio de poder y las expresiones de vulneración. Como señalan Jacobs y Herman (2009), en la integración, la sensación de bienestar o malestar de las personas inmigrantes depende en buena medida de la opinión pública de la sociedad en que se establecen, por lo que es menester contribuir a la creación de narrativas inclusivas con base en el derecho a la movilidad y el respeto a los derechos humanos.

Es relevante enfatizar que una de las limitaciones más importantes en el establecimiento es la vulnerabilidad migratoria que viven los extranjeros, en sus múltiples categorías de combinación entre la tenencia de un documento migratorio que avala el derecho al establecimiento en la ciudad, y el conocimiento por parte de la sociedad local de los derechos y obligaciones asociados con cada documento migratorio. Si bien la mera dotación de un documento migratorio no resuelve ni facilita del todo los procesos de establecimiento, sí permite disminuir la vulnerabilidad de las personas migrantes en dichos procesos, debido al carácter transversal e interconectado que tiene un permiso migratorio en el acceso a necesidades y derechos en la sociedad de establecimiento.

Por último, la Ciudad de México, como escenario sociopolítico garante de derechos de las personas en situación de movilidad y migración desde 2010, es responsable de la conformación de procesos de establecimiento en la ciudad. Por una parte, se trata de una ciudad autodeterminada constitucionalmente como multicultural, inclusiva y santuario de personas migrantes. Por otra, la mayoría de sus políticas, programas y acciones para la atención a personas migrantes extranjeras se focalizan en la población solicitante de protección internacional (refugio). Por ese motivo se descuida a las personas que se encuentran en situación migratoria irregular o en estancias temporales, sin tener en cuenta que el establecimiento es un proceso en el que las estancias breves pueden derivar en establecimientos permanentes. Como señala José, hondureño, la Ciudad de México aún tiene trabajo pendiente respecto a la garantía de derechos de las personas migrantes extranjeras:

“Acá en la Ciudad de México, no se están respetando los derechos. En los lugares de trabajo, me dicen: ‘¿cuál es tu situación legal?’, ‘bueno, está en trámite, aquí tengo la constancia de COMAR’, ‘ah bueno, entonces te vamos a llamar’, esa llamada nunca llega. Con el CURP se supone que uno puede trabajar, pero no la aceptan en todos los lugares. Ciertas empresas no aceptan la visa humanitaria para trabajar. El error es que ahí dice: ‘Visitante’, entonces automáticamente me dijeron ‘eres visitante, estás temporalmente, no te puedo contratar así’”.

Bibliografía

- Basok, T. y otros (2015), *Rethinking Transit Migration: Precarity, Mobility, and Self-making in Mexico*, Londres, Palgrave Macmillan.
- Bustamante, J. A. (2018), “A dialectical understanding of the vulnerability of international migrants”, *Handbook of the Sociology of Racial and Ethnic Relations*, Springer.
- Canales, A. (2001), “Factores demográficos del asentamiento y la circularidad en la migración México-Estados Unidos”, *Notas de Población*, vol. 28, N° 72 (LC/G.2114-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Carling, J. (2002), “Migration in the age of involuntary immobility: Theoretical reflections and Cape Verdean experiences”, *Journal of Ethnic and Migration Studies*, vol. 28, N° 1.
- Castells, M. (1999), *La Cuestión Urbana*, Ciudad de México, Siglo XXI.
- COLEF (Colegio de la Frontera Norte) y otros (2019), “Encuesta sobre migración en la Frontera Sur de México, Bases de datos y Tabulados y series históricas de devueltos por Estados Unidos”.
- COMAR (Comisión Mexicana de Ayuda a Refugiados) (2021), “Datos de refugio. Cierre diciembre 2020”, Ciudad de México, 2 de enero.
- Durand, J. (2016), “El subsistema migratorio mesoamericano”, *El sistema migratorio mesoamericano*, C. Heredia (coord.), Tijuana, Colegio de la Frontera Norte (COLEF).
- Entzinger, H. (2000), “The dynamics of integration policies: a multidimensional model”, *Challenging Immigration and Ethnic Relations Politics: Comparative European Perspectives*, R. Koopmans y P. Statham (eds.), Oxford, Oxford University Press.
- Faret, L. y otros (2021), “The city under constraint: International migrants’ challenges and strategies to access urban resources in Mexico City”, *The Canadian Geographer*, vol. 65, N° 4.
- Fernández, C. y M. Rodríguez (2016), “Hondureños migrantes en México: del tránsito al asentamiento”, *CANAMID Policy Brief Series*, PB11, Ciudad de México, CIESAS.
- Gandini, L., F. Lozano y V. Prieto (2019), *Crisis y migración de población venezolana. Entre la desprotección y la seguridad jurídica en Latinoamérica*, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México.
- Grzymala, A. K. y J. Phillimore (2018), “Introduction: rethinking integration. New perspectives on adaptation and settlement in the era of super-diversity”, *Journal of Ethnic and Migration Studies*, vol. 44, N° 2.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2021), “Censo de Población y Vivienda 2020” [en línea] <https://censo2020.mx/> y <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/>.
- Izquierdo, A. (2000), “El proyecto migratorio de los indocumentados según género”, *Revista de Sociología*, vol. 60.

- Jacobs, D. y B. Herman (2009), "The nexus between immigrant integration policy and public opinion in the European Union", *Legal Frameworks for the Integration of Third-Country Nationals*, J. Niessen y T. Huddelston (eds.), Brill.
- Jasso, R. (2021), "Espacios de estancia prolongada para la población migrante centroamericana en tránsito por México", *Frontera Norte*, vol. 33, art. 4.
- Kritz, M. y H. Zlotnik (1992), "Global interactions: migration systems, processes, and policies", *International Migration Systems: A Global Approach*, M. Kritz, L. L. Lim y H. Zlotnik (eds.), Clarendon Press, Oxford University Press.
- Martínez, G., S. Cobo y J.C. Narváez (2015), "Trazando rutas de la migración de tránsito irregular o no documentada por México", *Perfiles Latinoamericanos*, vol. 23, N° 45.
- México, Diario Oficial de la Federación (2011), "Ley sobre Refugiados, Protección complementaria y Asilo Político", Ciudad de México [en línea] https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/211049/08_Ley_sobre_Refugiados_Proteccion_Complementaria_y_Asilo_Politico.pdf.
- Musset, A. (2015), "De los lugares de espera a los territorios de la espera. ¿Una nueva dimensión de la geografía social?", *Documents d'Anàlisi Geogràfica*, vol. 61, N° 2.
- Nájera, J. y L. H. Hernández (2020), "Vínculos demográficos y factores de emigración en los países de la región norte de Centroamérica", *Movilidad humana en tránsito: Transformación en política migratoria*, D. Villafuerte y M. E. Anguiano (coords.), Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO), Centro de Estudios Superiores de México y Centroamérica (CESMECA)-Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas (UNICACH).
- Paris, D. (2020), "¿Expulsar o integrar a las personas migrantes en México?", *Animal Político*, 18 de febrero.
- Piore, M. (1975), "Notes for a Theory of Labor Market Stratification", *Labor Market Segmentation*, R. Edwards, M. Reicht y D. Gordon, Massachusetts, Boston Library Consortium Member Libraries.
- Portes, A. y J. Böröcz (1989), "Contemporary immigration: theoretical perspectives on its determinants and modes of incorporation", *International Migration Review*, vol. 23, N° 3.
- REDODEM (Red de Documentación de las Organizaciones Defensoras de Migrantes) (2020), *Migraciones en México: fronteras, omisiones y transgresiones. Informe 2019*.
- Rodríguez, G. M. (2014), "Qué es y que no es segregación residencial: contribuciones para un debate pendiente", *Revista Bibliográfica de Geografía y Ciencias Sociales*, Barcelona, Universidad de Barcelona, vol. XIX, N° 1079, 25 de junio.
- Schapendonk, J. (2012), "Migrants' im/mobilities on their way to the EU: lost in transit?", *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, vol. 103, N° 5.
- Solé C., y otros (2002), "El concepto de integración desde la sociología de las migraciones", *Migraciones*, vol. 12.
- Torre, E. C. (2020), "Destino y asentamiento en México de los migrantes y refugiados centroamericanos", *Travaux et Recherches dans les Amériques du Centre (TRACE)*, vol. 77.
- Waldinger, R. (1994), "The making of an Immigrant niche", *International Migration Review*, vol. 28 N° 1.

Anexo A1

Cuadro A1.1
**Características generales de las personas migrantes extranjeras residentes
 (temporales y permanentes) en la Ciudad de México entrevistadas en 2019 y 2020**

Nombre	País de origen	Edad (años)	Escolaridad	Año de salida del país de origen	Tipo de migrante en México	Tiempo en a Ciudad de México	Condición migratoria actual	Intención de establecerse en la Ciudad de México	Condición laboral actual	Tuvo contacto con algún albergue o institución
Bruno	El Salvador	28	Técnico de contaduría pública	2017	Migrante en tránsito hacia los Estados Unidos, huía de su país	Dos años	Solicitante de refugio	Duda	Sin trabajo	Sí
Carolina	El Salvador	43	Licenciada en Ciencias de la Educación	2017	Migrante en tránsito hacia los Estados Unidos	Dos años	Residente permanente	Permanente	Con trabajo	No
Alejandro	Honduras	20	Terminó el nivel básico	2018	Migrante en tránsito hacia los Estados Unidos, huía de su país	Ocho meses	Solicitante de refugio	Duda	Sin trabajo	Sí
José	Honduras	32	Bachiller en administración de empresas	2017	Destino México, llegó como turista, huía de su país	Dos años	Refugiado	Establecerse	Con trabajo	Sí
Julieta	Honduras	43	Segundo de primaria, era comerciante	2017	Migrante en tránsito hacia los Estados Unidos	Dos años	Indocumentada	Establecerse	Con trabajo	Sí
Isaac	Honduras	25	Bachiller en educación comercial	2018	Migrante en tránsito hacia los Estados Unidos, huía de su país	Dos años	Refugiado	Duda	Con trabajo	Sí
Néstor	Venezuela (República Bolivariana de)	31	Ingeniero en telecomunicaciones	2017 y 2019	Destino México, llegó como turista, huía de su país	Cuatro meses	Solicitante de refugio	Duda	Con trabajo	Sí

Cuadro A1.1 (conclusión)

Nombre	País de origen	Edad (años)	Escolaridad	Año de salida del país de origen	Tipo de migrante en México	Tiempo en a Ciudad de México	Condición migratoria actual	Intención de establecerse en la Ciudad de México	Condición laboral actual	Tuvo contacto con algún albergue o institución
Beatriz	Venezuela (República Bolivariana de)	34	Básico	2019	Destino México, llegó como turista, huía de su país	Dos años	Refugiada y nacionalizada	Establecerse	Sin trabajo	Sí
Mary	Venezuela (República Bolivariana de)	38	Licenciada en Alimentación	2017	Destino México, llegó como turista	Tres años	Residente permanente irregular	Establecerse	Sin trabajo	No
Elvira	Venezuela (República Bolivariana de)	62	Maestra	2018	Destino México, llegó como turista, huía de su país	Un año	Refugiada	Establecerse	Sin trabajo	Sí

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la información de las personas migrantes extranjeras entrevistadas en la Ciudad de México durante 2019 y 2020.

Homogamia educativa y disminución de la desigualdad económica en el Ecuador¹

Adriana Robles²

Recibido: 07/02/2022

Aceptado: 25/04/2022

Resumen

Los datos indican que la homogamia educativa aumenta cuanto mayor es la desigualdad económica. Una mayor desigualdad podría incrementar la importancia de los aspectos económicos al elegir pareja, así como las barreras entre los grupos sociales. Los datos provienen sobre todo de contextos donde la desigualdad ha aumentado. Sin embargo, ¿qué sucede cuando disminuye? En este trabajo se examina el caso del Ecuador en el período comprendido entre 2000 y 2017, con el objetivo de analizar los cambios en los niveles y los patrones de homogamia educativa cuando la desigualdad en los ingresos disminuye. Los resultados indican que, en este contexto, se mantiene la asociación positiva entre desigualdad y homogamia educativa y que, entre 2000 y 2017, la homogamia educativa disminuyó en el Ecuador. Sin embargo, el emparejamiento selectivo por nivel educativo, un indicador cuyo patrón se mantuvo relativamente estable, continuó siendo una de las principales características del proceso de formación de uniones.

Palabras clave: matrimonio, homogamia, educación, niveles de educación, aspectos económicos, ingresos, distribución del ingreso, Ecuador.

¹ Esta investigación se realizó como parte de la tesis de maestría de la autora en El Colegio de México, gracias al financiamiento del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) (México). Una versión anterior del artículo se presentó en las reuniones de la Sociedad Mexicana de Demografía y de la Sociedad Británica de Estudios de Población. Se agradece a Julieta Pérez A. y a Landy Sánchez P. por su ayuda y valiosa orientación.

² Maestra en Demografía por El Colegio de México 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

The data indicate the greater the economic inequality the greater the educational homogamy. Greater inequality could increase the importance of economic factors when choosing a partner, as well as the barriers between social groups. Data are mainly from situations in which inequality has risen. However, what happens when it decreases? This paper examines the case of Ecuador in 2000–2017, in order to analyse changes in the levels and patterns of educational homogamy when income inequality declines. The findings indicate that, in this situation, the positive correlation between inequality and educational homogamy is maintained and that, between 2000 and 2017, educational homogamy fell in Ecuador. Nevertheless, selection of partners based on levels of schooling, an indicator whose pattern remained relatively stable, was still a key characteristic of formation of unions.

Keywords: marriage, homogamy, education, levels of education, economic, income distribution, Ecuador.

Résumé

Il apparaît dans cette étude que le phénomène d'homogamie éducative augmente avec l'inégalité économique. Une inégalité plus marquée peut accroître l'importance des considérations économiques dans le choix du partenaire, ainsi que les barrières entre les groupes sociaux. Les données émanent principalement de contextes marqués par une aggravation des inégalités. Cependant, que se produit-il lorsque ce taux diminue ? Cet article se penche sur le cas de l'Équateur entre 2000 et 2017, dans le but d'analyser les changements intervenus dans les niveaux et les modèles d'homogamie éducative en cas de diminution des inégalités de revenus. Les résultats indiquent que, dans ce contexte, l'association positive entre l'inégalité et l'homogamie éducative se maintient et que l'homogamie éducative a reculé en Équateur entre 2000 et 2017. Toutefois, le couplage sélectif en fonction du niveau d'instruction, un indicateur dont la tendance s'est maintenue relativement stable, reste l'une des principales caractéristiques du processus de constitution des unions.

Mots clés: mariage, homogamie, niveau d'enseignement, aspects économiques, revenu, repartition du revenu, Ecuador.

Introducción

Los datos indican que la homogamia educativa aumenta cuanto mayor es la desigualdad económica. Si bien las preferencias en cuanto a la posible pareja tienden a ser similares entre los hombres y las mujeres, una mayor desigualdad podría incrementar la importancia de los aspectos económicos a la hora de elegir una. Asimismo, en un contexto de mayor desigualdad económica, se profundiza la segregación residencial, lo que aumenta el emparejamiento selectivo.

El estudio de la homogamia implica examinar “los mecanismos estructurales subyacentes a las decisiones maritales” (López, Esteve y Cabré, 2008, pág. 50), es decir, los factores que contribuyen a que las personas contraigan matrimonio de manera selectiva, en función del contexto y las características del mercado matrimonial. Kalmijn (1998) señaló que los patrones en la formación de uniones son el resultado de la tensión entre las preferencias y las oportunidades. Las oportunidades se refieren a las opciones disponibles en el mercado matrimonial, que dependen de factores tales como la segregación residencial y el tamaño de la población, entre otros. Las características de los mercados matrimoniales brindan indicios sobre los mecanismos estructurales que crean oportunidades de contacto con potenciales parejas pertenecientes a grupos sociales diferentes y con antecedentes distintos. Las preferencias individuales se refieren a las consideraciones que realizan los individuos con respecto a una serie de características y capacidades de las personas que integran el mercado matrimonial, tomando en cuenta los recursos que estas ofrecen.

La desigualdad económica corresponde a una dimensión sobre la cual se basan las preferencias y las oportunidades (Torche, 2010; Schwartz, 2013). Define el grado de heterogeneidad de los espacios donde interactúan los grupos sociales (es decir, las opciones u oportunidades de contacto), así como los recursos reales y potenciales con respecto a otros individuos (es decir, las preferencias) (Kalmijn, 1998). Por ende, la desigualdad económica está vinculada con la homogamia debido a su influencia sobre los espacios sociales que determinan el grado de heterogeneidad de las oportunidades y los recursos relativos que definen las preferencias.

La homogamia y la desigualdad económica están determinadas de forma endógena. El emparejamiento selectivo refleja la permeabilidad de las barreras a la movilidad social (Solís, 2010), y desempeña un papel clave en la reproducción de la desigualdad. La desigualdad económica configura las condiciones estructurales del mercado matrimonial. El aumento de la desigualdad económica podría acentuar la importancia de las consideraciones económicas al elegir pareja (Schwartz, 2010a). Cuando las diferencias individuales se profundizan, los costos económicos de casarse con alguien de un nivel inferior podrían aumentar. Además, cuando aumenta la desigualdad económica, la mayor segregación espacial de la vivienda en función de los ingresos y de los lugares de trabajo en función del nivel educativo podría traducirse en un aumento del emparejamiento selectivo. Con el aumento de la desigualdad en los ingresos, se incrementan los retornos de la educación, lo que profundiza las brechas económicas y sociales entre los grupos educativos y fomenta las uniones homogamas (Torche, 2010).

El debate en la literatura da prueba de la necesidad de analizar cómo repercuten los cambios en la desigualdad de los ingresos sobre las tendencias y los patrones de homogamia en las regiones donde los niveles de pobreza y desigualdad económica se han reducido.

A partir del estudio de caso del Ecuador, donde la desigualdad en los ingresos disminuyó entre 2000 y 2017, este estudio tiene por objeto analizar los cambios en los niveles y los patrones de homogamia en función del nivel educativo de los cónyuges en un contexto de menor desigualdad en los ingresos. Trabajos anteriores han demostrado que, en contextos de creciente desigualdad en la región, existe una relación positiva entre la desigualdad económica y la homogamia educativa (Dahan y Gaviria, 2001; Fernández, Gunar y Knowles, 2005); sin embargo, no existen pruebas de que se establezca esta relación cuando la desigualdad se reduce. ¿Se mantiene esta asociación positiva cuando la desigualdad económica disminuye? El contexto ecuatoriano en este período es pertinente, ya que ofrece la oportunidad de analizar los cambios en las tendencias y los patrones de homogamia cuando los niveles de desigualdad económica se reducen, y de determinar si, a raíz de ello, la configuración de los espacios de socialización se modifica y las personas ajustan sus expectativas sobre el matrimonio ante la mejora de las posibilidades de futura movilidad social.

A. Homogamia educativa: consideraciones teóricas y conclusiones preliminares

La homogamia educativa se refiere la preferencia sistemática de un cónyuge con el mismo nivel educativo. Por otro lado, la heterogamia educativa se refiere a una unión conyugal entre individuos con niveles educativos diferentes. En esta categoría, se distingue entre la hipergamia y la hipogamia. Tomando como referencia la posición de la mujer, en una pareja hipérgama el nivel educativo de la mujer está por debajo del de su pareja (se casa con una persona de “nivel superior”). Por el contrario, en una pareja hipógama, es la mujer la que tiene un mayor nivel educativo (se casa con una persona de “nivel inferior”).

Las tendencias de homogamia educativa a nivel mundial se han examinado en numerosos trabajos. En Asia, por ejemplo, Smits y Park (2009) se basaron en información de cinco cohortes de matrimonios para analizar las tendencias de homogamia educativa en las sociedades de diez países de Asia Oriental y su relación con los niveles de desarrollo. Para el período transcurrido entre 1950 y 2000, y mediante modelos logarítmicos-lineales (*log-linear models*), los autores constataron una reducción general de la homogamia en los niveles medio y superior de la jerarquía educativa, en tanto que, en los niveles más bajos, la homogamia aumentó debido a una expansión educativa en la región, lo que aisló al grupo de menor nivel y le dificultó socializar y establecer uniones con individuos de un mayor nivel educativo.

En América del Norte, el aumento de la homogamia educativa y su vinculación con la mayor desigualdad en los ingresos ha sido motivo de preocupación. Hou y Myles (2008) compararon la evolución de la homogamia educativa en el Canadá y los Estados Unidos

en el período comprendido entre 1970 y 2000. Combinando métodos logarítmicos lineales con datos censales, concluyeron que durante el período se había producido un aumento monótono de la homogamia educativa en ambos países, a un ritmo que en el Canadá era más acelerado y se acercaba a los niveles de los Estados Unidos. En ambos países, el aumento fue mayor en los dos extremos de la distribución educativa.

Schwartz (2010a) analizó las tendencias de la asociación entre los ingresos de las parejas y su contribución al aumento de la desigualdad en los ingresos en los últimos decenios en los Estados Unidos. Ante una mayor desigualdad en los ingresos, la importancia de las consideraciones económicas a la hora de elegir pareja podría aumentar. Cuando las diferencias individuales se profundizan, los costos económicos de casarse con alguien en un nivel inferior podrían aumentar.

En América Latina, Dahan y Gaviria (2001) compararon a varios países de la región con los Estados Unidos y encontraron una correlación positiva entre la homogamia educativa y la desigualdad en los ingresos. Dado que ambas variables se determinan de manera endógena, esta correlación podría sugerir que la homogamia educativa aumenta en los contextos de mayor desigualdad, lo que muestra que las sociedades más desiguales tienden a ser más estratificadas (quizás debido a la segregación espacial y la discriminación) o, de manera alternativa, que las sociedades más estratificadas tienden a acentuar las desigualdades (quizás debido a la existencia de externalidades espaciales en la transmisión del capital humano entre las generaciones) (pág. 551).

Fernández, Guner y Knowles (2005) analizaron los efectos de la desigualdad en los ingresos sobre la homogamia educativa en 34 países de diversas regiones, entre ellos 13 de América Latina, y concluyeron que existe una asociación positiva entre estas dos variables. A mayor desigualdad en los ingresos, mayores las brechas de los retornos de la educación, lo que aumenta el costo de la oportunidad de casarse con personas con un menor nivel educativo y, con ello, la homogamia educativa.

Torche (2010) analizó la vinculación entre la homogamia educativa y las distancias entre los grupos educativos en el Brasil, Chile y México. Usando datos censales de alrededor de 2000 y modelos logarítmicos lineales (*log-linear*) y multiplicativos (*log-multiplicative*), el autor concluyó que las barreras para casarse entre diferentes grupos educativos eran más uniformes en todo el espectro de la distribución educativa en el Brasil que en Chile y en México. En Chile, los obstáculos se concentraban en el extremo superior de las distribuciones. López, Esteve y Cabré (2008) obtuvieron resultados similares. Usando datos censales de seis países latinoamericanos, concluyeron que los niveles más elevados de homogamia se concentraban en los extremos de la jerarquía educativa.

Trabajos anteriores también han documentado que numerosos elementos influyen sobre los niveles y los patrones de la homogamia educativa. Existen factores sociodemográficos que influyen en los niveles de homogamia educativa, entre ellos el cambio en la estructura educativa, el tiempo que transcurre entre la edad en que se termina de estudiar y la edad de la primera unión, la existencia de un mercado matrimonial desequilibrado y el momento en que se contrae matrimonio.

La formación de uniones es el resultado de la tensión entre las preferencias y las oportunidades (Kalmijn, 1998). Las oportunidades se refieren a las opciones que el individuo efectivamente tiene a su disposición cuando elige una pareja. Por otro lado, las preferencias individuales se refieren a las consideraciones que las personas hacen con respecto a una serie de características y recursos de sus posibles parejas, en las que toman en cuenta los recursos que ofrecen. En este sentido, la desigualdad económica podría afectar a la homogamia educativa al determinar cómo se estructuran estos dos elementos.

A mayor desigualdad, mayor distancia entre los grupos sociales, lo que aumenta la segregación residencial (Schwartz, 2013) y otros tipos de segregación social, por ejemplo, en el lugar de trabajo, en la escuela y en otras instituciones (Torche, 2010). Esto podría reducir las posibilidades de interactuar con personas de diferentes características y orígenes sociales, lo que homogeneizaría el mercado matrimonial al que el individuo tiene acceso y propiciaría las uniones homogamas. Además, la desigualdad en los ingresos erige barreras materiales que se traducen en obstáculos simbólicos y culturales, de forma tal que es probable que exista una correlación entre la desigualdad económica elevada y la distancia cultural entre los grupos educativos, que hace que las interacciones que trascienden los límites educativos parezcan menos “naturales” y deseables, lo que, a su vez, reduce las probabilidades de que personas de grupos educativos distintos contraigan matrimonio (Torche, 2010, pág. 482).

En lo concerniente a las preferencias, a mayor desigualdad, mayores las diferencias relativas entre las personas. Si los ingresos asociados con cada categoría educativa, denominados retornos de la educación, están más alejados, el costo de oportunidad para los individuos en el extremo superior de la jerarquía educativa aumenta, y los incentivos para casarse con personas con un nivel educativo más bajo disminuyen (y con ello, sus preferencias cambian) (Fernández, Guner y Knowles, 2005). Al mismo tiempo, los individuos en el extremo inferior de la jerarquía educativa se separan del resto, lo que dificulta las uniones heterógamas en esta parte de la distribución. A la inversa, cuando los retornos de la educación son más bajos, el costo de oportunidad de casarse con una pareja con un menor nivel educativo se reduce para los individuos con más educación, y aumentan las probabilidades de que individuos con menos educación superen las barreras y se casen con personas de un nivel educativo más alto. Los retornos de la educación, parte de un conjunto de recursos que se manifiesta en el mercado matrimonial, nos permiten aproximarnos a la manera en que se perciben las diferencias entre los grupos sociales y nos brindan información para generar expectativas futuras en el proceso de formación de uniones (Fernández, Guner y Knowles, 2005).

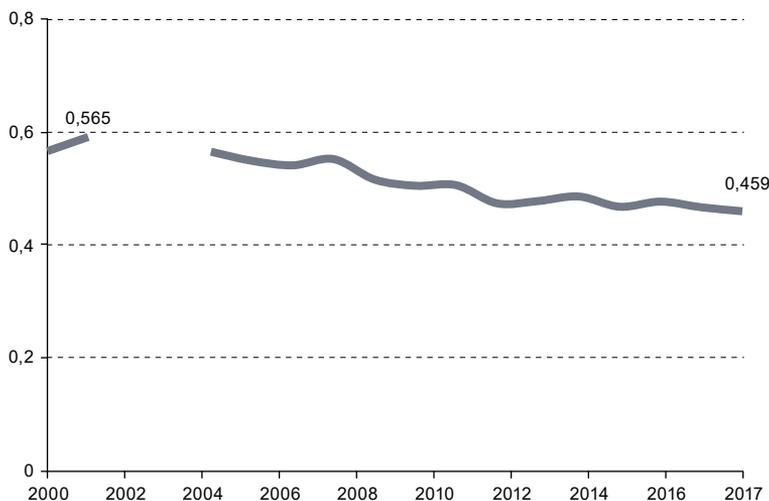
En síntesis, la desigualdad económica influye en la homogamia educativa mediante dos mecanismos distintos: en primer lugar, modifica las oportunidades de conocer a una variedad de potenciales parejas al aumentar las barreras sociales, lo que determina el grado de homogeneización del mercado matrimonial, y en segundo lugar, introduce a los retornos de la educación cambios que modifican los costos de oportunidad o los incentivos para cruzar las barreras y contraer matrimonio con personas de niveles educativos distintos, lo que afecta las preferencias individuales.

B. Antecedentes: el contexto ecuatoriano

Tras un persistente aumento de la desigualdad económica durante los ajustes estructurales que se introdujeron en América Latina a lo largo de las décadas de 1980 y 1990, la tendencia cambió de sentido alrededor del comienzo del siglo XXI. Uno de los factores que determinó la reducción de la desigualdad en la región fue la menor disparidad entre los ingresos laborales, algo que posiblemente haya obedecido, entre otros factores, a la escasa distancia entre las categorías en lo referido a los retornos de la educación (Aedo y Walker, 2012). La reducción de estas distancias puede haberse debido a diversos elementos: un mayor nivel educativo de la fuerza laboral (López-Calva y Lustig, 2010), un desequilibrio en el mercado laboral debido a la asincronía entre la expansión educativa y la evolución tecnológica (Cornia, 2014), una mayor oferta de trabajadores calificados en un contexto de demanda estable, y un aumento de los salarios mínimos (Aedo y Walker, 2012), entre otros.

En el gráfico 1 se muestra la evolución del coeficiente de Gini sobre la base de los ingresos per cápita entre 2000 y 2017 en el Ecuador. El nivel de desigualdad disminuyó un 19% durante el período. Esta reducción se vio reflejada en una menor desigualdad, tanto dentro de cada grupo educativo como entre ellos³.

Gráfico 1
Ecuador: coeficiente de Gini, 2000-2017



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

³ Para cada año, la desigualdad en los ingresos se descompuso de manera aditiva según la desigualdad entre los grupos educativos y dentro de cada uno de ellos, usando una desviación logarítmica media (MLD) y aplicando la estrategia de Martin (2006). El análisis se realizó a nivel de los hogares. Con ese fin, se utilizó el ingreso real per cápita total (ingresos reales del trabajo y de todas las demás procedencias para todos los miembros del hogar, dividido por el número de miembros) y se asignó el nivel educativo del jefe de hogar al resto de los miembros. En 2000, la MLD fue de 0,59 y, en 2017, de 0,42. La desigualdad intragrupo se redujo de 0,44 a 0,34, y la desigualdad intergrupo, de 0,15 a 0,08.

En todos los grupos educativos, los ingresos aumentaron a ritmos distintos, y las diferencias relativas en los ingresos entre los grupos se redujeron, pero no lo suficiente como para minimizar las distancias. En 2000, el ingreso medio de las personas con educación terciaria fue 2,1 veces más que el ingreso medio de las personas con educación secundaria. Esta relación se redujo a 1,9 veces en 2017 (véase el cuadro 1). Pese a ello, el grupo con el nivel de educación más alto siguió manteniendo la mayor diferencia frente al resto de los grupos educativos.

Cuadro 1
**Ecuador: diferencias relativas en los ingresos medios
entre grupos educativos adyacentes, 2000 y 2017**

Nivel educativo	2000	2017
Secundario básico/Primario	1,2	1,1
Secundario superior/Secundario básico	1,6	1,3
Terciario/Secundario superior	2,1	1,9

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Nota: Las distancias se basan en el ingreso total real per cápita.

Durante este período, la estructura educativa del Ecuador experimentó profundos cambios. La proporción de la población con diez años de escolarización y más aumentó, en tanto que disminuyó la proporción de personas con menos de nueve años (véase el cuadro 2). Durante el siglo XX, una de las características del proceso de expansión educativa fue la reducción de las diferencias entre los hombres y las mujeres, y a partir de comienzos de este siglo la brecha educativa de género cambió de dirección en beneficio de las mujeres. Según datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en 2001 la media de años de escolarización de las mujeres de 15 años y más era de 8,5 años, frente a 8,3 en el caso de los hombres. En 2017, la media de años de escolarización era de 10,1 para las mujeres y de 9,7 para los hombres.

Cuadro 2
**Ecuador: distribución de la escolarización por sexo
para la población de 15 años y más, 2001 y 2017**
(En porcentajes de columna)

Años de escolarización	Hombres		Mujeres	
	2001	2017	2001	2017
0 a 5 años	20	12	23	14
6 a 9 años	41	31	38	30
10 a 12 años	23	40	23	36
13 años y más	16	17	16	20

Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe, CEPALSTAT [base de datos en línea] <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/index.html?lang=es>.

Pese a este escenario de expansión educativa, el calendario de la unión permaneció relativamente estable. Los datos censales indican que la edad media de la población soltera al casarse en 2001 era de 21,1 años, en tanto que en 2010 era de 21,7 años. La cantidad de uniones tampoco experimentó cambios considerables. En 2001, un 57% de las mujeres de entre

20 y 29 años estaban casadas (o cohabitaban), en tanto que, en 2010, el porcentaje fue de un 60%. Sin embargo, un cambio importante fue el rápido aumento de la cohabitación. En 2001, un 42% de las mujeres casadas de entre 20 y 29 años estaban cohabitando, un porcentaje que aumentó a un 53% en 2010. Asimismo, el gradiente educativo entre ellas cambió. En 2001, un 54% de las mujeres de entre 20 y 29 años que cohabitaban tenían educación primaria; un 39%, educación secundaria, y menos de un 7%, educación terciaria. En 2010, un 41% de las mujeres de ese grupo tenían educación primaria; un 45%, educación secundaria, y un 14%, educación terciaria.

C. Datos y métodos

1. Datos y variables

Para analizar las tendencias y los patrones de emparejamiento selectivo por nivel educativo, se utilizó la Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). Se compararon las rondas de 2000 y de 2017 seleccionando una muestra de uniones heterosexuales recientemente establecidas, tanto parejas casadas como en régimen de cohabitación. Cuando se habla de uniones en este trabajo, no se hace distinción entre las parejas casadas y las que cohabitan. En la ronda de 2000, no es posible diferenciar entre ambas modalidades. Sin embargo, sería importante examinar con mayor profundidad esta distinción, dado que existen indicios de que los niveles de homogamia podrían diferir entre estas dos categorías en función del nivel de cohabitación (Esteve, López y McCaa, 2013; San Juan y Esteve, 2019)⁴.

Para analizar cómo influye la desigualdad sobre la homogamia, en la muestra se incluyeron solo parejas recientes. Si bien las uniones que perduran y configuran las cifras de matrimonios pueden brindar un panorama general de las tendencias de homogamia (Hou y Myles, 2008), el uso de uniones recientes responde al objetivo de determinar las probabilidades de contraer una unión homogama o heterógama en contextos específicos de desigualdad.

En la selección de uniones recientes, se incluyeron parejas en que las mujeres tenían entre 20 y 29 años de edad, sin tomar en cuenta la edad de su pareja. Se eligió este rango de edad a fin de incluir a las parejas que posponen el matrimonio para mejorar su formación académica, entre otros motivos, y a aquellas que podrían no estar sujetas al sesgo que introduce la disolución selectiva de las uniones (Esteve, 2005; Schwartz y Mare, 2005; Schwartz, 2010b). El límite inferior se aproxima a la edad media de la población soltera al casarse que se observó en el censo de 2010 (21,7 años), y el límite superior es más bajo que la edad media de divorcio (en 2000 y 2017, las edades medias de las mujeres al momento del divorcio eran 35 y 39 años, respectivamente⁵).

⁴ Con todo, las pruebas que surgen de los datos longitudinales sugieren que las diferencias de homogamia entre las parejas casadas y las que cohabitan podrían obedecer a la disolución selectiva (es más probable que los matrimonios heterógamos se disuelvan) (Schwartz, 2010b).

⁵ La edad media de divorcio se calculó usando los registros administrativos de divorcios por edades simples de 2000 y 2017, como el promedio ponderado de las edades (Newell, 1988).

Se analizó la relación entre los niveles educativos de los cónyuges en cuatro grupos: educación primaria completa o menos, educación secundaria básica (que se considera el límite de la escolarización obligatoria), educación secundaria superior y educación terciaria. Se eligieron esas categorías no solo porque cada una de ellas representa una etapa educativa distinta de la trayectoria académica, sino también porque cada una se desarrolla en espacios físicos diferentes. Por lo tanto, cada categoría educativa representa un espacio de socialización distinto.

El análisis es transversal. En la encuesta no se brinda información longitudinal, lo que nos obliga a tener en cuenta determinadas limitaciones (Blossfeld, 2009; Hou y Myles, 2008) y a incluir algunos supuestos en el análisis. Dado que no hay información longitudinal, no es posible observar los cambios por cohorte de ciertas características del matrimonio; por ejemplo, la edad en el momento de la primera unión. Además, como no es posible determinar el nivel educativo en el momento de la unión, se supone que el nivel de ambos cónyuges al inicio del matrimonio y en el momento de la encuesta era el mismo.

Existen diferentes enfoques para definir la noción de homogamia educativa. En varios estudios se utilizan los años de escolarización de los cónyuges como indicador, por lo que una pareja homogama sería aquella en la que ambos cónyuges tienen los mismos años de formación académica, y el nivel general de homogamia se calcularía sobre la base de mediciones tales como la diferencia promedio entre los años de escolarización, o el coeficiente de correlación entre la escolarización de la pareja (véanse, por ejemplo, Fernández, Gunar y Knowles, 2005; Dahan y Gaviria, 2001). Otra forma de calcular la homogamia es mediante las categorías educativas. Se utilizó este indicador debido a que en el análisis por categorías se tienen en cuenta los cambios de los espacios de socialización a lo largo de la trayectoria educativa de los individuos, lo que permite observar las barreras entre las diferentes categorías educativas⁶.

2. Métodos

Para analizar las tendencias de homogamia sin incluir los cambios en la estructura educativa, se utilizaron modelos logarítmicos lineales. Estos modelos se utilizan a menudo en los análisis de homogamia porque no exigen distinguir entre las variables dependientes y las independientes (Esteve y Cortina, 2006). Asimismo, estos modelos permiten examinar la asociación entre la educación del esposo y de la esposa controlando la distribución marginal de los logros educativos (Schwartz y Mare, 2005).

El modelo de independencia, que se considera el modelo de referencia y refleja la relación entre el nivel educativo de los hombres y las mujeres y la variación temporal, partiendo del supuesto de que no existe ninguna relación entre los logros educativos del esposo y de la esposa, en el sentido de que hombres y mujeres establecen uniones de pareja aleatoriamente, independientemente de su nivel educativo, puede calcularse de la siguiente manera (Esteve y Cortina, 2006):

⁶ Cabe destacar que no se tiene en cuenta a las personas que siguen estando solteras. En un enfoque más preciso, se tendría en cuenta a todos los individuos en riesgo de casarse, dado que existe selectividad en aquellos que no están en una unión (Torche, 2010) (por ejemplo, quienes aplazan el matrimonio para seguir estudiando). Si bien esta consideración es importante, escapa al alcance de este estudio.

$$\log(f_{ij}) = \mu_0 + \mu_i + \mu_j + \mu_y \quad (1)$$

donde el lado izquierdo de la ecuación es el logaritmo natural de la frecuencia esperada para la fila i y la columna j , y el primer término del lado derecho es la constante, el segundo es el parámetro para la fila i , el tercero es el parámetro para la columna j , y el último es el año.

Para examinar los cambios en los niveles y los patrones de homogamia, se utilizaron dos modelos: homogamia global y parámetros de cruce⁷. En el modelo de homogamia global se incluye un parámetro que representa el cambio de la probabilidad de que el nivel educativo de ambos cónyuges sea el mismo (Schwartz y Mare, 2005), y en el modelo de parámetros de cruce se analiza la dificultad de superar diversas barreras para establecer una unión con una persona de un nivel educativo distinto (Powers y Xie, 2000).

D. Resultados

1. Homogamia absoluta

En el cuadro 3 se detalla la distribución educativa de los hombres y las mujeres en las parejas seleccionadas. Se constató una disminución en la participación de la población con educación primaria o menos, y un aumento en la participación de los individuos con educación secundaria superior, tanto entre los hombres como entre las mujeres. En 2000, las mujeres iban ligeramente a la zaga en el nivel terciario, pero, como su participación en esta categoría educativa aumentó más rápidamente que entre los hombres, en 2017 la relación se invirtió.

Cuadro 3
Ecuador: distribución educativa de cónyuges hombres y mujeres, 2000 y 2017
(En porcentajes de columna)

	Nivel educativo	2000	2017
Mujeres	Primario	46	26
	Secundario básico	15	13
	Secundario superior	28	44
	Terciario	12	17
Hombres	Primario	47	30
	Secundario básico	13	12
	Secundario superior	24	43
	Terciario	16	15

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

⁷ Sus estructuras topológicas se describen en Treiman (2009), Esteve y Cortina (2006), Agresti (1996) y Powers y Xie (2000), entre otros.

En el cuadro 4 se presenta la distribución de los niveles educativos de los esposos y las esposas en las parejas seleccionadas para 2000 y 2017. La diagonal de cada panel del cuadro corresponde a las parejas homógamas. La diagonal superior de cada panel corresponde a las parejas hipógamas (donde el nivel educativo de la mujer es más alto que el del hombre), en tanto que la inferior corresponde a la sección de hipergamia (donde el nivel educativo de la mujer es inferior al del hombre).

Cuadro 4
Ecuador: distribución de la educación del esposo y la esposa
en parejas seleccionadas, por año, 2000 y 2017
(En porcentajes)

Nivel educativo de los hombres	Nivel educativo de las mujeres				Total
	Primario	Secundario básico	Secundario superior	Terciario	
2000					
Primario	35,9	6,1	4,6	0,8	47,4
Secundario básico	4,4	4,1	4,1	0,4	12,9
Secundario superior	4,1	4,1	13,9	1,9	23,9
Terciario	1,2	0,6	5,1	8,7	15,7
Total	45,7	14,9	27,7	11,8	100,0
2017					
Primario	17,4	3,9	6,9	1,5	29,7
Secundario básico	2,2	3,8	5,3	0,6	11,9
Secundario superior	5,9	4,5	26,8	6,4	43,5
Terciario	0,4	0,5	5,6	8,5	14,9
Total	25,9	12,6	44,6	16,9	100,0

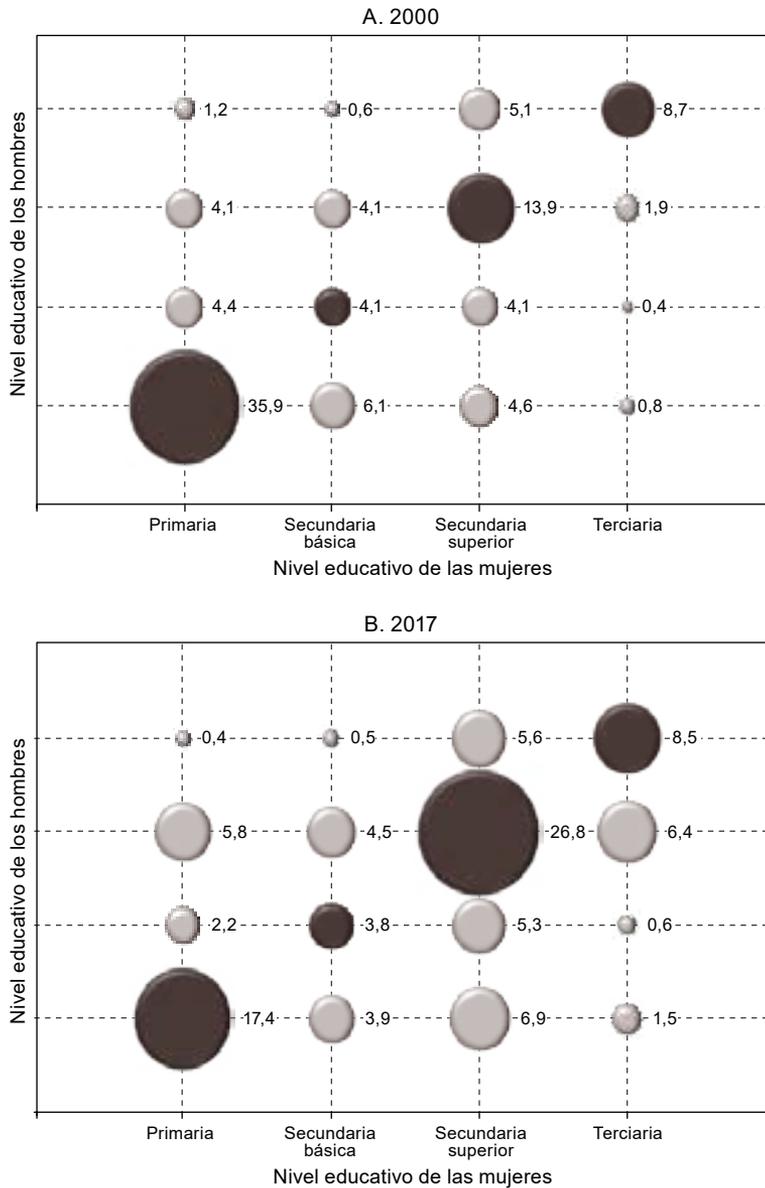
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

El cambio en la estructura educativa de los cónyuges se vincula con el nivel de homogamia absoluta y su estructura. En 2000, había una elevada concentración de parejas homógamas con educación primaria o menos (como se ve en el panel superior del gráfico 2), mientras que en 2017 había un mayor número de parejas con educación secundaria y universitaria (véase el panel inferior del gráfico 2).

A lo largo de la diagonal en 2017, se observa una disminución de la participación de las parejas homógamas en los primeros niveles educativos y un aumento de la participación de las parejas homógamas en los niveles educativos superiores. En 2000, un 36% de las parejas eran homógamas con educación primaria, en tanto que, en 2017, su participación disminuyó a un 17%.

Mientras que, en 2000, un 62,6% de las parejas eran homógamas, en 2017 el nivel de homogamia disminuyó a un 56,4%. En este período, la reducción de las relaciones homógamas se tradujo en un aumento de las parejas hipógamas. Con respecto a 2000, cuando, en un 18% de las parejas, las mujeres tenían niveles educativos más altos que los hombres, en 2017 ese porcentaje aumentó al 25%.

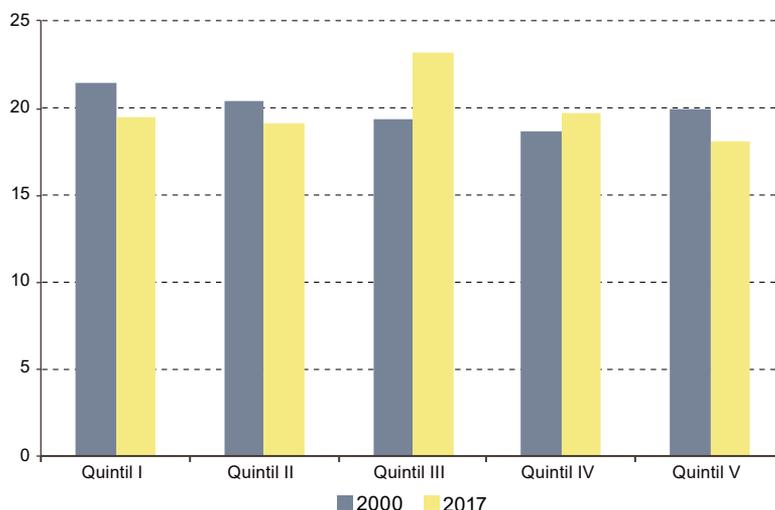
Gráfico 2
Ecuador: distribución de las parejas seleccionadas según el nivel educativo de los hombres y de las mujeres, 2000 y 2017
 (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

La estructura de las parejas homogamas en la distribución de los ingresos también cambió entre 2000 y 2017. La participación de las parejas homogamas en los extremos de la distribución (es decir, en los quintiles más pobre y más rico) disminuyó, en tanto que la participación en la sección media aumentó⁸ (véase el gráfico 3).

Gráfico 3
Ecuador: distribución de las parejas homogamas por quintil de ingresos, 2000 y 2017
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

2. Homogamia relativa

Los indicadores de homogamia absoluta presentados hasta ahora incorporan el efecto de dos elementos: la relación entre el nivel educativo de las parejas y la distribución educativa basada en el sexo (Rodríguez, 2012). Se utilizan modelos logarítmicos lineales para analizar la evolución de la homogamia teniendo en cuenta el efecto de la estructura educativa de las parejas. La ventaja de utilizar modelos logarítmicos lineales en el estudio de los niveles y las tendencias en materia de homogamia es que permiten controlar el efecto de las diferencias entre distribuciones educativas marginales. Estas cuantificaciones se denominan medidas de homogamia relativa.

⁸ Este resultado podría obedecer a otros factores, como la incorporación de las mujeres al mercado laboral. Si la selectividad en la incorporación de las mujeres al mercado laboral por su nivel socioeconómico cambia al aumentar su participación en la gama entera de la distribución de ingresos, las mujeres y los hombres en las posiciones intermedias de la distribución también podrían tener incentivos para establecer uniones homogamas.

Se proponen tres modelos con estructuras diferentes para formular hipótesis en torno al cambio en la homogamia en este período. En el cuadro 5 figuran la desviación, la proporción de la desviación frente al modelo de referencia (modelo de independencia) y el índice de disimilitud, que indica el porcentaje de casos que tendrían que cambiar de categoría para que la distribución prevista equivalga a la distribución observada (Treiman, 2009).

Cuadro 5
Estadísticas de ajuste para modelos seleccionados

Modelo	Desviación	L2/L2(l)	Índice de disimilitud
Independencia	533 405,33	1,00	30,83
Homogamia global	171 297,29	0,321	18,05
Parámetros de cruce	77 926,75	0,146	12,60

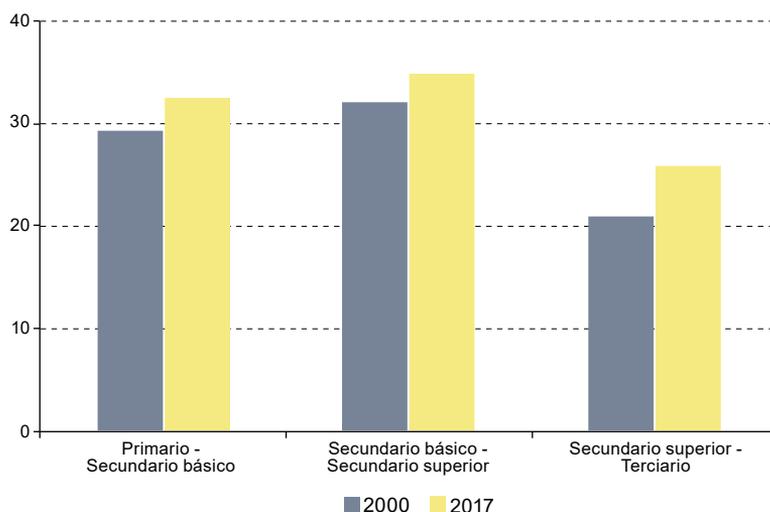
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

En el modelo de independencia se parte del supuesto de que las frecuencias observadas son el resultado de una combinación aleatoria entre las categorías de las dos variables (Esteve, 2005). La elevada desviación sugiere que el modelo no se ajusta de manera adecuada a los datos, un indicio de que la educación de los integrantes de la pareja no es independiente. En este modelo, la hipótesis de independencia no se verifica, lo que indica que las parejas no se casan de manera aleatoria y que se necesita un modelo mejor para explicar esta relación.

El segundo modelo incluye un parámetro que representa el cambio de la probabilidad de que ambos cónyuges tengan el mismo nivel educativo. El modelo de homogamia global se ajusta mejor al modelo de referencia, lo que implica que la tendencia de las parejas a casarse de manera homogama cambió considerablemente durante el período. Frente a las uniones heterógamas, las probabilidades de integrar una unión homogama se redujeron un 23% durante el período. Sin embargo, el emparejamiento selectivo por nivel educativo continuó siendo una de las principales características de las uniones: las probabilidades de que hombres y mujeres se casaran con personas de su mismo nivel educativo eran cuatro y tres veces mayores, respectivamente, en 2000 y en 2017.

El modelo de los parámetros de cruce, en el que se analiza la dificultad de superar distintos obstáculos para casarse con una persona de un nivel educativo distinto, presenta un mejor ajuste que los anteriores. En el gráfico 4 se muestran las probabilidades de superar cada una de las barreras educativas. Las probabilidades inferiores al 50% (o momios inferiores a la unidad) indican que es menos probable casarse con una persona de una categoría educativa distinta que casarse de manera homogama (Torche, 2010).

Gráfico 4

Ecuador: probabilidades de cruzar las barreras educativas adyacentes, 2000 y 2017

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos del Ecuador (INEC), Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

En todos los niveles de la jerarquía educativa de ambos años, es menos probable que dos personas se casen si tienen niveles educativos distintos que si tienen el mismo nivel. Asimismo, en el extremo superior de la distribución educativa los obstáculos son mayores: la barrera adyacente más difícil de franquear es la que existe entre la educación secundaria superior y la educación terciaria, en tanto que la barrera entre la educación secundaria básica y la superior es más permeable. Entre 2000 y 2017, este patrón no cambió, si bien los obstáculos se redujeron. En todos los niveles de la jerarquía educativa, en 2017 había más probabilidades que en 2000 de casarse con alguien de una categoría educativa adyacente.

E. Conclusiones

El análisis de los niveles y los patrones de emparejamiento selectivo en el proceso de formación de uniones es importante debido a que la homogamia se vincula con la configuración del mercado matrimonial (Kalmijn, 1998); permite medir la rigidez de las barreras sociales (Mare, 1991; Raymo y Xie, 2000), así como la fluidez con que las personas pueden atravesar los estratos sociales (Solís, Pullum y Bratter, 2007), y desempeña una función importante en la reproducción de la desigualdad (Schwartz, 2010a; Schwartz y Mare, 2005). La homogamia educativa también se vincula con la expansión educativa debido a la reducción de la importancia relativa de los niveles educativos más bajos en el mercado matrimonial, la modificación de la rigidez de las barreras sociales de los grupos que están más arriba en la escala, y otros mecanismos (Chan y Halpin, 2003; González López, 2003; San Juan y Esteve, 2019).

La desigualdad promueve mecanismos estructurales que profundizan la segregación residencial (Schwartz, 2013) y de otros espacios de socialización (como la escuela, el lugar de trabajo, los espacios recreativos y otras instituciones), lo que puede reducir las posibilidades de interactuar con personas de características diferentes (por ejemplo, de otros niveles educativos) y de mantener contacto con grupos distintos al propio.

Otro mecanismo a través del cual la desigualdad podría repercutir sobre la heterogeneidad de los espacios sociales donde las personas interactúan son las diferentes instituciones en que las clases sociales acceden a bienes y servicios. Las condiciones de la desigualdad económica alejan del ingreso medio a los individuos que ocupan los niveles más altos en la jerarquía económica, lo que los diferencia del resto de la población y los hace más proclives a adquirir los bienes y los servicios que suministra el mercado, en lugar de los que brindan otras instituciones como el Estado. En el caso de los bienes y servicios básicos como la educación, el transporte, la salud o los servicios de recreación, “se reducen los ámbitos de sociabilidad informal entre las clases a que da lugar el uso de los mismos servicios [...] también se encoge el dominio de problemas comunes que los hogares enfrentan en su realidad cotidiana” (Kaztman, 2001, pág. 173).

Además, las estructuras socialmente segregadas tienen un efecto multiplicador sobre la desigualdad. Por ejemplo, las pruebas empíricas muestran que, en las sociedades desiguales, donde la segregación residencial entre las clases sociales es alta y la interacción entre personas de diferentes clases es escasa, los grupos más acaudalados tienen menos incentivos para efectuar transferencias a los grupos más pobres mediante el sistema tributario (Bjorvatn y Cappelen, 2003).

Por otro lado, la situación económica, cuando se analiza desde la perspectiva del nivel educativo, no representa únicamente condiciones materiales, sino que también se vincula con determinados niveles de capital cultural y social, entre otros, por lo que erige barreras simbólicas (Torche, 2010). Estas consideraciones se refieren a la configuración de barreras *ex post* tras adquirir determinado nivel educativo. Sin embargo, de por sí el sistema educativo también constituye un mercado matrimonial (Blossfeld, 2009).

La homogamia facilita la reproducción de las desigualdades sociales, y su análisis permite aproximarse al grado de permeabilidad de las barreras de la estratificación social (Solís, 2010). La formación de uniones no se basa únicamente en las preferencias subjetivas. Se trata de un proceso sujeto a las limitaciones estructurales que configuran el espacio social en que se relacionan personas de orígenes sociales distintos y características adquiridas diferentes. Los recursos relativos son importantes en el mercado matrimonial, por lo que el nivel de heterogeneidad de este espacio revela el grado de apertura social y permite determinar cuán rígidos son los mecanismos de estratificación social (Solís, 2010).

Entre 2000 y 2017, la desigualdad en los ingresos disminuyó en el Ecuador tanto dentro de cada grupo educativo como entre ellos. En otras palabras, el grado de dispersión de los ingresos dentro de cada grupo educativo disminuyó al igual que las distancias entre ellos.

En este contexto, la homogamia educativa se redujo. En términos absolutos, esta reducción no se observó en la totalidad de la jerarquía educativa, sino en las dos categorías inferiores, donde se registró un aumento de las uniones hipógamas, lo cual se vincula con el proceso de expansión educativa y con la reducción (y hasta la inversión) de la brecha de género educativa. El nivel de homogamia también se redujo en el extremo inferior de la distribución de ingresos. En 2000, la homogamia se concentraba en ambos extremos de dicha distribución. Sin embargo, en 2017, la proporción de parejas homógamas a lo largo de la escala de distribución de ingresos se modificó, con un aumento de la concentración en las posiciones medias (tercer y cuarto quintiles), fruto de los cambios en la estructura educativa, la concentración de la homogamia en la categoría de educación secundaria superior y la reducción de las diferencias de ingresos entre los grupos educativos.

Cuando en el análisis se introduce el cambio de la estructura educativa como control del emparejamiento selectivo, el primer elemento importante que surge es que las parejas no se casan aleatoriamente, lo que implica que los niveles educativos de los hombres y de las mujeres son interdependientes. En segundo lugar, durante el período observado, las probabilidades de establecer uniones homógamas se redujeron un 23% con respecto a las uniones heterógamas. Con todo, las barreras educativas continuaron definiendo los patrones de formación de uniones. El emparejamiento selectivo por nivel educativo continuó siendo una de las principales características de las uniones: las probabilidades de que hombres y mujeres se casaran con personas de su mismo nivel educativo eran cuatro veces mayores en 2000 y tres veces mayores en 2017.

Finalmente, las probabilidades de superar las barreras adyacentes para casarse con una persona con un nivel educativo distinto aumentaron a lo largo de la distribución educativa. Esto podría ser un indicio de que las barreras sociales se vuelven más permeables cuando desciende la desigualdad, lo que mantendría la relación positiva entre la homogamia educativa y la desigualdad en los ingresos que se ha constatado en investigaciones anteriores (Dahan y Gaviria, 2001; Fernández, Gunar y Knowles, 2005; Torche, 2010). Sin embargo, la reducción de la desigualdad en los ingresos no fue suficiente para modificar los patrones de homogamia, y la rigidez de las barreras en el extremo superior de la jerarquía educativa se mantuvo. Teniendo en cuenta únicamente los cambios en la redistribución de los ingresos, ¿cabría la posibilidad de que la homogamia sea un mecanismo para preservar las ventajas sociales del grupo con el mayor nivel educativo cuando sus miembros se enfrentan a una reducción de sus ingresos relativos? Los ajustes que realizan los individuos en el proceso de formación de uniones cuando se producen cambios económicos estructurales, como la redistribución de los ingresos (o a largo plazo, la redistribución de la riqueza), exigen análisis adicionales basados en enfoques cualitativos.

Existen otros aspectos importantes vinculados con los cambios en los patrones y los niveles de emparejamiento selectivo que van más allá del alcance de este artículo y cuyo abordaje merece investigaciones adicionales. Uno de ellos es el aumento de la participación de las mujeres en la fuerza laboral. En el Ecuador, la participación femenina en la fuerza laboral aumentó de un 48% en 2000 a un 55% en 2017. Los patrones de emparejamiento

selectivo podrían obedecer al aumento de la participación de las mujeres en la fuerza laboral y a los cambios en la división del trabajo remunerado (Gonalons-Pons y Schwartz, 2017; Greenwood y otros, 2014). Asimismo, la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo fue selectiva. Por ejemplo, en 2017 la tasa de participación de las mujeres con educación terciaria superó el 70%, en tanto que, entre las mujeres con un nivel educativo más bajo, no superó el 55%. Esta selectividad también podría vincularse con patrones de homogamia nuevos. La posibilidad de contribuir a la economía del hogar podría llevar a los hombres a dar mayor preferencia a las mujeres con niveles educativos más altos y mayores probabilidades de obtener ingresos, en particular si la división del trabajo en función del género se debilita (Blossfeld, 2009), o si las condiciones del mercado laboral son precarias o inciertas (Oppenheimer, 1994). Por otro lado, las mujeres que trabajan ganarían mayor autonomía en la toma de decisiones y podrían elegir parejas sobre la base de consideraciones no económicas, lo que promovería la heterogamia (Smits y Park, 2009). Finalmente, hay indicios de que la participación de las mujeres en el mercado de trabajo podría mitigar los efectos de la homogamia educativa sobre la desigualdad en los ingresos (Boertien y Permanyer, 2019).

Los cambios en la desigualdad de género también podrían tener efectos diversos. Por un lado, Becker (citado en Blossfeld, 2009) señaló que, si el trabajo no se divide en función del género, tanto hombres como mujeres se beneficiarían de ser similares, lo que implica que ambos tenderían a preferir la homogamia. Por otro lado, una menor desigualdad de género podría reducir la homogamia educativa, dado que hombres y mujeres podrían evaluar a sus parejas no solo en función de su potencial de generación de ingresos, sino también sobre la base de otros criterios no económicos (Smits y Park, 2009). Además, si en una sociedad con una elevada desigualdad de género la homogamia permite a las mujeres evitar las relaciones de género opresivas y asimétricas, una reducción de la desigualdad de género facilitaría las uniones heterógamas (González López, 2003). Para lograr una comprensión más exhaustiva de los cambios en los patrones de emparejamiento selectivo en el Ecuador y en América Latina, es necesario analizarlos desde la perspectiva de la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo y los cambios en la desigualdad de género.

En este artículo, se utilizó el cambio de la estructura educativa como control para el emparejamiento selectivo. Sin embargo, existen cada vez más estudios que analizan los efectos de la expansión educativa —en particular, de la reducción de la brecha de género educativa— sobre los patrones y los niveles de emparejamiento selectivo (Van Bavel, Schwartz y Esteve, 2018; Esteve, García-Román y Permanyer, 2012; De Hauw, Grow y Van Bavel, 2017; Erát, 2021). En las primeras etapas de la expansión educativa, la hipergamia es más frecuente que la hipogamia entre las parejas heterógamas (Lopus y Frye, 2020), pero a medida que la brecha de género educativa disminuye, la hipogamia se vuelve más predominante (Esteve, García-Román y Permanyer, 2012; Bouchet-Valat y Dutreuilh, 2015; De Hauw, Grow y Van Bavel, 2017; Erát, 2021; Grow y Van Bavel, 2015). Asimismo, una trayectoria académica más prolongada no solo podría tener efectos sobre el nivel de homogamia educativa (Chan y Halpin, 2003; González López, 2003; Bouchet-Valat y Grobon, 2019), sino también establecer un vínculo entre los patrones de emparejamiento selectivo etario y educativo. Quienes dedican más tiempo a

estudiar no solo socializan con personas de un nivel educativo equivalente (Chan y Halpin, 2003), sino también con individuos de edades similares, por lo que es más probable que los individuos con un elevado nivel educativo se casen con personas que pertenecen a las mismas categorías de edad y educación (Hener y Wilson, 2018; Trimarchi, Pardo y Toulemon, 2020). Finalmente, otro elemento que no se tuvo en cuenta en este trabajo fue el tipo de unión, en particular el aumento de la cohabitación (y el aumento de la cohabitación en los grupos con mayor nivel educativo). Los resultados de investigaciones anteriores en las que se comparan los patrones de emparejamiento selectivo por nivel de educación en la región entre quienes están casados y quienes cohabitan varían en función del país y del tiempo. En algunos estudios se han constatado diferencias mínimas (Torche, 2010) o nulas (Esteve y McCaa, 2007) en el nivel de homogamia, mientras que en otros se ha observado que quienes se casan y quienes cohabitan registran niveles diferentes pero patrones idénticos de emparejamiento selectivo por nivel de educación, lo que sugiere que a medida que la cohabitación aumenta, las diferencias en los niveles de homogamia entre los tipos de unión podrían disminuir (Esteve, López y McCaa, 2013; San Juan y Esteve, 2019). En investigaciones futuras, en particular con datos longitudinales, podrían seguirse analizando los efectos del aumento de la cohabitación y el rápido cambio de su gradiente educativo en la homogamia educativa.

Estos resultados armonizan con los datos provenientes de países donde la desigualdad económica aumenta y brindan elementos de debate sobre el mecanismo de reproducción de la desigualdad en sociedades que, como la de América Latina, acusan profundas desigualdades sociales.

Bibliografía

- Aedo, C. e I. Walker (2012), *Skills for the 21st century in Latin America and the Caribbean*, Washington, D. C., Banco Mundial.
- Agresti, A. (1996), *An introduction to categorical data analysis*, Nueva York, John Wiley & Sons.
- Bjorvatn, K. y A. Cappelen (2003), "Inequality, segregation, and redistribution", *Journal of Public Economics*, vol. 87, N° 7-8, agosto.
- Blossfeld, H.-P. (2009), "Educational assortative marriage in comparative perspective", *Annual Review of Sociology*, vol. 35.
- Boertien, D. e I. Permanyer (2019), "Educational assortative mating as a determinant of changing household income inequality: a 21-country study", *European Sociological Review*, vol. 35, N° 4, agosto.
- Bouchet-Valat, M. (2015), "Fewer singles among highly educated women. A gender reversal of hypergamy across cohorts in France", *Population*, vol. 70, N° 4.
- Bouchet-Valat, M. y S. Grobon (2019), "Homogames un jour, homogames toujours? Rencontre pendant les études et proximité de diplôme et de carrière au sein des couples en France", *Population*, vol. 74, N° 1-2.
- Chan, T. W. y B. Halpin (2003), "Who marries whom in Great Britain?", *Who marries whom? Educational systems as marriage markets*, H.-P. Blossfeld y A. Timm (eds.), Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Cornia, G. A. (2014), "Recent distributive changes in Latin America: an overview", *Falling inequality in Latin America: policy changes and lessons*, G. A. Cornia (ed.), Oxford, Oxford University Press.

- Dahan, M. y A. Gaviria (2001), "Sibling correlations and intergenerational mobility in Latin America", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 49, N° 3, abril.
- De Hauw, Y., A. Grow y J. van Bavel (2017), "The reversed gender gap in education and assortative mating in Europe", *European Journal of Population*, vol. 33, N° 4.
- Erát, D. (2021), "Educational assortative mating and the decline of hypergamy in 27 European countries: an examination of trends through cohorts", *Demographic Research*, vol. 44.
- Esteve, A. (2005), "Tendencias en homogamia educacional en México: 1970-2000", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 20, N° 2.
- Esteve, A. y C. Cortina (2006), "Changes in educational assortative mating in contemporary Spain", *Demographic Research*, vol. 14.
- Esteve, A., J. García-Román e I. Permanyer (2012), "The gender-gap reversal in education and its effect on union formation: the end of hypergamy?" *Population and Development Review*, vol. 38, N° 3, septiembre.
- Esteve, A. y R. McCaa (2007), "Homogamia educacional en México y Brasil, 1970-2000: pautas y tendencias", *Latin America Research Review*, vol. 42, N° 2.
- Esteve, A., R. L. A. López y R. McCaa (2013), "The educational homogamy gap between married and cohabiting couples in Latin America", *Population Research and Policy Review*, vol. 32, N° 1.
- Fernández, R., N. Guner y J. Knowles (2005), "Love and money: a theoretical and empirical analysis of household sorting and inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, N° 1, febrero.
- Gonalons-Pons, P. y C. Schwartz (2017), "Trends in economic homogamy: changes in assortative mating or the division of labor in marriage?", *Demography*, vol. 54, N° 3, junio.
- González López, M. J. (2003), "Who marries whom in Spain?", *Who marries whom? Educational systems as marriage markets*, H.-P. Blossfeld y A. Timm (eds.), Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Greenwood, J. y otros (2014), "Marry your like: assortative mating and income inequality", *American Economic Review*, vol. 104, N° 5, mayo.
- Grow, A. y J. van Bavel (2015), "Assortative mating and the reversal of gender inequality in education in Europe: An agent-based model", *PLoS ONE*, vol. 10, N° 6, junio.
- Hener, T. y T. Wilson (2018), "Marital age gaps and educational homogamy - Evidence from a compulsory schooling reform in the UK", *ifo Working Paper*, vol. 256.
- Hou, F. y J. Myles (2008), "The changing role of education in the marriage market: assortative marriage in Canada and the United States since the 1970s", *The Canadian Journal of Sociology*, vol. 33, N° 2.
- Kalmijn, M. (1998), "Intermarriage and homogamy: causes, patterns, trends", *Annual Review of Sociology*, vol. 24.
- Kaztman, R. (2001), "Seducidos y abandonados: el aislamiento social de los pobres urbanos", *Revista de la CEPAL*, N° 75 (LC/G.2150-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), diciembre.
- López, L., A. Esteve y A. Cabré (2008), "Distancia social y uniones conyugales en América Latina", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 1, N° 2, junio.
- López-Calva, L. y N. Lustig (2010), "Explaining the decline in inequality in Latin America: technological change, educational upgrading and democracy", *Declining inequality in Latin America: a decade of progress?*, L. López-Calva y N. Lustig (eds.), Nueva York, Brookings Institution Press.
- Lopus, S. y M. Frye (2020), "Intramarrital status differences across Africa's educational expansion", *Journal of Marriage and Family*, vol. 82, N° 2, abril.
- Mare, R. (1991), "Five decades of educational assortative mating", *American Sociological Review*, vol. 56, N° 1, febrero.
- Martin, M. (2006), "Family structure and income inequality in families with children, 1976 to 2000", *Demography*, vol. 43, N° 3, agosto.

- Newell, C. (1988), *Methods and models in demography*, Nueva York, Guilford Press.
- 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, junio.
- Powers, D. e Y. Xie (2000), *Statistical methods for categorical data analysis*, San Diego, Academic Press.
- Raymo, J. e Y. Xie (2000), "Temporal and regional variation in the strength of educational homogamy", *American Sociological Review*, vol. 65, N° 5, octubre.
- Rodríguez, S. (2012), "Pautas y tendencias de homogamia educacional relativa en Argentina a comienzos del siglo XXI", *Entramados y Perspectivas. Revista de la Carrera de Sociología*, vol. 2, N° 2.
- 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).
- Schwartz, C. (2013), "Trends and variation in assortative mating: causes and consequences", *Annual Review of Sociology*, vol. 39.
- ___(2010a), "Earnings inequality and the changing association between spouses' earnings", *American Journal of Sociology*, vol. 115, N° 5.
- ___(2010b), "Pathways to educational homogamy in marital and cohabiting unions", *Demography*, vol. 47, N° 3, agosto.
- Schwartz, C. y R. Mare (2005), "Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003", *Demography*, vol. 42, N° 4, noviembre.
- Smits, J. y H. Park (2009), "Five decades of educational assortative mating in 10 East Asian societies", *Social Forces*, vol. 88, N° 1, septiembre.
- Solís, P. (2010), "Entre un "buen partido" y un "peor es nada": selección de parejas en la Ciudad de México", *Revista Latinoamericana de Población*, vol. 4, N° 7, diciembre.
- Solís, P., T. Pullum y J. Bratter (2007), "Homogamy by education and migration status in Monterrey, Mexico: changes and continuities over time", *Population Research and Policy Review*, vol. 26, N° 3.
- Torche, F. (2010), "Educational assortative mating and economic inequality: a comparative analysis of three Latin American countries", *Demography*, vol. 47, N° 2.
- Treiman, D. (2009), *Quantitative data analysis: doing social research to test ideas*, San Francisco, John Wiley & Sons.
- Trimarchi, A., I. Pardo y L. Toulemon (2020), "Educational expansion and trends over time in the age-gap between partners", documento presentado en el IX Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, 9 al 11 de diciembre.
- 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.

Migración haitiana en Chile: un caso de superexplotación y violación del valor de la fuerza de trabajo

Cristián Felipe Orrego Rivera¹

Recibido: 10/03/2022

Aceptado: 05/04/2022

Resumen

La fuerza de trabajo migrante representa hoy un componente central en el proceso de reproducción del capital y, de manera particular, en la dinámica del capitalismo dependiente de América Latina y el Caribe. El carácter laboral de la migración permite comprenderla como mano de obra barata para la expansión del capital y como parte constitutiva de un proceso de transferencia de valor desde las economías de origen hacia las economías de destino. En el presente artículo se analiza la superexplotación de la fuerza de trabajo haitiana en Chile a la luz de los planteamientos de la teoría marxista de la dependencia de Ruy Mauro Marini para, a partir de esta base, comprender la construcción política del migrante irregular y los efectos que ello tiene en la violación del valor de su fuerza de trabajo.

Palabras clave: superexplotación, migración haitiana, capitalismo dependiente, migrantes, trabajadores migratorios, empleo, explotación laboral, condiciones sociales, capitalismo, Chile, Haití.

¹ Licenciado en Ciencias Políticas y Gubernamentales, Administrador Público y Máster en Ciencias Sociales, con mención en Sociología de la Modernización. Investigador doctoral en el Programa de Doctorado en Estudios Latinoamericanos de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y en el Instituto de Estudios Latinoamericanos de la Universidad Libre de Berlín. Correo electrónico: orrego.rivera@gmail.com.

Abstract

The migrant labour force of today is a core component in the process of reproduction of capital and, in particular, in the patterns of dependent capitalism in Latin America and the Caribbean. The work-based nature of the migration suggest it constitutes cheap labour for expansion of capital and a key part of a transfer of value from economies of origin to economies of destination. This article analyses the superexploitation of the Haitian labour force in Chile based on Ruy Mauro Marini's Marxist dependency theory, in order to understand the political construction of irregular migrants and the effects this has in terms of the failure to respect the value of their labour.

Keywords: migrants, Haiti, migrant workers, employment, labour exploitation, social conditions, capitalism, Chile.

Mots clés

La main-d'œuvre migrante représente aujourd'hui un maillon central du processus de reproduction du capital et, en particulier, de la dynamique du capitalisme dépendant en Amérique latine et dans les Caraïbes. Cette migration associée au travail peut être entendue comme l'arrivée d'une main d'œuvre bon marché et comme un phénomène qui s'inscrit dans le cadre d'un processus de transfert de valeur entre les économies d'origine et les économies de destination. Cet article analyse la surexploitation de la force de travail haïtienne au Chili à la lumière de la théorie marxiste de la dépendance de Ruy Mauro Marini pour comprendre la construction politique du migrant irrégulier et les effets que celle-ci a sur la dévalorisation de sa force de travail.

Mots clés: migrants, Haiti, travailleurs migrants, emploi, exploitation du travail, conditions sociales, capitalisme, Chili.

Introducción

Los planteamientos de Ruy Mauro Marini respecto de la superexplotación de la fuerza de trabajo permiten analizar la forma específica en que se produce la explotación descrita por Marx en *El Capital*, pero aplicada a la situación de América Latina y el Caribe, en el contexto de un capitalismo dependiente, y como efecto de un deterioro de los términos de intercambio. En este marco, el proceso de acumulación del capital implica necesariamente entender que la violación del valor de la fuerza de trabajo surge como un mecanismo para hacer frente a los efectos de la transferencia de ganancias desde las economías periféricas hacia las centrales.

En el caso de los trabajadores migrantes, esta superexplotación se produce con mayor intensidad, en cuanto fuerza de trabajo que está expuesta a un mayor riesgo de desprotección y precarización, debido a la correspondencia entre irregularidad migratoria e informalidad laboral. A partir de esto, se configura la imagen de un migrante vulnerable —sin poder— que se ve imposibilitado de hacer valer el costo de reproducción de su fuerza de trabajo ante el capitalista.

Gran parte de las modalidades normativas e institucionales que regulan la migración en las economías centrales establecen un vínculo entre contrato de trabajo y regularidad migratoria, es decir, consideran el empleo formal como el medio más efectivo para obtener una visa, más allá de las condiciones en que se efectúe este trabajo. Esto lleva a que muchos trabajadores migratorios estén dispuestos a trabajar por un salario inferior al de la población local, o bien, para efectos de conseguir una visa, a desempeñar labores en condición de explotación. Es decir, pasan a formar parte de una fuerza de trabajo debilitada con respecto a otros trabajadores. En el caso de Chile, en el marco del sistema de visas vigente, la visa sujeta a contrato (la más antigua y más utilizada por quienes deseen realizar trabajo remunerado en el país) vincula el contrato de trabajo con la visa de una manera tal que el empleador es, al mismo tiempo, “dueño” de la situación migratoria de sus trabajadores. Esto quiere decir que si un trabajador es despedido, automáticamente pierde la visa, por lo que para optar a una permanencia definitiva debe estar al menos dos años con el mismo empleador.

En el caso de la migración irregular, la superexplotación ocurre con mayor violencia, toda vez que la irregularidad migratoria es producida y reproducida por parte del poder político, y aprovechada por los empleadores. En concreto, las trabas legales e institucionales para la regularización han actuado como elementos que dificultan la obtención de la regularidad migratoria, la que permitiría obtener un contrato de trabajo y, con ello, una visa laboral. Ante esta situación de irregularidad y desprotección, el empresariado nacional ve una oportunidad propicia para echar mano a esa fuerza de trabajo desprovista de todo tipo de resguardo. Surgen así abusos que configuran un tipo de superexplotación con mayor intensidad que la observada en el caso de los trabajadores locales e incluso en el de los trabajadores migrantes en situación migratoria regular, que son por tanto trabajadores formales.

En el presente trabajo se busca describir cómo opera el mecanismo de la superexplotación en la dinámica migratoria en Chile y, de forma específica, respecto de la migración haitiana en situación migratoria irregular.

A partir del análisis de fuentes secundarias, tales como registros administrativos y encuestas de hogares, se demostrará la existencia de un tipo de superexplotación que afecta en mayor medida a la población migrante de origen haitiano, en comparación con el resto de los colectivos residentes en Chile. Asimismo, se analizará la forma en que la irregularidad migratoria opera como una causal que expone a las personas migrantes a condiciones laborales y de vida más desventajosas que las del resto de las personas migrantes que se encuentran en una situación migratoria regular.

A. La superexplotación según la teoría marxista de la dependencia

La superexplotación de la fuerza de trabajo corresponde a una forma particular de explotación. Si esta última se refiere al proceso de apropiación de trabajo ajeno por parte de un no productor, la superexplotación —en cuanto forma de explotación— tiene la particularidad de ser una violación del valor de la fuerza de trabajo (Osorio, 2016) por medio de diversos mecanismos, tales como el mercado o el trabajo mismo.

El problema de la superexplotación se deriva de la teoría de Marx, que, si bien es cierto no la aborda de manera específica, sí la describe de manera empírica a partir del análisis de tópicos tales como el valor y la reproducción de la fuerza de trabajo, y la explotación de la plusvalía, entre otros. En cuanto a la fuerza de trabajo —que representa un eje de análisis central para comprender el problema de la superexplotación—, Marx plantea que el valor de esta se determina en relación con el proceso vital del trabajador, es decir, con el valor de los medios de subsistencia físicamente indispensables (Marx, 1985). Por tanto, la superexplotación implica que la fuerza de trabajo no renueva su proceso vital de manera óptima y, en consecuencia, se atrofia y se destruye.

Cabe destacar que la determinación del valor de la fuerza de trabajo incorpora un componente histórico y que, en el caso de los trabajadores migrantes, inciden en ella un conjunto de aspectos socioculturales. Se debe tener en cuenta que dicho componente varía entre países y entre distintos momentos dentro de un mismo país, lo que configura tanto las necesidades imprescindibles como la satisfacción de las mismas por parte de los trabajadores. Al respecto, Marx señala:

“Las necesidades naturales mismas—como alimentación, vestido, calefacción, vivienda, etc.— difieren según las peculiaridades climáticas y las demás condiciones naturales de un país. Por lo demás, hasta el *volumen de las llamadas necesidades imprescindibles*, así como la índole de su satisfacción, es un *producto histórico* y depende por tanto en gran parte del nivel cultural de un país, y esencialmente, entre otras cosas, también de las condiciones bajo las cuales se ha formado la clase de los trabajadores libres, y por tanto de sus hábitos y aspiraciones vitales. Por oposición a las demás mercancías, pues, la determinación del valor de la fuerza laboral encierra un elemento histórico y moral. Aun así, en un país determinado y en un período determinado, está dado el monto medio de los *medios de subsistencia necesarios*” (Marx, 1985, pág. 208).

En cuanto a la relación entre la superexplotación y la tasa de plusvalía, estas dos nociones deberían, en principio, analizarse por separado, por cuanto las formas de incrementar la tasa de plusvalía no implican por sí mismas la violación del valor de la fuerza de trabajo (la extensión razonable de la jornada laboral puede compensarse con un pago por concepto de horas extras trabajadas). Sin embargo, existen casos en los que ciertas particularidades de dichas formas constituirían superexplotación: por ejemplo, la intensificación del proceso de trabajo o las prolongaciones regulares, desmedidas y permanentes de la jornada de trabajo, situación en la que ningún pago permite compensar el desgaste (Osorio, 2016). En tal sentido, solo este tipo de casos, en los que se produce una “apropiación de parte del fondo de consumo o fondo de vida, para trasladarlos al fondo de acumulación, constituyen de manera simultánea una forma de incrementar la tasa de plusvalor y a su vez formas de la superexplotación” (Osorio, 2016, pág. 174).

Ruy Mauro Marini, autor marxista que en su libro *Dialéctica de la dependencia* (1991) interpreta el concepto de superexplotación a la luz de la realidad latinoamericana, lo hace en el contexto de un capitalismo dependiente, en el que, a partir del deterioro de los términos de intercambio con las economías centrales, las economías periféricas recurren a la superexplotación como mecanismo de compensación para amortiguar las pérdidas que representa la transferencia de valores al mundo central. Este mecanismo actúa mediante la superexplotación de la fuerza de trabajo, lo que se traduce en una violación del valor de esta, y en una contribución al proceso de reproducción del capital y a la reproducción y profundización de la condición de “subordinación de las economías dependientes en el proceso de acumulación a nivel del sistema mundial” (Osorio, 2016, pág. 178).

Según Marini, ante la situación descrita, el capital puede echar mano de tres formas que constituyen superexplotación del trabajo:

- i) La compra de fuerza de trabajo mediante el pago de un salario inferior al monto necesario para que ella se reproduzca en condiciones normales, que constituye la forma más burda y notoria.
- ii) La vía de prolongar la jornada de trabajo. En este caso, el capital se apropia de años futuros de trabajo y de vida.
- iii) La intensificación del trabajo, que provoca mayores desgastes al trabajador y, por tanto, redundando en menos años de vida útil.

B. La migración como componente de la reproducción del sistema global

Parte de los planteamientos que emplea Marini para explicar la reproducción de la fuerza de trabajo por más de dos siglos en condiciones de superexplotación aluden precisamente al flujo migratorio como uno de los dos factores (junto con la mano de obra indígena) que permitieron aumentar la mano de obra disponible hasta principios del siglo XX y generar las condiciones de existencia de una sobrepoblación relativa. Por tanto, es de suponer que

una mayor disponibilidad de mano de obra provoca una reducción del valor de la fuerza de trabajo a partir de este incremento de la oferta de trabajo en el mercado laboral. Esta situación, en un contexto de movilidad de la fuerza de trabajo entre naciones, se traduce en que los trabajadores migrantes que llegan a engrosar las filas del ejército de reserva en los países de destino no solo estén dispuestos a trabajar por un salario por debajo del valor de la fuerza de trabajo local, sino también en condiciones que, para efectos de este trabajo, constituirán situaciones de superexplotación.

Esa aparente predisposición de la fuerza de trabajo migrante que se mueve, en la mayoría de los casos, desde economías periféricas hacia economías centrales obedece a las condiciones que imperan respecto a la regulación migratoria, que en la totalidad de los países postula el vínculo entre trabajo y regularización migratoria; es decir, plantea la necesidad de contar con un empleo como requisito fundamental para obtener una residencia regular en el país de destino, más allá de las condiciones en las que este se efectúe. Es por ello que, en muchos casos, basta con disponer de un contrato de trabajo, aunque este incluso sea falso, como ocurrió en el año 2016 en Chile, para poder optar a la visa por motivos laborales². Sin embargo, en el caso de la configuración de los flujos migratorios en América Latina y el Caribe, este movimiento se produce desde una economía periférica hacia otra periférica, cada una con distintas características estructurales y con distintos niveles de desarrollo relativo. Por tanto, la migración que ocurre en el marco de los intercambios intrarregionales presentará características particulares que la distinguen de la migración desde la periferia hacia el centro.

Vale decir que este contingente de fuerza de trabajo migrante que llega a los países de destino conformó previamente un excedente de fuerza de trabajo en los países de origen, o bien, en palabras de Marx, una población sobrante latente. Sin embargo, no es preciso definir esta población sobrante latente en relación con la estructura interna del mercado de trabajo de los respectivos países de origen; retomando los planteamientos de la teoría marxista de la dependencia, tal situación se produce más bien como efecto de una relación entre economías dependientes y centrales, que expulsa fuerza de trabajo desde las primeras hacia las segundas. Esto a su vez lleva a plantear que, al pensar en el ejército de reserva en el capitalismo contemporáneo, resulta adecuado considerar un complemento de las escalas de análisis mundial y las especificidades nacionales, debido a que, para efectos de este trabajo, la sobrepoblación relativa se produce como efecto de una relación entre economías dependientes y centrales, articulada a través de la migración. Sobre este tema, Marini planteó:

“Esto nos pone frente al proyecto de una nueva división internacional del trabajo, que operaría en el plano de la misma fuerza de trabajo y no, como antes, a través de la posición ocupada en el mercado mundial por la economía nacional en donde el trabajador se desempeña. De lo que se trata, ahora, es de la participación del trabajador en un verdadero ejército industrial globalizado en proceso de constitución, en función del grado de educación, cultura y calificación productiva de cada uno” (Marini, 2015, pág. 259).

² En esa ocasión, se solicitaba que las personas presentaran un contrato para poder tramitar la visa que les permitiría obtener la regularización por dos años. A partir de esto, se generó un comercio informal de venta de contratos falsos. Según cifras oficiales, el 89% de los contratos falsos presentados correspondieron a personas haitianas.

Por otro lado, en cuanto al proceso de migración, Sayad plantea que la inmigración y la emigración son dos caras indisociables de una misma realidad, que no pueden explicarse una sin la otra. Al definir la migración como un simple desplazamiento de fuerza de trabajo, como una mano de obra excedentaria, se pierden de vista los mecanismos que han producido dicho “excedente” disponible para emigrar (Sayad, 2010).

Si se comprende que los procesos migratorios se generan a partir de la dinámica del capital, entonces la migración, en sí misma, forma parte constitutiva del sistema global que configura el mismo capital, es decir, corresponde a un componente del ciclo de reproducción de este. En este marco, un modelo explicativo de carácter comprensivo de las migraciones internacionales que parta de la base de reconocer en los flujos migratorios un componente de reproducción de las sociedades en el capitalismo global, según Alejandro Canales, debe considerar tres ámbitos centrales: el demográfico, el del capital y el social. En el primer caso, la migración permite llenar el vacío demográfico de los países de destino, caracterizado por un descenso de la fecundidad y un proceso de envejecimiento de la población. En el caso de la reproducción del capital, la migración permite un doble proceso de transferencias: de fuerza de trabajo desde las comunidades de origen hacia las de destino, y una inversa, relacionada con las remesas, que conforman un sistema de transferencias salariales a las comunidades de origen. Finalmente, en el ámbito social, la migración representa un componente para la reproducción de clases y de la desigualdad social, tanto en las comunidades de origen como de destino, en el sentido de que la migración configura una transferencia de fuerza de trabajo que contribuye a la reproducción social de las familias de clases medias y altas en los lugares de destino (Canales, 2015).

El valor de la fuerza de trabajo, entonces, se determina a partir del valor de los medios de subsistencia que requieren el obrero y su familia para reproducirse en lo inmediato y lo mediato. En el caso del trabajador migrante, este requiere de medios adicionales para su subsistencia en comparación con el trabajador local, debido a su situación de expatriado. Además del costo de los trámites migratorios, las multas que debe pagar en caso de infracción a la legislación migratoria y los costos que implica viajar a su país de origen (cuando le es posible hacerlo como resultado del ahorro), hay que considerar el factor de las remesas, que deben comprenderse como una transferencia salarial hacia sus familiares o su hogar en su lugar de origen y en ocasiones se suman a los medios que debe destinar a sus familiares o su hogar en el país de destino.

Asimismo, en relación con el componente histórico y los aspectos socioculturales de la determinación del valor de la fuerza de trabajo mencionados anteriormente, en el caso específico de los trabajadores migrantes, esta posee ciertas características particulares referidas a su configuración en más de un país (el de origen, el de tránsito, el de destino y el de retorno). Dicha determinación varía entre países, lo que hará variar también la determinación de las necesidades de los trabajadores. Ante tal situación, resulta relevante preguntarse qué ocurre con el valor de la fuerza de trabajo de una persona cuando migra, o bien si el valor de la fuerza de trabajo del trabajador migrante se define por su país de origen o por las condiciones imperantes en el país de destino. A manera de respuesta,

se considerará que el valor se define por las condiciones del país de destino, donde su fuerza de trabajo será explotada (condiciones de productividad, intensidad, prolongación, desgaste y otras, que también difieren de aquellas del país de origen). Esta situación tendrá implicaciones para el trabajador, referidas a su nivel de ingreso y a la posibilidad de enviar remesas, entre otras.

Un elemento adicional que resulta interesante considerar es el de las diferencias salariales entre países de origen y de destino. Puede ocurrir que esta diferencia sea clave para la superexplotación. Por ejemplo, en este caso, en Chile el salario absoluto es mayor que en Haití. En consecuencia, aun cuando el trabajador haitiano recibiera un salario equivalente al valor de su fuerza de trabajo en su país de origen, el salario pagado probablemente sería de superexplotación en el país de destino.

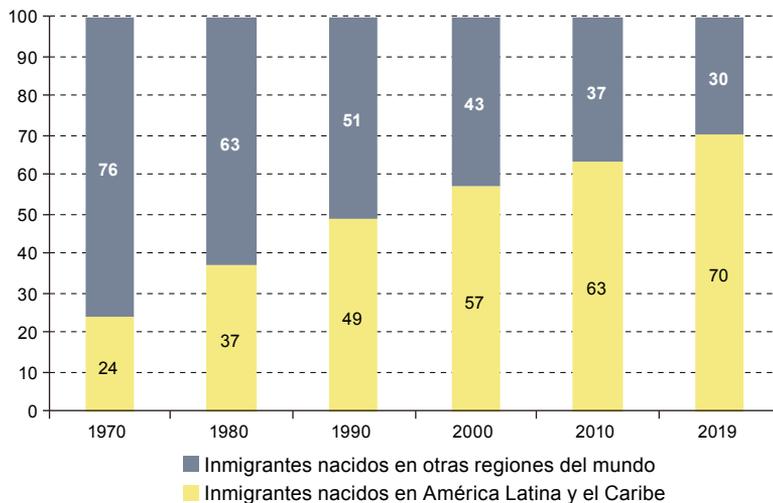
Finalmente, el vínculo entre migración y reproducción del capital, para el caso presentado en este artículo, puede resumirse en una de las tesis planteadas por Canales:

“Las migraciones configuran un doble proceso de transferencias económicas. Por un lado, son una forma de transferencia de fuerza de trabajo desde las comunidades de origen hacia las economías desarrolladas. Por otro lado, las remesas y otros bienes y servicios que envían los migrantes constituyen un flujo en sentido inverso que contribuye a la reproducción social de los migrantes, sus familias y comunidades de origen. Este sistema de transferencias económicas vincula la reproducción de la fuerza de trabajo migrante en los lugares de origen, con la reproducción del capital y la economía en las sociedades de destino, contribuyendo así a la reproducción del capitalismo como sistema económico y productivo global” (Canales, 2021, pág. 181).

C. Migración haitiana en Chile

El inicio de la migración haitiana hacia Chile se produjo en el contexto de una intensificación de los intercambios intrarregionales en América Latina y el Caribe (véase el gráfico 1) y de un incremento de la inmigración hacia este país (véase el gráfico 2). En los dos casos, cabe destacar que se configura una migración compuesta de “flujos mixtos”, que incluye a solicitantes de asilo, migrantes económicos, niños, niñas y adolescentes no acompañados, migrantes ambientales, migrantes en situación irregular, personas víctimas de trata y migrantes varados (CEPAL, 2019). Si bien es cierto que la información presentada en esta sección no se relaciona con el marco conceptual de la superexplotación, se incluye a manera de antecedente, con el propósito de comprender la dinámica de la migración haitiana en Chile y el contexto en el que tiene lugar. Asimismo, se debe mencionar que la disminución de las visas otorgadas durante los años 2020 y 2021 se debe, en parte, al efecto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) y el cierre de fronteras.

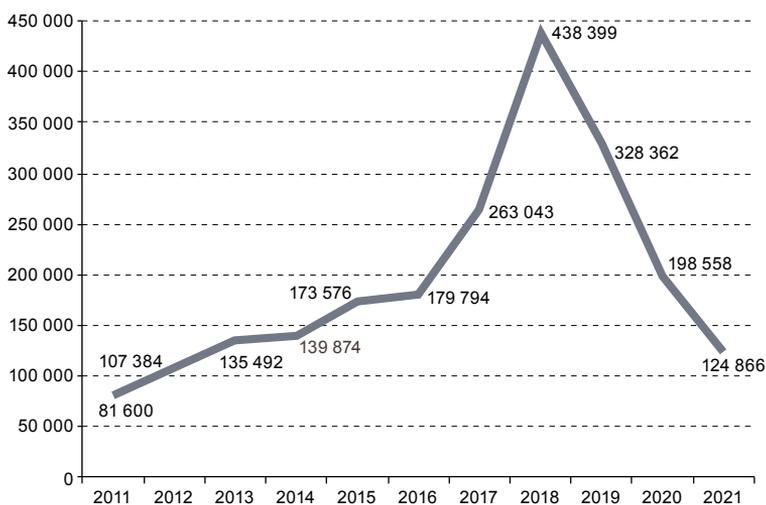
Gráfico 1
América Latina y el Caribe: población inmigrante según procedencia, 1970-2019
 (En porcentajes)



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Panorama Social de América Latina*, 2019 (LC/PUB.2019/22-P/Rev.1), Santiago, 2019.

El gráfico 1 permite observar la dinámica de la migración intrarregional, que ha crecido desde la década de 1970 y representó en 2019 el 70% del total de población inmigrante en América Latina y el Caribe.

Gráfico 2
Chile: número de visas otorgadas, 2011-2021

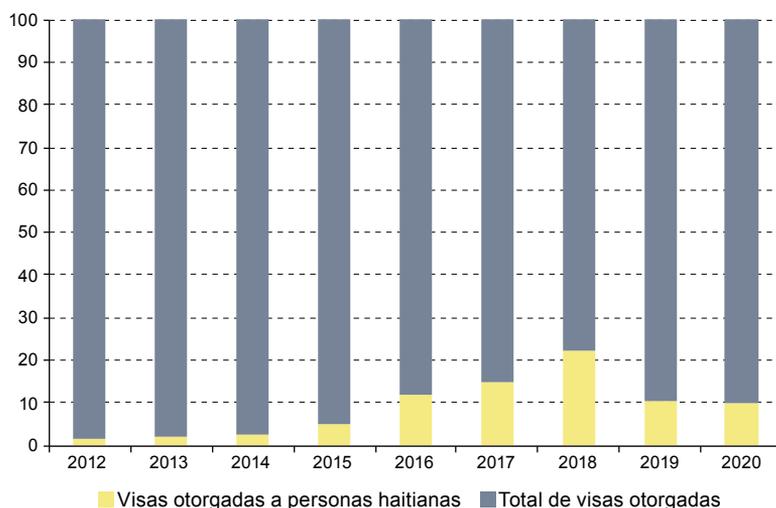


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Servicio Nacional de Migraciones de Chile.

El gráfico 2, que presenta la situación de la migración hacia Chile en el último decenio, muestra un incremento sostenido hasta 2018, momento en que comienza a disminuir. Al respecto, cabe destacar que el mayor incremento se produjo durante el segundo Gobierno de Michelle Bachelet (2014-2018), mientras que el punto de inflexión se registró al inicio del segundo Gobierno de Sebastián Piñera (2018-2022).

El gráfico 3 muestra la proporción de la migración haitiana respecto del total de la migración en Chile entre 2012 y 2020. Se observa que el número de visas otorgadas a personas haitianas respecto del total de visas otorgadas alcanzó sus mayores niveles en 2017 y 2018, y que en este último año llegó a representar poco más del 20%. Dicho de otro modo, en ese año, más de una quinta parte de las visas otorgadas por la institucionalidad migratoria correspondió a migrantes haitianos.

Gráfico 3
Chile: proporción de visas otorgadas a personas haitianas
respecto del total de visas otorgadas, 2012-2020
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Servicio Nacional de Migraciones de Chile.

En el caso específico de la migración haitiana en Chile, quienes llegaron lo hicieron motivados por la inexistencia de barreras a su ingreso (recién en abril de 2018 se implementó la visa consular de turismo simple, que restringió la entrada de haitianos en calidad de turistas³). Asimismo, en sus inicios, la migración haitiana se caracterizó por representar un flujo que migraba hacia Chile con la proyección de extender sus horizontes hacia el hemisferio norte; que poseía experiencias previas de movilidad territorial en sus trayectorias laborales y vitales, y que estaba compuesto en su mayoría por hombres jóvenes, que extendían su tiempo de estadía a medida que conseguían mejorar su manejo del idioma (Valenzuela y otros, 2014).

³ Los requisitos que se solicitan son: pasaporte vigente, certificado de antecedentes penales (legalizado), reserva de hotel o carta de invitación, acreditación de solvencia económica y copia de pasajes comprados (ida y vuelta).

D. Irregularidad migratoria y construcción política del migrante vulnerable

El 9 de abril de 2018, un mes después de iniciarse el Gobierno de Sebastián Piñera (que finalizó en marzo de 2022), se anunció una reforma migratoria bajo el lema de “ordenar la casa”. Este anuncio se configuró sobre la base de tres componentes: el inicio de un proceso de regularización extraordinaria, el envío del correspondiente proyecto de ley al Parlamento y la creación y eliminación de visas (facultad que es otorgada por el Decreto Ley núm. 1094 de 1975). En relación con este último componente, destaca la creación de visas diferenciadas por nacionalidad: por un lado, se creó una visa consular para fomentar y facilitar la migración venezolana (Visa de Responsabilidad Democrática) y, por otro, se creó una visa consular de turismo simple para frenar la migración haitiana. Además de esta última visa, se adoptaron otras medidas dirigidas a frenar la migración haitiana y desincentivar la permanencia de migrantes de ese país, específicamente mediante los vuelos de “retorno asistido y voluntario” destinados a personas haitianas y la exigencia de presentar un certificado de antecedentes penales para que quienes se inscribieran en el proceso de regularización extraordinaria obtuvieran su visa. En concreto, como el Estado haitiano no tenía la capacidad para entregar el documento correspondiente al certificado de antecedentes penales, las personas haitianas en Chile, una vez inscritas en el proceso, no podían obtener su visa. Según se estipulaba en los requisitos del proceso de regularización implementado por el Gobierno, las personas que no obtuvieran su visa no tendrían permiso para trabajar, lo que derivó en que estas estuvieran hasta dos años esperando su visa sin poder trabajar o, más bien, trabajando en el sector informal con el propósito de obtener algún ingreso que les permitiera subsistir en el intertanto.

Este conjunto de medidas focalizadas en el colectivo haitiano constituyó la esencia de la política migratoria del segundo Gobierno de Sebastián Piñera, que logró reducir drásticamente el ingreso de personas de esta nacionalidad, además de dificultar administrativamente su permanencia y facilitar su retorno, con el requisito de no regresar a Chile en nueve años. Estas medidas focalizadas en una nacionalidad específica, sin mayores fundamentos empíricos que puedan explicar dichas decisiones, reflejan la “tentación absolutista” (Mármora, 2002) que caracterizó la reforma migratoria de abril de 2018.

Como resultado, en el marco de los vuelos de retorno asistido y voluntario, 1.262 migrantes haitianos retornaron a su país en ocho vuelos, entre noviembre de 2018 y abril de 2019. Por otra parte, alrededor de 50.000 haitianos inscritos en el proceso de regularización extraordinaria, de un total de 155.000 inscritos, es decir, un tercio, regresaron igualmente a su país. Vale decir que gran parte de quienes optaron por el retorno en ese período lo hicieron como consecuencia de haber caído en la irregularidad a causa de políticas implementadas durante el Gobierno anterior (por haber presentado contratos falsos para tramitar la visa por motivos laborales) y ante la dificultad de conseguir la regularización en el marco de los requisitos establecidos por el Gobierno de ese momento.

A partir de los hechos presentados, conviene entender el fenómeno de la irregularidad migratoria como efecto de políticas migratorias impuestas por el Estado, más que como una suerte de negligencia por parte de las personas haitianas. El Estado chileno, y en particular el Gobierno que se extendió de 2018 a 2022, estigmatizó la migración irregular, haciendo ver que quienes se encontraban en esa situación eran responsables de su estatus al haber infringido la normativa migratoria, pero no asumió su responsabilidad por haber generado esta condición. En diciembre de 2021, el director del Servicio Nacional de Migraciones afirmó en una entrevista que la migración irregular se produce de dos formas: mediante el ingreso clandestino y por una situación de “turismo laboral”, que implica que extranjeros se queden en Chile a trabajar sin permiso⁴.

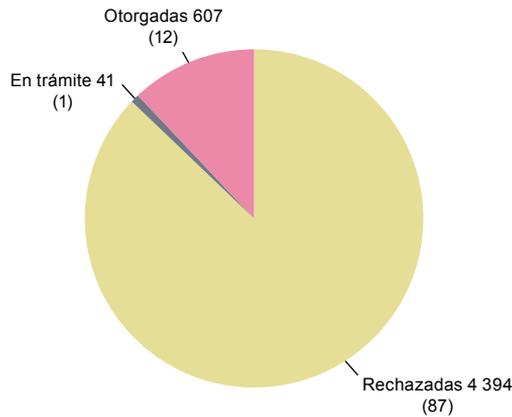
En la práctica, la situación de irregularidad de las personas se debe, en gran parte, al accionar del Estado, y específicamente al proceso de obtención de visas. Por ejemplo, en el caso de Chile, la autoridad migratoria demora hasta seis meses en notificar a la persona si su solicitud de visa fue acogida a trámite o no. Durante ese tiempo, la persona solo cuenta con una boleta como comprobante de haber iniciado el trámite. Si se acoge la solicitud, se emite el comprobante de que la visa está en trámite y con ello la autorización especial que le permitirá comenzar a trabajar de manera regular en el país, mientras se analiza su solicitud. Es decir, además de dejar a alguien sin documentación por todo ese tiempo, la autoridad pretende que quien solicita el trámite de regularización espere hasta seis meses sin realizar ningún tipo de actividad remunerada, hasta que la autoridad ingrese el trámite en su sistema. Hasta antes de la creación de la visa consular de turismo simple para migrantes haitianos, las personas podían llegar al país y declarar que ingresaban como turistas, y en la eventualidad de encontrar un trabajo estando en Chile, podían cambiar de estatus legal. Esta es la razón por la que la autoridad migratoria postula que las personas vienen a hacer “turismo laboral” a partir de un supuesto “engaño”.

En concreto, la visa consular tampoco fue una alternativa que las personas haitianas pudieran utilizar para garantizar su viaje a Chile (véase el gráfico 4).

Como se observa en el gráfico 4, del total de visas solicitadas por personas haitianas, solo un 12% fueron otorgadas, mientras que el porcentaje de visas rechazadas llega al 87%. Esto muestra que la restricción a la migración haitiana se reproduce incluso mediante los mecanismos institucionales creados para gestionarla. Es decir, la regulación que se aplicó a la migración haitiana por parte del Gobierno, en la práctica, consistió en un primer momento en reducirla y, posteriormente, en dificultarla mediante procesos administrativos que derivan en el rechazo de visas.

⁴ Véase [en línea] <https://www.pauta.cl/nacional/alvaro-bellolio-inmigracion-irregular-permisos-visa-trabajo-primera-pauta>.

Gráfico 4
Situación administrativa de las visas consulares de turismo simple a personas haitianas, abril de 2018 a septiembre de 2021
 (En números y porcentajes)



Fuente: Servicio Jesuita a Migrantes, sobre la base de información solicitada en virtud de la Ley de Transparencia a la Subsecretaría de Relaciones Exteriores de Chile.

E. Superexplotación de la fuerza de trabajo haitiana en Chile

La situación de movilidad (no intercambio) entre economías periféricas, a diferencia de la movilidad desde economías periféricas hacia economías centrales, implica una diferencia en cuanto a la mayor o menor cantidad de fuerza de trabajo excedente y a las diferencias salariales internacionales. Asimismo, en el caso de las economías centrales, los principales países receptores cuentan con regímenes migratorios altamente restrictivos que les permiten seleccionar a sus migrantes. Además, la fuerza de trabajo que migra hacia esos países se inserta en sectores de baja calificación, con posibilidades de movilidad laboral no solo escasas, sino más bien condicionadas a la legislación de cada país, que en muchos casos estipula que los empleadores tengan que justificar por qué un trabajador migrante hará un trabajo que podría ser desempeñado por un trabajador local.

La violación del valor de la fuerza de trabajo conforma la base de la superexplotación y se observa con mayor fuerza en el caso de los trabajadores migrantes, básicamente por el hecho de que estos llegan a engrosar el ejército de reserva del país de destino. En muchos casos, como ya se indicó, están dispuestos a trabajar por un pago inferior al salario del trabajador nacional, dadas las condiciones que estipula la legislación migratoria en cuanto a que solo es posible obtener una visa por la vía de conseguir un contrato de trabajo, más allá de las condiciones en que este se realice.

Sin embargo, existe una situación en la que dicha violación se produce con mayor violencia, y es el caso de los trabajadores migrantes en situación irregular. Por un lado, están expuestos a la superexplotación tal como es descrita por Ruy Mauro Marini, pero bajo nuevas condiciones que afectan a los trabajadores migrantes, a los cuales muchas veces se relega a los sectores de menor calificación dentro del mercado laboral y se les impide la movilidad dentro de este (como resultado de las dificultades burocráticas, legales e institucionales para la regularización migratoria). Por otro, la condición de irregularidad —en gran parte producida y reproducida por el Estado— se convierte en un factor adicional que agrava la superexplotación de los trabajadores migrantes, al dejarlos más expuestos ante empleadores que, aprovechándose de su condición de trabajadores informales (por no contar con un estatus migratorio regular), violan en mayor magnitud el valor de su fuerza laboral. En ocasiones se observan incluso situaciones más violentas de superexplotación, ya sea bajo la forma de tráfico, trata, o las dos en conjunto. Al respecto, una publicación del Centro de Investigación Periodística (CIPER), de septiembre de 2021⁵, saca a la luz diversas situaciones de trabajo forzado de migrantes haitianos y venezolanos en el sector agrícola, a quienes se amenazaba con la pérdida de su estatus migratorio en caso de no aceptar condiciones abusivas⁶. La situación migratoria —según evidencia el artículo citado— es una causal de amenaza por parte de los empleadores. Ser despedido implica detener el proceso de obtención de la visa sujeta a contrato y frustrar los intentos de obtener la permanencia definitiva.

A partir de la situación de una irregularidad producida y reproducida por el poder político, y utilizada por los empleadores, es posible observar un proceso que se va generando de manera paralela y que está plasmado en la construcción política del migrante vulnerable, del migrante desprotegido, dispuesto a conformar la mano de obra más barata para el capital y debilitado ante el capitalista, con quien no puede hacer valer el costo de reproducción de su fuerza de trabajo, dado que, al estar en situación de irregularidad, se encuentra desprovisto de todo tipo de derechos. Dicho de otro modo, es invisible ante los ojos del Estado.

En términos generales, respecto a la formalidad en el empleo, no existen diferencias importantes entre trabajadores migrantes y chilenos. Sin embargo, a causa de la pandemia de COVID-19, un alto número de personas migrantes vieron en las plataformas y aplicaciones digitales una alternativa laboral en medio de la crisis del momento. Esto se explica, sobre todo, por la inexistencia de barreras de entrada a personas migrantes indocumentadas. Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2021), empresas como Rappi y UberEats cuentan con un 70% y un 40% de trabajadores migrantes, respectivamente⁷. Asimismo, se destaca que la razón principal de la alta presencia de trabajadores migrantes en estas plataformas obedece a que estas personas están en una situación migratoria no regularizada y solo requieren del pasaporte para comenzar a trabajar en ellas. En efecto,

⁵ Véase [en línea] <https://www.ciperchile.cl/2021/09/28/fiscalia-investiga-denuncia-de-trabajo-forzado-masivo-de-inmigrantes-en-cosecha-de-arandanos-y-mandarinas/>.

⁶ En abril de 2018 se elimina la visa por motivos laborales, quedando como única opción la visa sujeta a contrato (creada durante la dictadura militar), que hace del empleador el dueño de la situación migratoria del trabajador; es decir, cuando la persona pierde el contrato también pierde la visa, o bien se detiene el proceso de tramitación de la visa.

⁷ Rappi cuenta con 40.000 inscritos, más 15.000 incorporados durante la crisis sanitaria. UberEats cuenta con 4.000 inscritos, más 3.000 incorporados durante la crisis sanitaria.

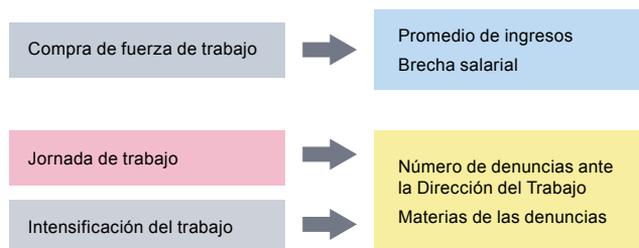
durante la pandemia se incorporaron más trabajadores migrantes que chilenos a estos trabajos, quedando más expuestos a condiciones laborales informales propias de este sector.

Por otro lado, se observa una situación particular en cuanto a la inserción laboral de migrantes haitianos respecto de otras nacionalidades. El estudio *Haitianos en Chile: integración laboral, social y cultural* (CENEM, 2018), de la Universidad de Talca, muestra que la principal dificultad a la que se enfrentan los trabajadores haitianos en Chile es el idioma, seguida por los bajos salarios y la falta de documentación. Cabe destacar que entre las principales nacionalidades de los migrantes en Chile, las personas haitianas son las únicas que no poseen el español como lengua materna. Asimismo, el trabajo *Manifestaciones de discriminación racial en Chile: un estudio de percepciones*, realizado por el Instituto Nacional de Derechos Humanos en 2017, destaca el racismo al que se enfrentan las personas migrantes haitianas en Chile por motivo de su color de piel. Tal situación denota un carácter racializador, que forma parte constitutiva de la superexplotación que afecta de manera particular a la migración haitiana (INDH, 2017).

Siguiendo la clasificación de Ruy Mauro Marini relativa a la superexplotación, a continuación se muestran datos y cifras que darían cuenta de un tipo de superexplotación referido a los trabajadores haitianos en Chile. Como se observó anteriormente, en Chile, desde 2018, se observa una mayor incidencia de irregularidad en el caso de la migración haitiana, a partir de las restricciones a la migración y las dificultades de los migrantes para regularizar su situación cuando ya están en el país. Esto se vuelve a observar en 2021 (en el contexto de la aplicación de la nueva Ley de Migraciones), cuando diversas organizaciones haitianas (*El Mostrador*, 2021) solicitan al Gobierno la posibilidad de regularizar la situación migratoria de miles de haitianos que no cuentan aún con certificado de antecedentes penales, para así evitar su expulsión. La solicitud se hizo considerando que la nueva ley dispone la expulsión de quienes no se encuentren en situación migratoria regular.

Además de las dificultades que presentan los migrantes haitianos en cuanto a su situación migratoria, existen otros ámbitos que muestran una situación desventajosa en relación con los migrantes de otras nacionalidades e incluso con la población chilena. El siguiente esquema (véase el diagrama 1) ayuda a entender el vínculo entre el marco conceptual y los indicadores que se utilizarán.

Diagrama 1
Superexplotación de la fuerza de trabajo haitiana en Chile



Fuente: Elaboración propia.

Para comprender la configuración de la superexplotación en el caso de los trabajadores haitianos en Chile, primero se debe considerar que ella se desarrolla en el marco de una irregularidad migratoria, es decir, en el contexto de una situación en la que dicha irregularidad aparece como causa y efecto. En el primer caso, la irregularidad migratoria (con mayor incidencia en el caso de la migración haitiana que en la de otras nacionalidades) se entiende como una causal de desprotección frente a los empleadores y como una limitación estructural al acceso a protección social y derechos laborales; en el segundo caso, la irregularidad migratoria representa un efecto, en el sentido de que es utilizada por los empleadores como amenaza en caso de que no acepten ciertas condiciones laborales abusivas. Dentro de este marco, suceden diferentes situaciones que darían cuenta de un caso de superexplotación a partir del planteamiento de Ruy Mauro Marini. En el caso de la compra de fuerza de trabajo, se demostrará que el promedio de ingresos de los hogares con jefatura de origen haitiano es inferior al promedio del resto de las nacionalidades e incluso de los chilenos. En tanto, en el caso de la extensión de la jornada laboral y la intensificación del trabajo, se utilizarán indicadores indirectos (*proxies*) para demostrar que, en un contexto de incremento de las denuncias de trabajadores ante la Dirección del Trabajo, quienes lideran dichas denuncias son trabajadores haitianos. La principal causal de sanción es la “jornada de trabajo”.

En el gráfico 5, elaborado sobre la base de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), se muestra que el promedio de ingresos de los hogares cuya jefatura está en manos de personas de origen haitiano es inferior al del resto de las nacionalidades, e incluso se sitúa por debajo del promedio del de las personas nacidas en Chile. El nivel medio de los salarios de los hogares cuya jefatura la ejerce una persona nacida fuera de Chile es de 503.955 pesos chilenos, y el de los hogares cuya jefatura la tiene una persona nacida en Chile de 512.936 pesos. En tanto, el promedio de ingresos de los hogares encabezados por personas nacidas en Haití alcanza los 319.557 pesos, cifra situada por debajo del promedio de los hogares cuya jefatura la ocupan personas nacidas tanto en Chile como en el extranjero.

Con el fin de ofrecer un punto de comparación que permita tener mayor claridad sobre la superexplotación que se produce en el caso de las personas migrantes haitianas en Chile, a continuación se presentan algunas cifras obtenidas tanto de la Encuesta CASEN como de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) de Chile.

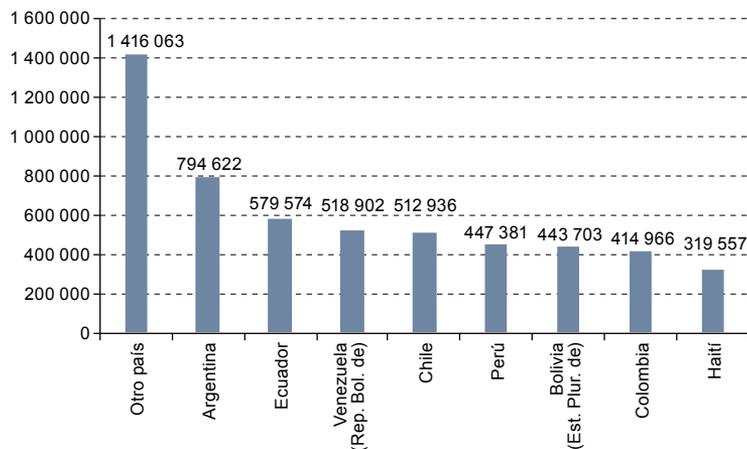
Como se indicó, el ingreso promedio de los hogares encabezados por personas nacidas en Haití es de 319.557 pesos, monto que se ubica levemente por sobre el salario mínimo de 270.000 pesos (2017). Asimismo, cabe destacar que el precio de la canasta básica por persona en 2017 fue de 40.451 pesos⁸ y la línea de pobreza por persona se situó en 160.253 pesos.

En cuanto a la información obtenida de la Encuesta de Presupuestos Familiares (que toma a los hogares como unidad de análisis), se observa que el gasto per cápita promedio mensual de los hogares en Chile es de 397.819 pesos, es decir, superior al ingreso promedio de los hogares cuya jefatura la tiene una persona nacida en Haití. De igual forma, la

⁸ A principios de 2022, el valor de la canasta básica asciende a los 78.320 pesos chilenos.

Clasificación del Consumo Individual por Finalidades (CCIF), incluida en la Encuesta de Presupuestos Familiares, muestra que las finalidades que representan un consumo mayor son: alimentos y bebidas no alcohólicas (209.983 pesos); alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles (160.692 pesos), y transporte (170.238 pesos). Es decir, el ingreso promedio que perciben los hogares encabezados por personas nacidas en Haití representa un 59% del total de los principales consumos, que por lo demás constituyen elementos imprescindibles para la reproducción de la vida: alimento, vivienda, servicios y transporte.

Gráfico 5
Promedio de ingresos mensuales de los hogares cuya jefatura la ejerce una persona nacida fuera de Chile, según país de origen, 2017^a
 (En pesos)



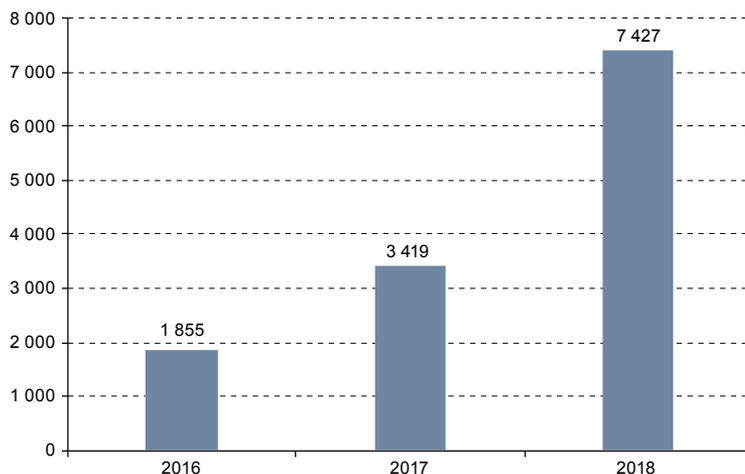
Fuente: Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), 2017.

^a La selección de los países se hizo a partir de las principales nacionalidades de las personas migrantes en Chile.

Por otro lado, atendiendo a otras de las formas de superexplotación, en lo que respecta a situaciones relativas a la prolongación de la jornada o la intensificación del trabajo, se considerarán datos obtenidos de la Dirección del Trabajo, específicamente aquellos referidos a denuncias interpuestas por trabajadores en contra de sus empleadores. Estos datos representan un indicador indirecto para conocer la incidencia del abuso laboral en la fuerza laboral extranjera, y específicamente haitiana, en Chile. Cabe destacar que los gráficos 7 y 8 consideran información correspondiente a 2018, momento en el que, como ya se vio, la migración haitiana representaba poco más de una quinta parte del total de personas migrantes en Chile.

Al analizar la evolución de las denuncias interpuestas por trabajadores extranjeros ante la Dirección del Trabajo (véase el gráfico 6), se observa que entre 2016 y 2018 estas aumentaron un 300%.

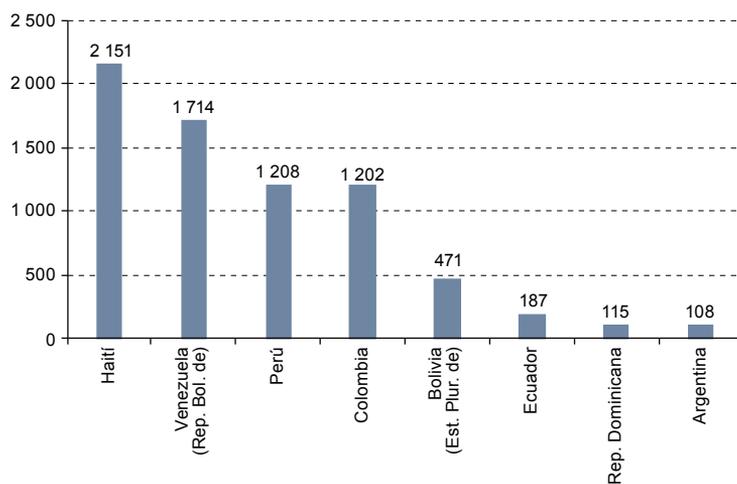
Gráfico 6
Denuncias interpuestas ante la Dirección del Trabajo por trabajadores extranjeros, 2016-2018
(En número)



Fuente: Dirección del Trabajo de Chile.

En el gráfico 7, se observa la cantidad de denuncias clasificadas por la nacionalidad de la persona que denuncia, en 2018. La nacionalidad de los trabajadores con más denuncias interpuestas es la haitiana, seguida por la venezolana y la peruana.

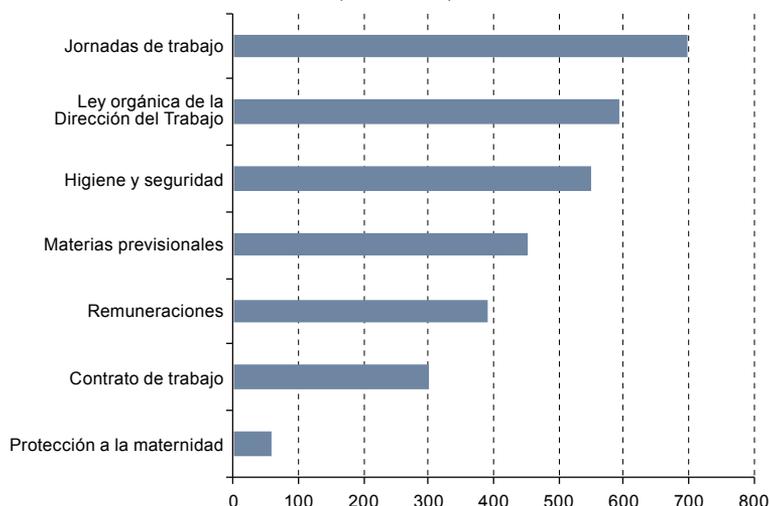
Gráfico 7
Denuncias interpuestas ante la Dirección del Trabajo, por nacionalidad, 2018
(En número)



Fuente: Dirección del Trabajo de Chile.

El gráfico 8 muestra las principales materias a las que se refirieron las sanciones a causa de las denuncias presentadas en 2018. Al respecto, se observa que la materia que fue objeto de más sanciones corresponde a “jornadas de trabajo”.

Gráfico 8
Materias a las que se refirieron las sanciones en fiscalizaciones de la Dirección del Trabajo, 2018
 (En número)



Fuente: Dirección del Trabajo de Chile.

Como se puede observar en los gráficos, en un contexto de aumento de las denuncias interpuestas ante la Dirección del Trabajo por parte de trabajadores migrantes, la mayor cantidad de denuncias fue presentada por trabajadores haitianos y la principal causal fueron las jornadas de trabajo. Este hecho permite comprobar la existencia de un caso de superexplotación que se configura, específicamente, a partir de la extensión de la jornada de trabajo.

F. Conclusiones

La superexplotación, que afecta a una parte de la fuerza laboral de las economías dependientes, se observa con mayor intensidad en el caso de la fuerza de trabajo migrante, y aún más en el caso de la fuerza de trabajo migrante en situación migratoria irregular, como es el caso de los trabajadores haitianos en Chile. En este contexto, la irregularidad debe entenderse como una situación por la que las personas migrantes se encuentran expuestas, entre otras cosas, a diferentes abusos en el ámbito laboral. Asimismo, la irregularidad migratoria representa una condición producida por el poder político a partir de diversos regímenes legales e institucionales que, mediante mecanismos específicos, dificultan la obtención de los permisos de residencia.

En el presente artículo se ha analizado la superexplotación vinculada a la fuerza de trabajo migrante y a determinadas condiciones que constituyen una violación de su valor. Tal análisis se ha hecho a la luz de la teoría de la dependencia, que constituye un aporte fundamental de la teoría social latinoamericana de inspiración crítica. Al respecto, cabe destacar que, a partir de los cambios que ha experimentado el sistema capitalista, las dinámicas y relaciones que se producen dentro de él también han cambiado. Por tanto, como no es posible que una teoría social se preserve intacta frente a modificaciones profundas del fenómeno que pretende explicar (Beigel, 2014), en el presente artículo, con el propósito de evitar análisis mecanicistas, se incorporaron elementos propios de la dinámica actual de las migraciones internacionales. Estos elementos se relacionan con la problemática de los flujos mixtos, la intensificación de los intercambios regionales, la migración entre economías dependientes, los marcos normativos que relegan a las personas migrantes a situaciones de desprotección, los efectos de la política de un Estado que produce y reproduce condiciones de vulnerabilidad y la situación de los trabajadores migrantes a causa de la pandemia, entre otros.

Considerando que el enfoque escogido tiende a sobredimensionar el aspecto económico de los procesos migratorios, se debe reconocer que este tipo de análisis aborda solo una dimensión —sin duda relevante— de un fenómeno más complejo. En consecuencia, se hacen necesarios otros tipos de análisis que aborden la multidimensionalidad de los procesos migratorios y específicamente de la migración haitiana en la región y en Chile.

Como se observó a lo largo del artículo, el Estado chileno ha establecido diversos mecanismos que han tenido como efecto que un gran número de personas migrantes haitianas cayeran en la irregularidad, lo que no ha sido subsanado por la institucionalidad migratoria, y en muchos casos ha dispuesto medidas como la expulsión ante la imposibilidad de que las personas regularicen su situación.

La condición de irregularidad abre paso a una serie de abusos por parte de los empleadores y a una violación del valor de la fuerza de trabajo más violenta que en el caso de los trabajadores locales y de los migrantes en situación migratoria regular. Parte de esta violencia tiene lugar debido a que el empleador es, a su vez, el “dueño” de la situación migratoria (en el contexto de la visa sujeta a contrato). Esta situación constituye un sustrato para la construcción política del migrante vulnerable, desprovisto de protección y sin posibilidades de hacer valer el costo de reproducción de su fuerza de trabajo. Todo esto da paso a la superexplotación llevada a cabo por parte de un sector del empresariado nacional (por ejemplo, como se vio, el agrícola). En concreto, el empleador, dueño de la situación migratoria de sus trabajadores, tiene la posibilidad de amenazar al trabajador migrante con la pérdida de su estatus regular si este no acepta ciertas condiciones laborales. En tal sentido, a esta parte del empresariado le resulta favorable la irregularidad migratoria. Por un lado, esta situación permite que los empleadores puedan pagar un salario por debajo del legalmente establecido y, por otro, no están sometidos a las fiscalizaciones que apuntan a proteger los derechos de los trabajadores formales. Todo esto, en el caso de la migración haitiana en Chile, configura una situación de desprotección que, para efectos del presente artículo, representa un caso de superexplotación derivada de una situación tanto de irregularidad migratoria como de informalidad laboral.

Se debe considerar que la configuración de la superexplotación, en el caso de los trabajadores haitianos en Chile, se desarrolla en el marco de una irregularidad migratoria, es decir, en el contexto de una situación en la que dicha irregularidad aparece como causa y efecto. En el primer caso, la irregularidad migratoria (con mayor incidencia en la migración haitiana que en la de otras nacionalidades) se entiende como una causa de desprotección frente a los empleadores y como una limitación estructural del acceso a protección social y derechos laborales; en el segundo caso, la irregularidad migratoria representa un efecto, en el sentido de que es utilizada por los empleadores como amenaza si los trabajadores no aceptan ciertas condiciones laborales abusivas. Por tanto, más allá de entender la superexplotación como efecto de dinámicas que tienen lugar en el marco del mercado laboral, se debe comprender también que sus causas se encuentran en el ámbito de la gestión migratoria, es decir, en las diversas situaciones que permiten la producción y reproducción de la irregularidad migratoria, que configura un caso específico de superexplotación relacionado con la migración haitiana en Chile.

Bibliografía

- Beigel, F. (2014), “Vida, muerte y resurrección de las ‘Teorías de la dependencia’”, Buenos Aires, 27 de febrero.
- Canales, A. (2021), El malestar con las migraciones. *Perspectivas desde el sur*, Barcelona, Anthropos.
- ___ (2015), E pur si muove. Elementos para una teoría de las migraciones en el capitalismo global, Ciudad de México, Miguel Ángel Porrúa.
- CENEM (Centro Nacional de Estudios Migratorios) (2018), Haitianos en Chile: integración laboral, social y cultural, Universidad de Talca.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2019), *Panorama Social de América Latina, 2019* (LC/PUB.2019/22-P/Rev.1), Santiago.
- El Mostrador (2021), “Comunidad haitiana en Chile solicitó al Gobierno que se le acepte la documentación vencida ante la imposibilidad de su renovación para acceder a la regularización migratoria”, 17 de agosto.
- INDH (Instituto Nacional de Derechos Humanos) (2017), Manifestaciones de discriminación racial en Chile: un estudio de percepciones, Santiago.
- Marini, R. M. (2015), América Latina, dependencia y globalización, Buenos Aires, Siglo XXI.
- Mármora, L. (2002), Las políticas de migraciones internacionales, Paidós.
- Marx, K. (1985), “El proceso de producción del capital”, *El Capital*, tomo I, vol. 3, Ciudad de México, Siglo Veintiuno editores.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2021), “Economía de plataformas y transformaciones en el mundo del trabajo: el caso de los repartidores en Santiago de Chile”, OIT Cono Sur – *Informes Técnicos*, vol. 17.
- Osorio, J. (2016), Teoría marxista de la dependencia: historia, fundamentos, debates y contribuciones, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma Metropolitana.
- Peña, A. A. (2011), “La superexplotación de los trabajadores migrantes”, *Mundo Siglo XXI*, N° 24, vol. VI.
- Rojas, N., N. Amode y J. Vasquez Rencoret (2015), “Racismo y matrices de ‘inclusión’ de la migración haitiana en Chile: elementos conceptuales y contextuales para la discusión”, *Polis*, vol. 14, N° 42, Santiago.
- Sayad, A. (2010), La doble ausencia: de las ilusiones del emigrado a los padecimientos de inmigrado, Barcelona, Anthropos.
- Valenzuela, P. y otros (2014), “Integración laboral de los inmigrantes haitianos, dominicanos y colombianos en Santiago de Chile”, *Antropologías del Sur*, vol. 1, N° 1.

Orientaciones para los autores de la revista *Notas de Población*

La revista *Notas de Población* es coordinada por su Comité Editorial, al que corresponde la responsabilidad de elaborar cada número en todas sus etapas, consignando todas las decisiones que permitan presentar contribuciones de calidad científica. Dicho Comité está conformado principalmente por profesionales del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL y cuenta con el apoyo del Consejo Editorial de la revista en los procesos de evaluación de artículos.

Consideraciones generales

En *Notas de Población* se publican artículos originales e inéditos sobre estudios de población, con un enfoque multidisciplinario que abarca, además del ámbito específico de la demografía, las relaciones entre la dinámica demográfica, los fenómenos económicos y sociales, el desarrollo, los derechos humanos y la sostenibilidad ambiental. Los artículos se deberán orientar de preferencia a países de América Latina y el Caribe, si bien en ocasiones podrán incluirse contribuciones relativas a otras regiones del mundo. La revista se publica tanto en versión impresa como en formato electrónico en el portal de la CEPAL.

Los manuscritos deben estar escritos en español, aunque también podrán admitirse materiales en otros idiomas, que, de ser aceptados, serán traducidos al español por la CEPAL para su publicación. Excepcionalmente, según el interés de la revista y previo consentimiento del autor, se publicarán traducciones de artículos ya publicados en otras lenguas. La revista sigue un estilo libre y abierto; sin embargo, se podrán preparar números especiales a juicio del Comité Editorial.

Los autores de los trabajos pueden ser individuales o colectivos y son los responsables de su obra. Los derechos de autor de los artículos publicados por la revista pertenecen a las Naciones Unidas.

Los artículos deberán enviarse por correo electrónico a: celade-notasdepoblacion@cepal.org. Junto con el texto original, cada artículo debe incluir lo siguiente:

- Título.
- Datos del autor o los autores: deben figurar el nombre completo, títulos académicos, afiliación institucional, dirección electrónica y algún dato relevante del texto, como por ejemplo, el nombre del proyecto de investigación del que se deriva el artículo, si procede.
- Un mínimo de cinco palabras clave y un máximo de ocho.
- Un resumen de 160 palabras, como máximo, en el que se sinteticen sus propósitos y conclusiones principales.
- Bibliografía, de acuerdo con las normas editoriales de la revista.
- Un archivo de Excel que contenga todos los gráficos editables en el orden en que aparecen en el texto.
- Una declaración concisa y clara de que el artículo es original, no ha sido publicado anteriormente y no se encuentra en proceso de revisión en ninguna otra publicación, sea en formato impreso o electrónico.

Procedimiento de selección

Todos los artículos recibidos serán sometidos a una revisión inicial por parte del Comité Editorial, que verificará el cumplimiento de las normas editoriales básicas de la revista, la pertinencia temática y la adecuada estructuración del trabajo como artículo científico.

Los artículos que superen esta primera etapa serán sometidos al arbitraje de dos evaluadores externos mediante el sistema de doble ciego, que conserva el anonimato tanto de los autores como de los árbitros o dictaminadores. Los evaluadores que participan en el proceso de arbitraje de los artículos provienen en su mayoría del Consejo Editorial. En caso necesario, es posible que se invite a especialistas que no forman parte de este.

Los árbitros evaluarán la pertinencia, relevancia y novedad del tema de acuerdo con la orientación de la revista, junto con la originalidad y el aporte conceptual o metodológico del artículo con respecto a los estudios de población. Asimismo, analizarán si el trabajo se ha estructurado y ordenado adecuadamente, es decir, si se presentan con claridad los datos, la metodología, los objetivos y las hipótesis; si los cuadros, recuadros, gráficos, mapas y diagramas son ilustrativos y claros; si las referencias se encuentran actualizadas y correctamente citadas, y si existe coherencia entre los objetivos y los resultados del estudio.

Los evaluadores emitirán un dictamen que se concretará en una de las tres opciones siguientes: publicación con cambios menores, publicación con cambios mayores o rechazo del artículo. En caso de que el dictamen sea de publicación con cambios, los árbitros detallarán las modificaciones que consideren pertinentes para mejorar el artículo y estas serán comunicadas al autor, quien, previa aceptación, deberá enviar la versión definitiva dentro del plazo que el Comité Editorial establezca.

Si se produjeran divergencias en los dictámenes de los árbitros, el Comité Editorial de la revista procederá a una revisión adicional. Las decisiones sobre los artículos rechazados por los dictaminadores son inapelables y solo se comunicarán de manera general a los autores. No obstante, en caso de requerirse, se enviarán los comentarios a los autores.

De acuerdo con el procedimiento editorial establecido en la CEPAL, los artículos se someterán a evaluación a medida que se vayan recibiendo. Los trabajos entregados una vez finalizado el período de recepción de artículos pueden no ser incluidos en el número de la revista en curso. Podrán postularse nuevamente al número siguiente, siempre y cuando hayan sido aceptados por los dictaminadores. En este caso, los autores deberán seguir las instrucciones que les indique el Comité Editorial.

El Comité Editorial se reserva el derecho de efectuar modificaciones de estilo y forma al contenido del texto, al título, a los cuadros y recuadros y a los elementos gráficos, con el fin de satisfacer las exigencias editoriales de la revista.

Política editorial

Los autores se comprometerán a no presentar el material a ninguna otra revista durante los tres meses transcurridos desde la recepción del artículo, plazo dentro del cual recibirán respuesta confirmando o no la publicación del artículo.

En caso de aceptación con cambios del artículo, los autores se comprometen a cumplir los plazos de revisión e introducción de las modificaciones sugeridas a fin de no retrasar el calendario de edición y publicación de la revista.

Normas editoriales

Extensión: el texto de los artículos no debe exceder las 10.000 palabras (incluidos cuadros, recuadros, gráficos, mapas, diagramas, notas y bibliografía).

Formato: el texto debe enviarse en un archivo electrónico de Word. Dado que la impresión del documento se realiza en blanco y negro, debe evitarse toda mención a los colores empleados en cuadros, gráficos, mapas y diagramas, sin perjuicio de que en el formato dispuesto en la página web el archivo pueda contener dichos colores.

Cuadros: deben insertarse en el archivo Word, como contenido editable, en el lugar que corresponda dentro del texto.

Gráficos: deben insertarse en el archivo de Word, en forma de imagen, en el lugar que corresponda dentro del texto. Es indispensable adjuntar además un archivo de Excel que contenga todos los gráficos editables en el orden en que aparecen en el texto. En el archivo de Excel cada gráfico debe ocupar una hoja, en cuya pestaña se debe indicar el número del gráfico.

Diagramas: deben insertarse en el archivo de Word, como contenido editable, en el lugar que corresponda dentro del texto.

Mapas: deben insertarse en el archivo de Word, en forma de imagen, en el lugar que corresponda dentro del texto y, además, adjuntarse en un archivo editable con las extensiones eps, pdf o ai (Illustrator).

Referencias a cuadros, recuadros y elementos gráficos: en el texto debe haber al menos una referencia a cada cuadro, recuadro, gráfico, mapa o diagrama. Asimismo, todos estos elementos deben incluir el título, la fuente y la unidad de medida de los datos presentados, si procede.

Fórmulas matemáticas: se sugiere numerar las fórmulas matemáticas con cifras arábigas entre paréntesis y alineadas a la derecha.

Notas explicativas: todas las notas deben insertarse a pie de página y estar numeradas correlativamente.

Referencias bibliográficas: cada referencia bibliográfica mencionada en el texto debe incluir, entre paréntesis, el apellido del autor y el año de publicación.

Bibliografía: debe figurar al final del texto. Los registros bibliográficos se presentarán en orden alfabético por el apellido del autor, seguido 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. 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

Informes Anuales/*Annual Reports*

También disponibles para años anteriores/*Issues for previous years also available*



Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2021
Economic Survey of Latin America and the Caribbean 2021



La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 2021
Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean 2021



Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2021
Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean 2021



Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2021
Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2021



Panorama Social de América Latina 2021
Social Panorama of Latin America 2021



Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe 2021
International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean 2021

El Pensamiento de la CEPAL/ECLAC Thinking

Construir un nuevo futuro: una recuperación transformadora con igualdad y sostenibilidad

Building a New Future: Transformative Recovery with Equality and Sustainability

La ineficiencia de la desigualdad

The Inefficiency of Inequality

Desarrollo e igualdad: el pensamiento de la CEPAL en su séptimo decenio.
Textos seleccionados del período 2008-2018



Libros y Documentos Institucionales/Institutional Books and Documents

Una década de acción para un cambio de época. Quinto informe sobre el progreso y los desafíos regionales de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible en América Latina y el Caribe

A decade of action for a change of era. Fifth report on regional progress and challenges in relation to the 2030 Agenda for Sustainable Development in Latin America and the Caribbean

Innovación para el desarrollo: la clave para una recuperación transformadora en América Latina y el Caribe

Innovation for development: The key to a transformative recovery in Latin America and the Caribbean

Lineamientos y propuestas para un plan de autosuficiencia sanitaria para América Latina y el Caribe

Plan for self-sufficiency in health matters in Latin America and the Caribbean: Lines of action and proposals



Libros de la CEPAL/ECLAC Books

La tragedia ambiental de América Latina y el Caribe

La emergencia del cambio climático en América Latina y el Caribe: ¿seguimos esperando la catástrofe o pasamos a la acción?

The climate emergency in Latin America and the Caribbean: The path ahead – resignation or action?

Los sistemas de pensiones en la encrucijada: desafíos para la sostenibilidad en América Latina



Páginas Selectas de la CEPAL/ECLAC Select Pages

Reflexiones sobre la gestión del agua en América Latina y el Caribe.
Textos seleccionados 2002-2020

Las dimensiones del envejecimiento y los derechos de las personas mayores en América Latina y el Caribe. Textos seleccionados 2009-2020

Protección social universal en América Latina y el Caribe.
Textos seleccionados 2006-2019



Revista CEPAL/CEPAL Review



Series de la CEPAL/ECLAC Series



Notas de Población



Observatorio Demográfico Demographic Observatory



Documentos de Proyectos Project Documents



Informes especiales COVID-19 Special Reports COVID-19



Coediciones/Co-editions

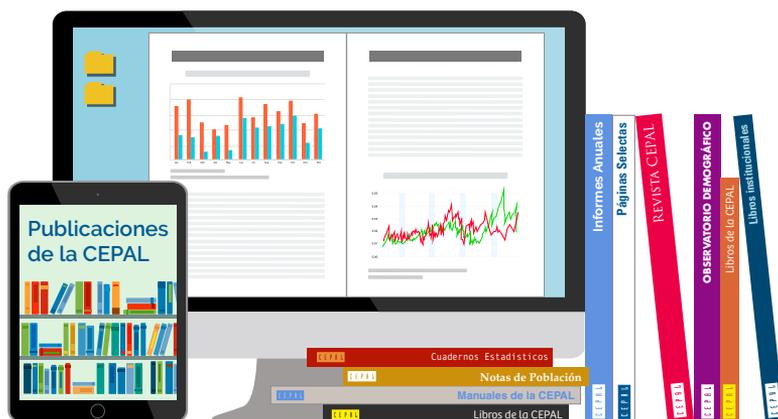


Copublicaciones/Co-publications



**Suscríbase 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

www.cepal.org/en/suscripciones



www.cepal.org/publicaciones

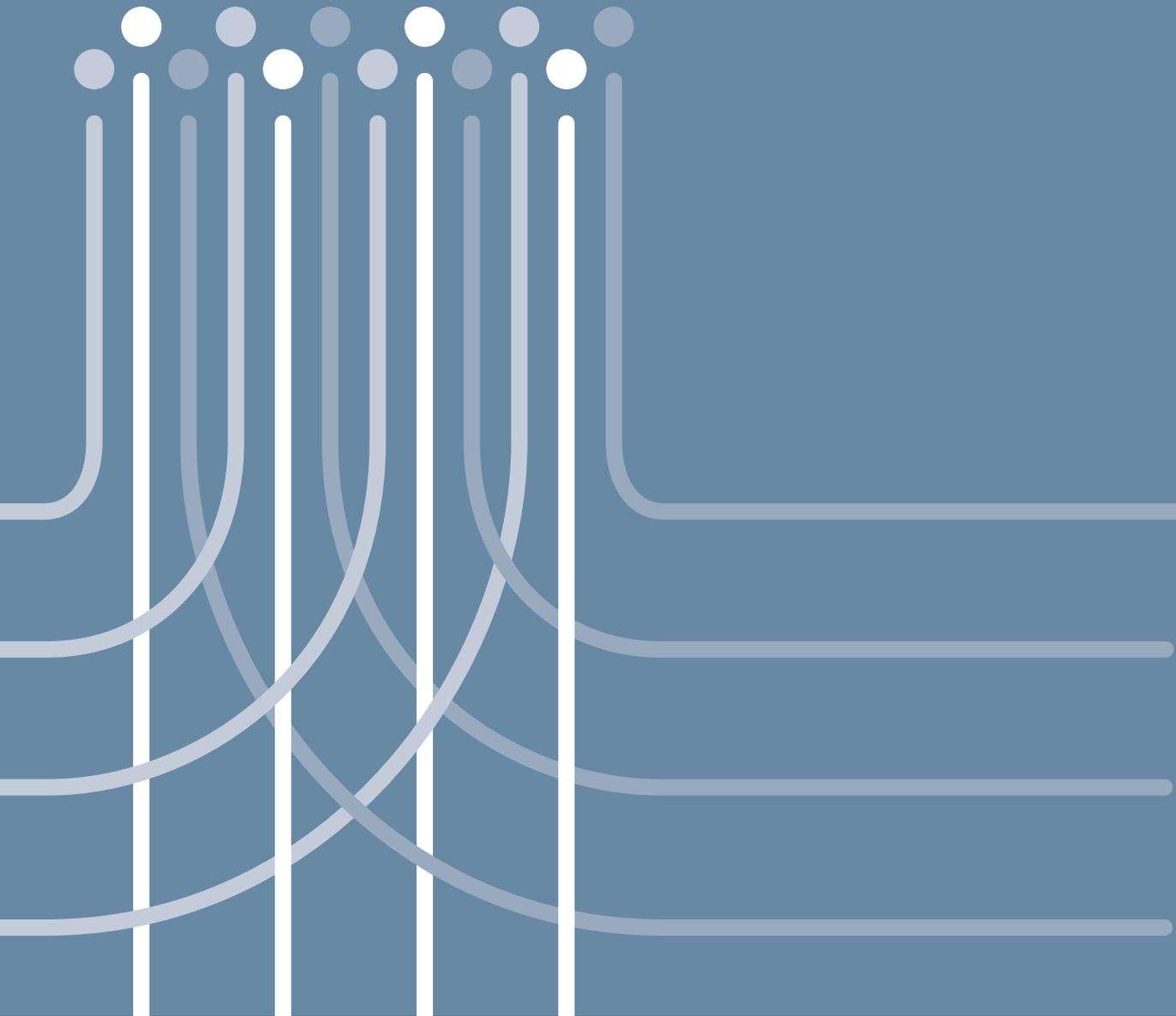
 facebook.com/publicacionesdelacepal

**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
Pedidos/Orders: order@un.org



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)
www.cepal.org

