



**Early Poverty and Future Life Expectancy with Disability
among the Elderly in Argentina**

Malena Monteverde, Alberto Palloni, Montserrat Guillén y Silvia Tomas

**El impacto de las pensiones y las transferencias
privadas en la pobreza rural en Brasil**

Gilvan Ramalho Guedes, Kenya Noronha, Sueli Moro y Mariângela Antigo

**Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina,
2015-2016. El rol del ingreso previsional**

Octavio Nicolás Bramajo y Carlos Oscar Grushka

**Redes de apoyo en los hogares con personas adultas
mayores en México**

*Sagrario Garay, Verónica Montes de Oca
y Concepción Arroyo*

**Heterogeneidad de la integración laboral en Colombia:
diferencias según el sexo y la pertenencia étnica de
desplazados forzados y otros migrantes internos**

Johana Navarrete Suárez y Claudia Masferrer

**Projeções populacionais por sexo e idade para
pequenas áreas no Brasil**

*Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire, Marcos
Roberto Gonzaga y Marília Miranda Forte Gomes*

**Migración de las grandes ciudades de América
Latina: el efecto rejuvenecedor, 1975-2010**

Jorge Rodríguez Vignoli

Contenido

- 4 Nota de las editoras**
Irene Casique y Sonia M. Frías
- 5 Early Poverty and Future Life Expectancy with Disability among the Elderly in Argentina**
Malena Monteverde, Alberto Palloni, Montserrat Guillén y Silvia Tomas
- 23 El impacto de las pensiones y las transferencias privadas en la pobreza rural en Brasil**
Gilvan Ramalho Guedes, Kenya Noronha, Sueli Moro y Mariângela Antigo
- 46 Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina, 2015-2016. El rol del ingreso previsional**
Octavio Nicolás Bramajo y Carlos Oscar Grushka
- 70 Redes de apoyo en los hogares con personas adultas mayores en México**
Sagrario Garay, Verónica Montes de Oca y Concepción Arroyo
- 89 Heterogeneidad de la integración laboral en Colombia: diferencias según el sexo y la pertenencia étnica de desplazados forzados y otros migrantes internos**
Johana Navarrete Suárez y Claudia Masferrer
- 124 Projeções populacionais por sexo e idade para pequenas áreas no Brasil**
Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire, Marcos Roberto Gonzaga y Marília Miranda Forte Gomes
- 150 Migración de las grandes ciudades de América Latina: el efecto rejuvenecedor, 1975-2010**
Jorge Rodríguez Vignoli
- 179 Reseña del libro D. Wallace-Wells (2019). The Uninhabitable Earth: Life after Warming**
José Eustáquio Diniz Alves

Revista Latinoamericana de Población

ISSN 2393-6401

Avenida Universidad 1001, Chamilpa, A.P. 4-106, C.P. 62431

Cuernavaca, Morelos, México

Editoras:

Irene Casique y Sonia M. Frías

Comité editorial:

Susana Adamo, Wanda Cabella, Dídimo Castillo Fernández, Suzana Cavenaghi, Marcela Cerrutti, Joice Melo, Ignacio Pardo, Jorge Andrés Rodríguez Vignoli, Fermina Rojo y Tania Vásquez,

Consejo editorial:

Carlos Aramburú, Gilbert Brenes-Camacho, José A. Magno de Carvalho, María Teresa Castro, Anitza Freitez, Brígida García, José Miguel Guzmán, Paulo Saad, María Coleta de Oliveira, Edith Alejandra Pantelides, Adela Pellegrino, Joseph Potter, Eduardo Rios Neto, Miguel Villa y Ma. Eugenia Zavala.

Diseño:

Ana Laura Mayer Olagaray

Corrección de estilo:

Perla Alicia Martín Laguerenne

Patrocinios:

*Asociación Latinoamericana de Población
Fondo de Población de las Naciones Unidas*



Las opiniones expresadas en los artículos aquí publicados son de exclusiva responsabilidad de los/as autores/as y no de las instituciones involucradas.

The views expressed in this journal are those of the authors and is not responsibility of the institutions involved.

Nota de las editoras

Con este número RELAP inicia un nuevo calendario de publicaciones. Los dos números de RELAP que anualmente se publican saldrán ahora en el mes de enero y en el mes de julio de cada año. Con esta recalendarización buscamos incrementar el tiempo de exposición de cada trabajo dentro del año que se publica y de esta manera facilitar un mayor número de citas a los artículos publicados en la revista, lo que evidentemente podría contribuir a mejorar la posición de RELAP en el *ranking* de las publicaciones periódicas de Demografía.

Abrimos esa puerta y trabajamos en esa dirección. Aunque al mismo tiempo mantenemos una postura crítica de lo que representan los indicadores bibliométricos y los diversos elementos e intereses que determinan las reglas del juego para posicionarse en ese *ranking global*, tales como el país o región de la publicación, o el idioma de publicación. Y frente a ello nos planteamos también la prioridad de que esta publicación alimente y retroalimente el quehacer investigativo de los asociados y amigos de ALAP, contribuyendo a la generación de nuevo conocimiento global, pero también regional y específico de nuestras latitudes. Y que sea un espacio para publicación de trabajos de autores consolidados, pero también de nuevos investigadores.

RELAP 26 incluye resultados de investigaciones desarrolladas en Argentina, Brasil, Colombia, Chile y México. Intentamos, en este número al igual que en los previos, mantener una diversidad temática y de países, lo que no siempre es fácil porque hay una cierta inercia establecida en la que los investigadores de México, Brasil y Argentina nos envían más trabajos que los investigadores del resto de la región... y también algunos temas como migración y envejecimiento acaparan hoy por hoy mucho de nuestro quehacer. Por ello reiteramos la invitación a investigadores en otros países latinoamericanos y trabajando otras temáticas poblacionales a sumarse y a enriquecer nuestras discusiones y conocimientos.

Concluimos esta nota celebrando el arribo del nuevo año 2020 y deseando que el mismo ofrezca muchas oportunidades de crecimiento y alegrías para toda la familia Alapiana.

*Irene Casique
Sonia M. Frías*

Nota de las editoras

Con este número RELAP inicia un nuevo calendario de publicaciones. Los dos números de RELAP que anualmente se publican saldrán ahora en el mes de enero y en el mes de julio de cada año. Con esta recalendarización buscamos incrementar el tiempo de exposición de cada trabajo dentro del año que se publica y de esta manera facilitar un mayor número de citas a los artículos publicados en la revista, lo que evidentemente podría contribuir a mejorar la posición de RELAP en el *ranking* de las publicaciones periódicas de Demografía.

Abrimos esa puerta y trabajamos en esa dirección. Aunque al mismo tiempo mantenemos una postura crítica de lo que representan los indicadores bibliométricos y los diversos elementos e intereses que determinan las reglas del juego para posicionarse en ese *ranking global*, tales como el país o región de la publicación, o el idioma de publicación. Y frente a ello nos planteamos también la prioridad de que esta publicación alimente y retroalimente el quehacer investigativo de los asociados y amigos de ALAP, contribuyendo a la generación de nuevo conocimiento global, pero también regional y específico de nuestras latitudes. Y que sea un espacio para publicación de trabajos de autores consolidados, pero también de nuevos investigadores.

RELAP 26 incluye resultados de investigaciones desarrolladas en Argentina, Brasil, Colombia, Chile y México. Intentamos, en este número al igual que en los previos, mantener una diversidad temática y de países, lo que no siempre es fácil porque hay una cierta inercia establecida en la que los investigadores de México, Brasil y Argentina nos envían más trabajos que los investigadores del resto de la región... y también algunos temas como migración y envejecimiento acaparan hoy por hoy mucho de nuestro quehacer. Por ello reiteramos la invitación a investigadores en otros países latinoamericanos y trabajando otras temáticas poblacionales a sumarse y a enriquecer nuestras discusiones y conocimientos.

Concluimos esta nota celebrando el arribo del nuevo año 2020 y deseando que el mismo ofrezca muchas oportunidades de crecimiento y alegrías para toda la familia Alapiana.

*Irene Casique
Sonia M. Frías*

Early Poverty and Future Life Expectancy with Disability among the Elderly in Argentina

Pobreza temprana y esperanza de vida futura con discapacidad entre los adultos mayores de Argentina

Malena Monteverde

Orcid: 0000-0002-5694-5375

montemale@yahoo.com

*Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad,
Universidad Nacional de Córdoba, Argentina*

Alberto Palloni

Orcid: 0000-0002-2263-2207

palloni@ssc.wisc.edu

University of Wisconsin-Madison, USA

Montserrat Guillén

Orcid: 0000-0002-2644-6268

mguillen@ub.edu

*Departamento de Econometría, Estadística y Economía Aplicada,
Universidad de Barcelona, Spain*

Silvia Tomas

Orcid: 0000-0002-3685-9218

silviato6@yahoo.com.ar

Universidad del Este, Argentina

Abstract

Two aspects of the aging process in Latin America should be specially taken into account in order to evaluate future perspectives of morbidity among the elderly in the region: 1) Cohorts who will compose the bulk of the elderly population in the 21st century in Latin America survived to old age largely because of improvements in medicine and to a much lesser extent to amelioration of living standards, as it is the case in high income countries, and 2) a high proportion of the Latin American population still live in poor economic conditions and even these vulnerable individuals continue to experience gains in (adult and older adult) survival. We aim to evaluate to what an extent recent levels of poverty and indigence among young children

Keywords

Poverty
Early conditions
Aging
Disability

in Argentina could impact future levels of disability and demands for long-term care of older people. Our results show that given the levels of poverty and indigence in childhood observed between 1988 and 1994, the relationship between poor early conditions, and the risk of being disabled among the elderly in Argentina, life expectancy with disability at age 60 years old would increase substantially between 2000 and 2040, both in absolute and relative terms.

Resumen

Son dos los aspectos del proceso de envejecimiento en América Latina que deben tenerse especialmente en cuenta para evaluar las perspectivas futuras de morbilidad entre los adultos mayores de la región: 1) las cohortes que compondrán la mayor parte de la población de edad avanzada en el siglo XXI en América Latina sobrevivieron a la vejez en gran medida debido a las mejoras en la medicina y, en menor medida, a las mejoras del nivel de vida, como es el caso de los países de ingresos altos, y 2) una alta proporción de la población latinoamericana todavía vive en malas condiciones económicas, e incluso estas personas vulnerables siguen experimentando ganancias en la supervivencia (adultos y adultos mayores). Nuestro objetivo es evaluar hasta qué punto los niveles recientes de pobreza e indigencia entre los niños pequeños en Argentina podrían afectar los niveles futuros de discapacidad y las demandas de atención a largo plazo de las personas mayores. Nuestros resultados muestran que, dados los niveles de pobreza e indigencia en la infancia observados entre 1988 y 1994, la relación entre las malas condiciones tempranas y el riesgo de ser discapacitado entre los adultos mayores en Argentina, la esperanza de vida con discapacidad a los 60 años de edad aumentaría sustancialmente entre 2000 y 2040, tanto en términos absolutos como relativos.

Palabras clave

Pobreza
Condiciones tempranas
Envejecimiento
Discapacidad

Recibido: 14/01/2019
Aceptado: 03/06/2019

Introduction

Argentina, like most Latin American countries, is undergoing an accelerated population aging process. The growth rate of the number of older people in the region is occurring at an unprecedented rate (Palloni, Pinto, & Pelaez, 2002). Chackiel (1999) points out that while in Europe the process of aging took between 150 and 200 years, in Latin America (LA) the same phenomenon developed in about 40 to 60 years. Unlike Europe, Latin American population aging is occurring in impoverished societies, with serious inequalities in income distribution and with a demographic history that may compound the burden of disease and disability of future elderly (Palloni et al., 2002). If this is so, the demographic and health consequences of aging in low to middle income countries in Latin America is likely to be qualitatively different than in high income societies. In particular, it is possible that both the burden of illness and disability to be experienced in the future could be much higher than in high income countries with similar levels of mortality.

The World Report on Ageing and Health (WHO [World Health Organization], 2015) shows significant differences in the prevalence of disabilities in basic Activities of the Daily Living (ADL) of the elderly, among different countries of the world and a strong inverse relationship between income levels and such prevalence. The prevalence in ADL ranges from less than 5% of the population aged 65-74 in Switzerland to over 50% of the same age group in countries such as India, Ghana or the Russian Federation.

While it is possible that current levels of poverty or illness are an important determinant of levels of disability in general and ADL in particular, we conjecture that other very different mechanisms will play a role. Because ADL prevalence reflects both the burden of chronic illnesses and demands for long term care, knowing the nature of mechanisms that determine trajectories of prevalence is essential to promote efficacious policies to achieve a healthier aging in the populations of the region.

Two characteristics of unique future of demographic aging in Latin America may conspire to create conditions for a process that will be driven by the rapid expansion of adult morbidity and high prevalence of long-term care needs (LTCN). First, the main engines of the demographic aging are somewhat different from those that drive aging in high income countries. In fact, the absolute size and the rate of growth of the population that will attain ages 60 and above after 1980 or 1990 will survive to old age largely as a result of gains in survival at younger ages that took place due to improvements in medicine and to a much lesser extent to improvements in living standards (Palloni & Wyrick, 1981; Preston, 1980). Second, these same cohorts experience throughout their life course high prevalence of poor economic conditions, even though they continue to benefit from gains in survival at adult ages.

According to our own estimates computed from the micro data of the Permanent Household Survey (INDEC [Instituto Nacional de Estadística y Censos], 2019a), the percentage of the total population in Argentina under the poverty line in 2016 reached a level of 31% and was of the order of 47% among children under 15, with sharp regional differences. Thus, the provinces of Northern Argentina, especially Chaco and Misiones, experience the highest levels of poverty, while Santa Cruz (Patagonia) and the Autonomous City of Buenos Aires (the capital) have the lowest levels.

Historical series dating back to the late 1980s (1988 Buenos Aires and 2001 for the country's total urban agglomerations) reveal that, albeit subject to small scale fluctuations, poverty levels have been stubbornly high and steady. In 1988 the percentage of the total population under the poverty line was 31% (it is the average of the levels observed in May and October, when the data collection was done), a figure close to the values observed in 2016 (INDEC, 2003). The exception to this was a very short period of time between 1993 and 1994, when the lowest levels of around 17% -18% were reached (INDEC, 2003).

The last great economic crisis (in 2001) that affected the country led to unprecedented levels of poverty that reached 52% in 2002. Although high prevalence of poverty and indigence are characteristic of the last 40 years it never was part of the historical record and if judged over the long run, it is a phenomenon that characterizes the tail end of the 20th century. Arakaki (2011) shows that up until the early 1970s, poverty existed in Argentina only in marginal pockets of the population and was of relatively moderate magnitude. The prevalence of poverty began to expand in earnest only in the last third of the 20th century. This increase prompted official statistics authorities to begin tracking more precisely the trajectory and nature of the phenomenon. Systematic measurements were initiated in the 1980s, on the basis of information provided by the Permanent Household Survey (EPH).

Although the relationship between economic conditions and health is strong at all stages of the life cycle, it is especially important early in life as there is increasing evidence that adversity and poverty in early childhood have a long reach and can have powerful impacts on adult and older adult health, somewhat independently of the socioeconomic status experienced after early childhood. Recent research in epidemiology points to the existence of a strong link between health/nutrition in early childhood and health in adult life. The conjectures posed by Barker (1998) in *Mothers, Babies and Health Later in Life*, usually referred to as the *foetal origins*, *Barker's hypothesis* or *foetal programming effect*, suggests that poor foetal health (malnutrition specifically) is related to, or rather programs, the risks of diseases in adulthood, in particular, heart disease (coronary disorders) and Type II diabetes.

Recently findings for Latin American populations suggest that early health and early socioeconomic experiences have a powerful effect on the probability of being disabled later in life (Monteverde, Noronha, & Palloni, 2009).

The population of Argentina is one of the oldest in Latin America and estimates for 2012 show that the prevalence of disability in Activities of Daily Living (ADL) and Instrumental Activities of Daily Living (IADL) among people over 64 is about 26%, representing 1.1 million people with long-term care needs (Monteverde, Tomas, Acosta, & Garay, 2016).

The population older than 60 in 2000 or so are survivors of the cohorts born between 1930 and 1950, one of the periods of fastest economic growth that Argentina ever experienced, ignoring the 1929-1931 Grand Depression (Coremberg, 2014). The economic deterioration and the recurrent crises that the country begins to experience in the late 1970s, harmed these groups with particular force, but only at adult ages.

In contrast, the population that will reach 60 years of age or older in 2040 will be survivors of cohorts born on or after 1980, who were fully exposed from an early age to much worse adverse socioeconomic conditions than their predecessors. The period after 1980 was characterized not only by increases in poverty and indigence but also by massive impoverishment of the middle classes that became engulfed in rapidly deteriorating economic conditions, exposed to periods of inflation and hyperinflation with a near 40% loss of real value of wages only between 1989-1990, and massive unemployment and underemployment (Kessler & Di Virgilio, 2008). The "lost decade" of the 1980s (Minujin & López, 1994) was a uniquely intense and protracted period of economic recession aggravated by the international financial crises (the 1995-1996 'Tequila effect') and the global recession that started at the end of 1998. The economic crisis reached a peak with the end of the fixed-rate currency convertibility in 2001-2002 that induced a GDP drop of about 10.8% (Arklems+Land, 2014) and pushed poverty levels to their historical maximum to more than 50% of the total population.

Thus, the bulk of adult survivors of cohorts born after 1980 are in all likelihood uniquely scarred by exceptionally deprived conditions during infancy and childhood, adolescence and young adulthood and will enter their last stages of the life course experiencing unprecedented levels of poverty and indigence. Given the rapid rate of growth of future elderly population, the high and sustained levels of poverty experienced by the new cohorts of elderly, and the evidence connecting exposure to poor economic and nutritional conditions during prenatal and childhood development and the consequences on health in adulthood, it is pertinent to ask about what will be the levels and patterns of morbidity, disability and long-term care needs of future elderly, particularly those that experienced the brunt of economic disruptions throughout their lives.

The main goal of this research is to assess the effect of poverty levels and indigence recently observed among Argentina's children after 1980 on the prevalence and the duration of disability status (life expectancy with ADL disabilities) that they are likely to experience when they reach older ages after 2030.

Methods and data

Our objective is to assess the effect that the recent high levels of poverty and indigence known to have been experienced by cohorts aged 0-14 between the years 1988-1994 will have on their healthy life expectancy after age 60. We begin with a hypothetical population that at age 0 is composed of two subpopulations, one that experiences poverty and indigence levels observed in 1988-1994 and the other that does not. Denote each of these P_{1x} and P_{2x} respectively. The relative size of these two subpopulations should mirror observed prevalence of indigence and poverty circa 1988-1994. To survive these subpopulations, we must compute survival probabilities that will be experienced by those who were born in poverty and indigence and those who escaped such fate. Let $\{S_{1x}\}$ and $\{S_{2x}\}$ be the set of cumulated survival probabilities for each of these subpopulations respectively. Finally, we must compute the probabilities of experiencing disability at ages 60 and above in each of these subpopulations. Let these be D_{1x} and D_{2x} for $x \geq 60$. The population that will experience disability at some age $y \geq 60$ in populations 1 and 2 will be given by $PD_{1y} = P_{10} * S_{1y} * D_{1y}$ and $PD_{2y} = P_{20} * S_{2y} * D_{2y}$ respectively. Finally, we apply survival probabilities embedded in the life tables of 2008-2010 and in the projected life table to 2040 to compute healthy life expectancy using Sullivan procedure. In what follows we describe simple methods to obtain the key quantities above and disclose the most important assumptions.

Scenario of poverty and indigence among children in 1988-1994

The historical series of poverty and indigence from EPH publicly available start in 1988 and refer to the urban areas of Gran Buenos Aires (see Historical Series from INDEC, 2003). This series is available for the total population but not for age group. On the other hand, we have the EPH microdata from 2003 on that contains indigence and poverty variables for the total urban population of Argentina, thus allowing us to calculate prevalence of poverty and indigence by age groups and geographical areas. From this information, we select estimates for 2003-2006 and 2016.¹ Based on the dataset from 2003-2006 and 2016 we estimate both the total population and the population of children under 15 years old who live in poverty and indigence in all urban areas and in Gran Buenos Aires.

We observed two regularities: first, levels of poverty and indigence in Gran Buenos Aires are very close to those observed in urban areas, for example: in 2003 (second semester) the poverty rate in Gran Buenos Aires was 46 and 48% in total urban areas of Argentina; in 2004 those rates were 38% y 40%, respectively. Similar differences are observed for the whole series (INDEC, 2003). Second, according to our own estimations using EPH microdata (INDEC, 2019a), the proportion of children in poverty and indigence is tightly related to economic cycles: during recessionary periods and through crises children poverty rises and, simultaneously, the poverty gap between age groups diminishes during recessionary periods, e.g., in 2003 (second semester) poverty rate was 48% for all ages groups, and 64% among children 15 years or younger, that is, a relationship between both rates of 1.33. In contrast, during periods of economic growth child poverty diminishes, but the age gap in poverty prevalence increases: in 2006 (second

¹ We ignore the information for the period 2007-2015 since it is known to underestimate the population affected by poverty due to faulty inflation adjustments (INDEC, 2019c).

semester) poverty rate was 27% for all ages groups and 41% among children 15 years or younger, that is, a relationship between both rates of 1.52. Similarly, in 2016 poverty rate was 30% for all ages groups and 46% among children 15 years or younger, that is, a relationship between both rates of 1.54.

We use these two facts to estimate the levels of child poverty and indigence during the years for which the information is only available for the total population (from 1988 to 1994). For example, since for the whole population the level of poverty and indigence in 1988 is similar than from 2016, to approximate the rate of poverty among children in 1988 (we only know that for the whole population) we apply the observed proportion (between children and all ages) in 2016. Finally, we use the simple average of the proportions of children under the poverty and indigence approximated between 1988 and 1994 at ages below 15 and use these as our baseline prevalence figures.²

Also, the poverty and indigence indicators utilized by EPH closely resemble those used in the survey from which we estimate the correlation of poor early conditions and disability later in life (see below section “c”). According to the official definitions, an individual is classified as poor or indigent if he or she lives in a household with total family incomes under a threshold measured by the value of a total budget (poverty), and food budget (indigence). The threshold (budget values) depends on the characteristics of the family (age and sex of the members) and on the consumption of calories estimated according to those characteristics (INDEC, 2016).

Estimation of the sequences S_{ix} and S_{2x}

There are no official Argentinian life tables by poverty status. In order to estimate the quantities of interest, we follow two alternative procedures. The first is to assign to the subpopulation that experienced poverty and indigence the life tables corresponding to one of the provinces that shows the highest percentages of indigent and poor population (Chaco), according to the historical series of indigence and poverty by urban areas in Argentina (INDEC, 2019b). In turn, the subpopulation that does not experience poverty and indigence is assigned the life table of the better off area, namely, the Autonomous City of Buenos Aires, capital of the country. The second procedure is to estimate the relation between the survival curves in each province and their prevalence of poverty and indigence. The simplest relation we estimate is as follows:

$$\text{Logit } S_{ix} = c + a^* \text{Logit } S_{sx} + b^* \text{Sex} + d^* \text{Poor_EC}_i(I)$$

where S_{ix} is the probability of survival to age x in province i ; S_{sx} is the probability of surviving to age x in a suitable chosen standard life table age; Sex is a dummy variable for gender and Poor_EC_i is the rate of poverty and indigence for the population younger than 14 years.³

Model (I) is estimated from a data set containing 1,012 observations for the sex specific S_{ix} values from the official life tables for the Argentinean provinces and estimated rates of poverty and indigence in each province from the EPH. In all cases we use the (gender specific) life tables for Argentina as the standard.

2 Note that the population 14-year-old in 1994 will reach their 60th birthday in 2040 (the last year for official mortality projections).

3 The survival probabilities were obtained from official Argentinian life tables (INDEC, 2013b).

Once the parameters in (I) are estimated we can generate predicted values for the extremes of the range spawn by the variable $Poor_EC_i$ in the sample and use the resulting life tables as the ones that apply to populations with and without poverty and indigence.

Estimation of the sequences D_{1x} and D_{2x}

To estimate probabilities of disabilities according to early childhood experiences of poverty and indigence, we used SABE-Argentina (Survey on Health, Well-being and Aging in Latin America and the Caribbean) (Pelaez et al., 2003). SABE is a cross-sectional study of people aged 60 years and over carried out in seven cities of Latin America and the Caribbean (Bridgetown, Barbados; Gran Buenos Aires, Argentina; Havana, Cuba; Mexico City, Mexico; Montevideo, Uruguay; Santiago, Chile; São Paulo, Brazil), in 1999-2000. Our analysis uses the data set for Gran Buenos Aires (Ciudad de Buenos Aires and the localities around it belonging to the Province of Buenos Aires). The sample comprises 1,043 individuals. The SABE questionnaire is very broad and includes sections on demographic characteristics and family composition, cognitive assessments, health status, retrospective questions on early conditions (health, economic and nutritional status during the first 15 years of life), functional status (including basic and instrumental activities of daily living), drug prescription and consumption, uses and accessibility of health services, family and social networks, intergenerational transfers, labor history and income sources, and anthropometric measures (for all cities except for Buenos Aires). To measure poor early conditions, we use two indicators contained in SABE: (a) Early poor socioeconomic status (EC_SES), *i.e.*, having lived in a household with bad economic conditions during the first 15 years of life; (b) Early poor nutritional status (EC_NS), *i.e.*, having not eaten enough or having gone hungry, during the first 15 years of life. Note that these two indicators are quite consistent with the indicators used by INDEC in the EPH.

To assess the relationship between individuals' poor socioeconomic conditions at early ages (14 years or younger) and their risk of reporting disabilities at age 60 or older we use the following logistic model:

$$Logit\ ADL_Disab_x = c + a^* Sex + b^* x + d^* Smoke + e^* Low_Educ + f_1^* Poor_EC1_x + f_2^* Poor_EC2_x \quad (II)$$

where ADL_Disab_x is the probability of having difficulties performing any ADL (eating, bathing, dressing, crossing a room, getting up and going to bed, using the toilet). The remaining are dummy variables defined as follows: (a) Sex equals 0 for males; (b) Smoke equals 1 for individuals who currently smokes or have ever smoked; (c) Low_Educ equals 1 if years of formal education are less than 7 (equivalent to incomplete primary education or less); (d) Poor_EC1 equals 1 if elderly reports bad economic conditions of their family of origin during the first 15 years of life, and (e) Poor_EC2 equals 1 if elderly reports having not eaten enough or having gone hungry, during the first 15 years of life.

Once the parameters of model II are estimated we compute predicted prevalence of disability using the age-sex specific distribution of elderly people with and without early conditions estimated before. These rates are then combined with the Argentinean projected life tables for 2040 (by sex) and Sullivan's method is applied to compute life expectancy with disability by gender.

The counterfactual of interest to us is the following: what would healthy life expectancy at age 60 be in 2040 if the prevalence of disability remains at the levels observed in SABE-Argentina around the year 2000 and what will they be if the prevalence of disability among the elderly is estimated conditional on their experience of childhood poverty in the period 1988-1994?

Results

The effects of poor early conditions and ADL disabilities later in life

Table 1 shows estimates of parameters of the Logit models for the relation between poor socioeconomic or nutritional conditions during childhood, “Poor_EC_SES” or “Poor_EC_Nutri”, respectively, and the probability of reporting disability in any Activity of Daily Living (ADL) at 60 years of age or more. There is a strong association between poverty during childhood and the probability of reporting disability in some basic Activity of Daily Life (ADL) at age 60 and above. The association remains after controlling for age, gender, education and smoking. This association is a measure of the total effect on disability and includes the effect mediated by chronic diseases.

The estimated effect of this variable that captures nutritional deficiencies during childhood is even larger perhaps because the variable captures more severe cases of poverty during childhood than a simple measure of family’s poor socioeconomic status. Examination of the odds ratio (not shown) suggests that the chance of reporting ADL disability is 94% higher among the elderly who reported to have experienced bad socioeconomic conditions during childhood and 154% higher among those who report to have gone hungry or not having eaten enough early in life.

Table 1
Logit model of ADL probability among the elderly (60+) and poor socioeconomic and nutritional conditions early in life. Buenos Aires, 2000

| ADL_Disability | Coef. | P>z | ADL_Disability | Coef. | P>z |
|----------------|--------|-------|----------------|--------|-------|
| Age | 0.085 | 0.000 | Age | 0.084 | 0.000 |
| Sex | 0.403 | 0.074 | Sex | 0.430 | 0.066 |
| Smoke_smoked | -0.088 | 0.687 | Smoke_smoked | -0.044 | 0.844 |
| Low education | 0.574 | 0.003 | Low education | 0.642 | 0.001 |
| Poor_EC_SES | 0.663 | 0.003 | Poor_EC_Nutri | 0.934 | 0.000 |
| _cons | -8.330 | 0.000 | _cons | -8.368 | 0.000 |

Note: Low education refers to incomplete primary or less; Poor_EC_SES refers to self-reported poor socioeconomic status at 15 years old or younger; poor_EC_Nutri refers to self-reported poor nutritional status at 15 years old or younger. All estimates and standard errors computed using sampling weights.

Source: Own calculations based on SABE, 2000.

Survival to older ages according to socioeconomic conditions

About 17% of elderly in the SABE 2000 reported to have lived in households in poor socioeconomic conditions during the first fifteen years of their life whereas 11% reported to having gone hungry or not eaten enough, during childhood. In contrast, the proportion of children 15 years old or younger who were below the poverty line in

Argentina between 1988 and 1994 was on average 38% and attained a maximum of 53% in 1990. Furthermore, the average 1988-1994 prevalence of indigence was of the order of 11% and attained a maximum of 20% in 1989.

On first brush this suggests that by the year 2040, the prevalence of poor early conditions during the first fifteen years of life among elderly who attain their 60th birthday should be about 38%⁴ or more than a doubling of the figure retrieved by SABE in the year 2000. This estimate rests on the assumption that there is no mortality or migration between 1980 and 2040. While to account for migration is difficult, it is possible to correct the approximation using estimates of the survival probabilities to older ages. To do this we estimate the probabilities of surviving that a cohort born in 1980 would experience throughout their life using two procedures. First, and related with scenario 1 of the results of *Disability Life Expectancy* below, official life tables of Chaco province are applied to the population under age 15 that in 1988-1994 lived under conditions of poverty and whereas the City of Buenos Aires life table was applied to the population under age 15 that did not live in poverty in the period 1988-1994. Second, and related with scenario 2 and 3 of the results of *Disability Life Expectancy* below, we used the model (I) described in the method section above, and we set the independent variable to be equal one to estimate the survival function of poor/indigent individuals and zero for the non-poor/non-indigent ones. In both cases, the survival probabilities correspond to conditions of mortality experienced during 2010 approximately and do not reflect gains in survival that may accrue after 2010. The effect of this omission depends on whose survival improves more: if the survival gains are larger in populations with lower life expectancies in 2010 the prevalence of experiences with poor early conditions in the future will be underestimated. The opposite will happen if gains in survival are larger in populations already exposed to lower mortality levels.

Table 2
Logit model probability of survival and poverty – indigence.
Provinces of Argentina and City of Buenos Aires, 2006-2010

| Survival S(x) | Coef. | P>t | Survival S(x) | Coef. | P>t |
|---------------------|--------|-------|---------------------|--------|-------|
| Logit S(x)_Standard | 1.002 | 0.000 | Logit S(x)_Standard | 1.003 | 0.000 |
| Sex | -0.013 | 0.232 | Sex | -0.011 | 0.309 |
| Poverty | -0.004 | 0.000 | Indigence | -0.010 | 0.000 |
| _cons | 0.092 | 0.000 | _cons | 0.070 | 0.000 |

Note: S(x)_Standard is from life expectancy table for Argentina (the whole country).

Source: Own calculations based on the abbreviated age and mortality by sex tables 2008-2010 (INDEC, 2013b). Encuesta Permanente de Hogares 2006 (INDEC, 2019a).

Table 2 displays estimate of the parameters of model (I). As expected, the regression coefficient for the standard is close to 1, males experienced higher mortality than females and poverty and indigence increase mortality levels. To provide a sense of magnitude note that differences between the Chaco province and the City of Buenos Aires in life expectancy at age 60 range between 1.1 to 2.3 years, according to age and sex.⁵

4 To simplify we assume that estimates of prevalence of poverty in 1988-1994 are centered in 1990 and that the average age of those aged 0-15 in that year is about 10 and were born in 1980.

5 According to estimates by Palloni & Souza (2013), the over-mortality of the elderly who have experienced poverty during childhood is approximately 1.5 and 2.5, in countries such as Mexico, Puerto Rico and Costa Rica.

Prevalence of ADL disabilities among the elderly

According to results from the 2000 SABE-Buenos Aires survey, the prevalence of disability due to ADL at age 60 and over was of the order of 11% for men and 17% for women. After surviving forward the population that experienced poverty before age 15 in the period 1988-1994 using the two extreme life tables estimated before (Table 2) and applying predicted probabilities of disability (from Table 1), we find that the prevalence of disability when the cohorts aged 0-15 in 1988-1994 reach older ages should increase to 13% and 19% among males and females respectively. The expected prevalence of indigence should be 11% for males and 16% for females.

Disability life expectancy among the elderly

Figures 1 to 4 show the effects on life expectancy with disability for men (Figures 1 and 2), and women (Figures 3 and 4), due to expected changes in the prevalence of ADL disabilities that result from the experiences of poverty and indigence in childhood verified in Argentina between 1988 and 1994. Figures 1 (men) and 3 (women) show years of life with disability according to different levels of prevalence of disability and poverty. Figures 2 and 4 do the same but using experiences of indigence instead of poverty. Finally, Figures 5 and 6 show the effects (by sex) as proportion of years of life expectancy with disability, compared to the total residual life expectancy at 60 years and over.

The baseline scenarios correspond to life expectancies with disability that result assuming disability prevalence at levels observed in 2000 and survival probabilities in the 2000 life table and in the official projected life table for 2040. Scenarios 1 and 2 correspond to projected prevalence of disabilities that result from poverty levels among those younger than 15 that were observed between 1988 and 1994 and the two approximations of the worst and best probabilities of survival. Scenario 3 is analogous but uses instead 1988-1994 observed indigence prevalence.

Figure 1 shows that the years of life with disability among men aged 60 would increase from 2.3 years in 2000 to 3.8 years in 2040 (65%). Of the total increase (1.5 years) almost 30% is attributable exclusively to the increase in poverty levels experienced during early childhood and its effects on disability prevalence. The remaining 70% of the increase is a consequence of the rise in residual life expectancy.

Figure 2 shows the effects when we use prevalence of indigence. Because the 1988-1994 levels of indigence do not imply increases in the prevalence of disabilities compared to that observed in 2000, the growth in the expected duration of the disability is entirely due to the increase in the (officially) projected residual life expectancy, exclusively.

Figure 3 shows that life expectancy with disability at age 60 among women would increase from 5.2 to 7.3 years (40%). Of the total increase of 1.4 years, 30% is due to increases in experiences of early poverty and 70% to increases in projected residual life expectancy between 2000 and 2040. Figure 4 uses indigence instead of poverty and shows that expected years of life in disability would increase from 5.1 to 6.5 at age 60 but that the overall increase is due to projected life expectancy increases not to the early experiences of indigence.

Finally, Figures 5 and 6 show that poverty and indigence will be responsible for more than trivial *relative* increases of disability.

Figure 1
Disability life expectancy 60+, poverty scenarios
Argentina 2040, males

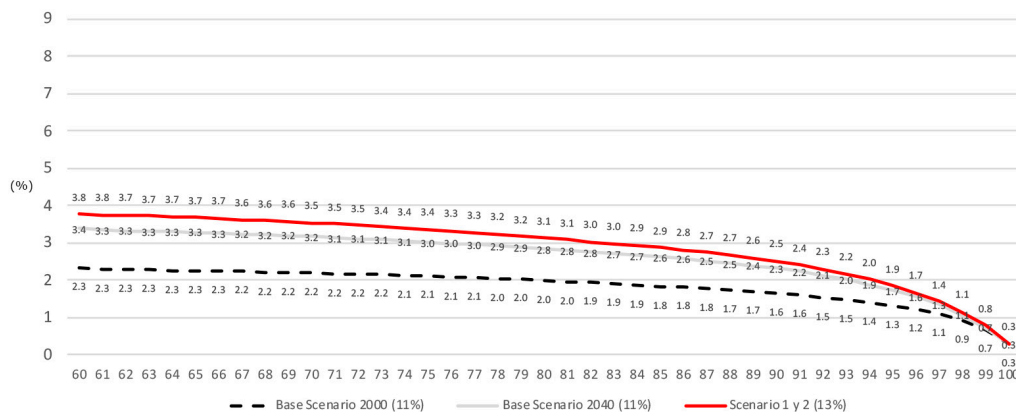


Figure 2
Disability life expectancy 60+, indigence scenarios
Argentina 2000-2040, males

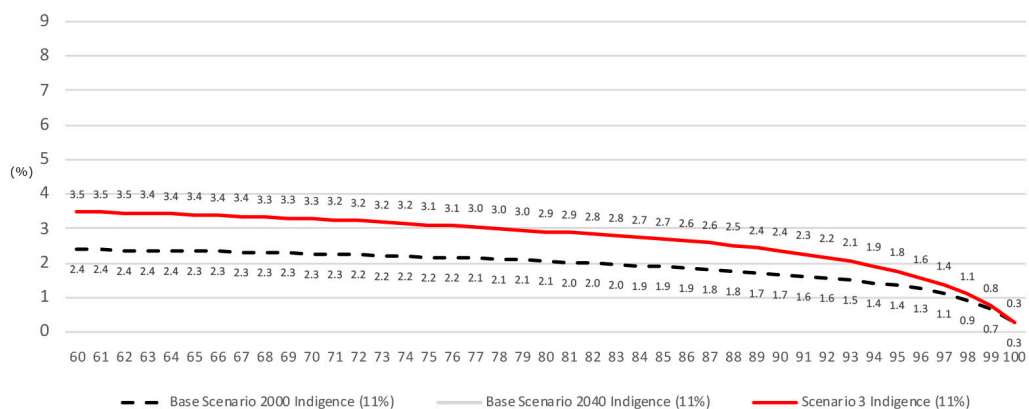


Figure 3
Disability life expectancy 60+, poverty scenarios
Argentina 2040, females

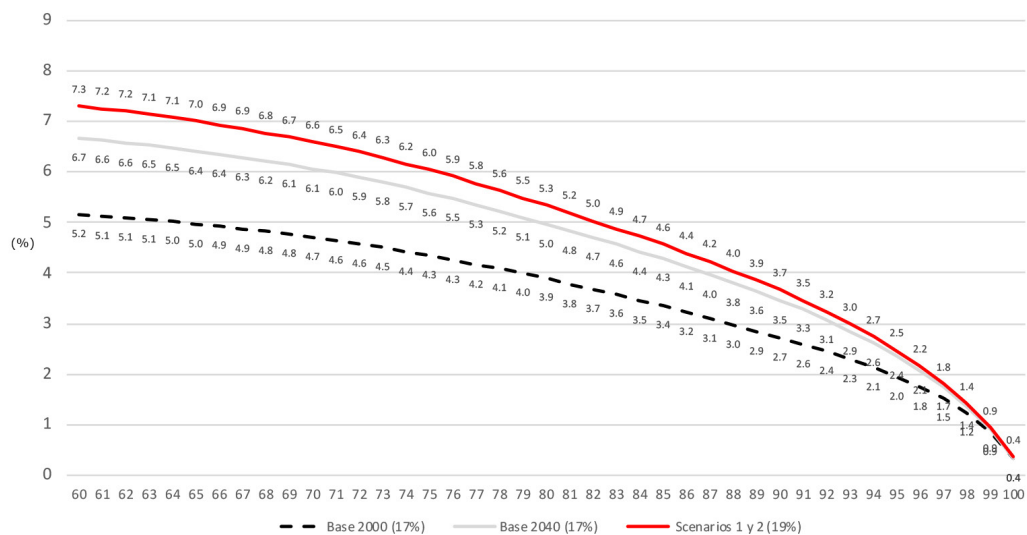


Figure 4
Disability life expectancy 60+, indigence scenarios
Argentina 2000-2040, females

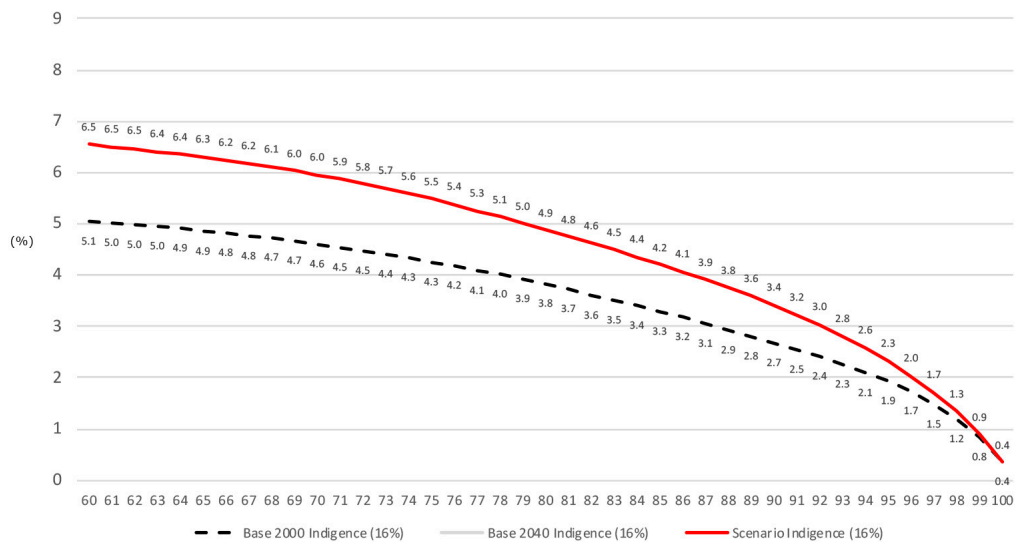


Figure 5
Disability life expectancy 60+ / Total life expectancy 60+
All early condition scenarios, Argentina 2000-2040, males

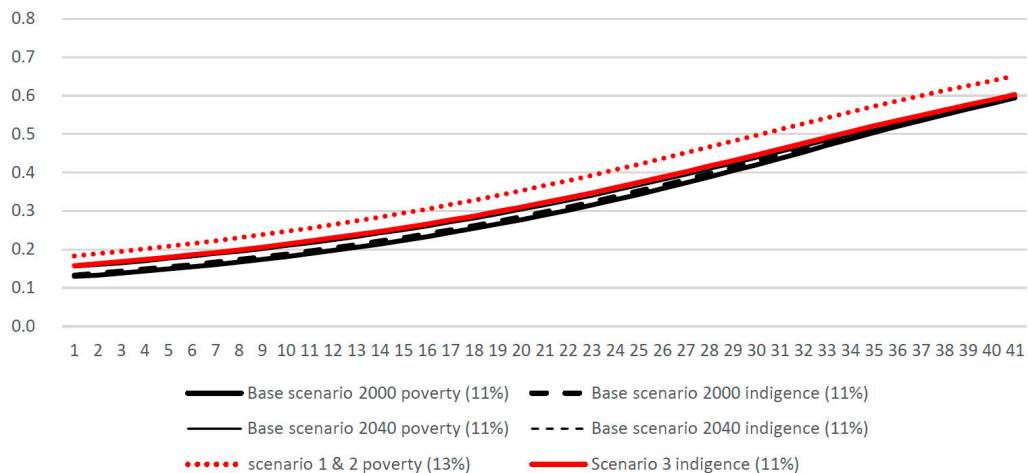
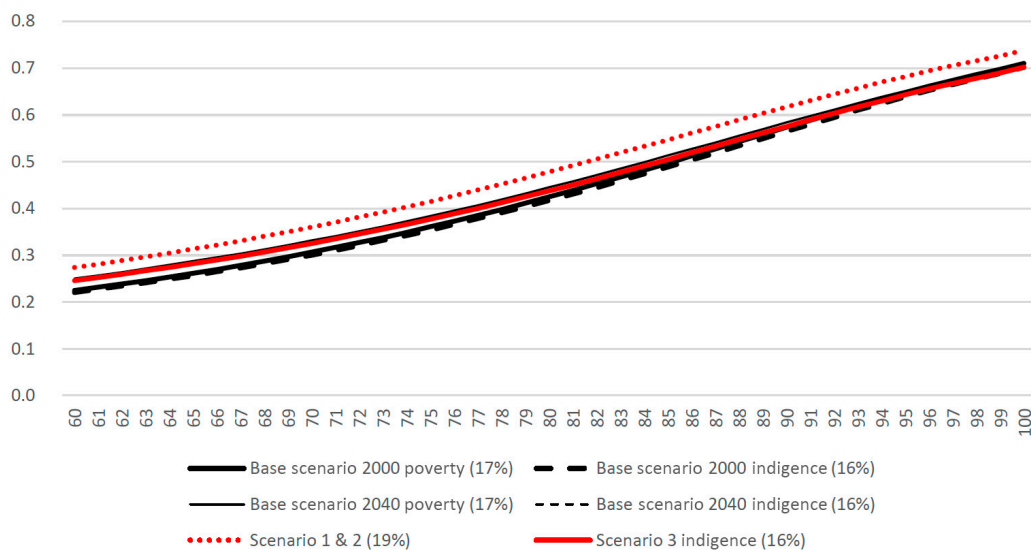


Figure 6
Disability life expectancy 60+ / Total life expectancy 60+
All early condition scenarios, Argentina 2000-2040, females



Conclusions

Economic instability is the main characteristic of the Argentinian economy since the late 1970s and has had massive effects on levels and trends of poverty and indigence among the population in general and among children in particular. The effects of these trends are pervasive in many birth cohorts that will attain older ages after having been scarred by adverse early experiences.

While people's health and functional status depend on the influence of multiple factors throughout their life cycle, a growing body of literature shows evidence of the important role that economic, nutritional, and health conditions at early ages play in the long-term. These effects seem to persist even if conditions improve later. What could then be the consequence of these relations for those birth cohorts in Argentina that experienced the brunt of a protracted and severe economic depression and stagnation? In this paper we sought to estimate the extent to which the high levels of poverty and extreme poverty (indigence) in childhood experienced since the late 1980s and early 1990s in Argentina can influence the future profile health and disability of the elderly. We use a standard approach and assess the functional status of the elderly with a battery of Activities of Daily Living that reveal the extent of elderly dependency long-term care needs of the elderly.

Our results show unfavorable future scenarios for the cohorts that will reach advanced ages in the next 20 to 30 years. We assumed that the observed relation between conditions of poverty and indigence in childhood and the probability of reporting disabilities in adult ages remains steady over time. In addition, we approximated future survival for cohorts of children who were exposed to poor early conditions. The resulting estimated levels of life expectancy in disability suggest that Argentina will experience an aging population under conditions of expansion of morbidity, *i.e.*, with a significant proportion of years of life expectancy lived in poor functional status.

According to official projections (INDEC, 2013a), total life expectancy at age 60 between 2000 and 2040 will increase from 18 to 22 years for men and from 23 to almost 27 years for women. Of the total years of life gained, a large proportion will be years of life with some disability in ADL and this implies an increase in the duration of the years of life in poor functional status as well as in the fraction of residual life expectancy with poor health.

This study has several limitations. First, the relationship between early conditions and functional status at older ages depends on self-reported information. Information on early conditions comes from a module of the SABE survey containing retrospective information elicited from people aged 60 years and older. Similarly, indicators of older-age functional conditions are retrieved from respondent's answers to a standard battery of questions. While the self-reported nature of conditions may involve some biases, it is not clear in what direction they may go and how they could affect the high degree of association found between the two conditions. A systematic bias that would overlay the role of disability in the future could result if respondents who tend to be more disabled also provide negative assessment of economic and nutritional conditions they experienced in childhood. To rule out this possibility we assessed the consistency of self-reported information by examining the disease profile of the individuals that self-reported functional difficulties. Information on chronic illnesses is retrieved from questions of the type "Has a doctor ever told you..." and any biases that may affect responses to these must be of a different nature than those that affect responses to the battery on disability. It turns out that people with ADL difficulties experience systematically higher prevalence of chronic diseases,

lower levels of education, and are more likely to be female and experience increasing prevalence with age. These patterns are in line with expectations and suggest that functional difficulties reports follow an expected demographic and health profiles and are less likely to be systematically biased.

In addition, a limitation related to the source of information is the fact that the SABE survey is based on a representative sample of the adult population in Great Buenos Aires (Autonomous City of Buenos Aires and 24 highly populated municipalities in the Province of Buenos Aires), which represents 35% of the population aged 60 or above in the whole country (INDEC, 2010b).

That source of information is used for the two fundamental addressed in this study. Namely, (a) to estimate the relationship between poverty in childhood ages and the risk of having disabilities in the adulthood or older ages and (b) to estimate the prevalence of disabilities in elderly men and women in the base year (2000) and, subsequently, to estimate life expectancies with disabilities.

Regarding the first aspect, the implicit assumption is that the relationship between the two conditions (childhood poverty and disability at later ages) is constant and, accordingly, the results of Great Buenos Aires can be extrapolated to the whole country. Moreover, we note that in a previous study we also found that the relationship between poverty in childhood and disabilities in adulthood and old age is quite similar in different population even if we consider other countries in the region (Monteverde et al., 2009).

Regarding the second aspect, the prevalence of disabilities referred to in point (b), we find that when the prevalence of “Permanent Difficulties or Limitations” (closely related to the condition of disability) for populations aged 60 or above is estimated, and even more, when using the most recent population Census 2010 (INDEC, 2010a), the prevalence for the population in Great Buenos Aires is similar to the prevalence in the whole country, with values around 34% (for Great Buenos Aires) and 37% (for the whole country). This suggests that our assumption is reasonable, or even a slightly conservative.

An additional fact is that our work is based on models that assume that the observed relationships at one time point are stable along time and this could not be true as far as, for instance, medical advances might influence the evolution of the analyzed links between childhood conditions and adulthood or older age disabilities. In the particular case analyzed in this study, inference is based on the existence of those fundamental relationships in the future behavior of the prevalence of disabilities and a measure (constant over time) is established to capture the effect of early conditions on the probability of suffering disabilities at advanced ages. Knowing to what extent medical advances will impact the effect of early conditions is not at all clear. This question is clearly linked to the discussion on the compression or the expansion of morbidity/disability related to the aging process of populations in different regions and countries in the world (Jagger et al., 2006).

Another limitation is rooted in the estimates of survival probabilities. The official life tables for Argentina do not provide information disaggregated by economic conditions and differentials by experience of early poverty had to be approximated using aggregate relations between mortality levels in provinces and their aggregate levels of poverty. These relations may not translate precisely the effects of individual or group experiences of poverty on individual or group survival. However, it is unlikely that relations at the individual or group level are too distant from the aggregate relations we estimated. Furthermore, because or projections ignores mortality

improvements that could be experienced after 2000, the most likely outcome is that we are underestimating the future prevalence of early poverty experiences among the future elderly.

Finally, the quantification of poverty in Argentina is of recent origin and may contain flaws. Thus, initial assessments from EPH between 1988 and 2000, refer to Greater Buenos Aires only, an area that includes the Autonomous City of Buenos Aires and a group of municipalities that surround it. Starting in 2001 the data refer to urban agglomerations. Comparing poverty and indigence rates of the total urban agglomeration and those of the Greater Buenos Aires after 2001 reveals similarities and we are confident that the time series after 1988 that we used by piecing together two segments retrieved from different populations does not pose a serious problem.

Despite the above shortcomings, our results are online with initial expectations that future Argentinian elderly may experience expansion of disability (and morbidity) as a result of potentially harmful early childhood conditions. The Argentinian case is a special one as its long lasting and severe economic crisis, unusual even in a continent where recurrent economic crises are a rule, led to increasing poverty and indigence among a very large population of children, exceeding several times the standard levels of poverty that Argentina or any other middle income country normally experience.

Acknowledgements

To Hilario Ferrea for his contributions to the construction of the historical series of poverty in indigence of Argentina. We also want to thank the comments of the RELAP reviewers for their excellent suggestions for improving the original version.

References

- Arakaki, A. (2011). *La pobreza en Argentina 1974-2006. Construcción y análisis de la información*. Documento de Trabajo, (15). Buenos Aires: Universidad de Buenos Aires. Retrieved from http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/docin/docin_ceped_d_015.pdf
- Arklems+Land (2014). *PBI Arklems. Encadenado Tornquist. Tasa de variación anual*. Retrieved from <https://arklems.org/pbi>
- Barker, D. J. P. (1998). *Mothers, babies and health in later life*. Edinburgh: Churchill Livingstone.
- Chackiel, J. (1999). El envejecimiento de la población latinoamericana: ¿hacia una relación de dependencia favorable? Trabajo presentado en el *Encuentro Latinoamericano y Caribeño sobre las Personas de Edad*. Santiago de Chile: Cepal. ONU: LC/L.1411-P, (pp. 31-50). Retrieved from <http://www.cepal.org/es/publicaciones/7152-envejecimiento-la-poblacion-latinoamericana-relacion-dependencia-favorable>
- Coremberg, A. (2014). *PBI Argentina 1913-2013: de las tasas chinas a los pocillos sin café*. Serie Arklems Encadenada. Retrieved from <http://focoeconomico.org/2014/12/30/pbi-argentina-1913-2013-de-las-tasas-chinas-a-los-pocillos-sin-cafe-serie-arklems-encadenada>
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2003). *Evolución de la indigencia, la pobreza y la desocupación en el GBA desde 1988 en adelante*. Retrieved from <https://www.indec.gob.ar>

- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2010a). *Censo 2010*. Retrieved from <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-135>
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2010b). *Censo Nacional de población, Hogares y Viviendas 2010*. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-BasesDeDatos-6>
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2013a). *Estimaciones y proyecciones de Población 2010-2040. Total del país. Serie Análisis Demográfico*, (35). Retrieved from https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/proyeccionesyestimaciones_nac_2010_2040.pdf
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2013b). *Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad, 2008-2010. Total del país y provincias. Serie Análisis Demográfico*, (37). Retrieved from https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/tablas_mortalidad_20082010.pdf
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) 2016. La Medición de la Pobreza y la Indigencia en la Argentina. *Metodología INDEC*, (22). Disponible en: http://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/EPH_metodologia_22_pobreza.pdf?_ga=2.248750983.1845391170.1500900675-750384352.1489924803
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2019a). Bases de datos. *Encuesta Permanente de Hogares (EPH)*. Retrieved from <https://www.indec.gob.ar/bases-de-datos.asp>
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2019b). *Series históricas. Series de la EPH Continua*. Retrieved from https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-bases_EPH-tabulado_continua
- INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) (2019c). *Sobre la publicación de los índices de pobreza e indigencia*. Retrieved from https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/anexo_informe_eph_23_08_16.pdf
- Jagger, C., Matthews, R., Spiers, N., Brayne, C., Comas-Herrera, A., Robinson, T., Lindsay, James, & Croft, P. (2006). *Compression or expansion of disability? Forecasting future disability levels under changing patterns of diseases*. London: King's Fund. Retrieved from [http://eprints.lse.ac.uk/4459/1/Compression_or_expansion_of_disability_forecasting_future_disability_levels_under_changing_patterns_of_diseases.\(LSERO\).pdf](http://eprints.lse.ac.uk/4459/1/Compression_or_expansion_of_disability_forecasting_future_disability_levels_under_changing_patterns_of_diseases.(LSERO).pdf)
- Kessler, G., & Di Virgilio, M. M. (2008). La nueva pobreza urbana: dinámica global, regional y Argentina en las últimas dos décadas. *Revista de la Cepal*, (95). ONU: LC/G.2382-P. Retrieved from <https://www.cepal.org/es/publicaciones/11250-la-nueva-pobreza-urbana-dinamica-global-regional-argentina-ultimas-decadas>
- Minujin, A., & López, N. (1994). Nueva pobreza y exclusión. El caso argentino. *Nueva Sociedad*, (131), 88-105. Retrieved from <https://huso.org/articulo/nueva-pobreza-y-exclusion-el-caso-argentino>
- Monteverde, M., Noronha K., & Palloni, A. (2009). Effect of early conditions on disability among elderly in Latin America and the Caribbean. *Population Studies*, 63(1), 21-35. doi: 10.1080/00324720802621583
- Monteverde, M., Tomas, S., Acosta, L., & Garay, S. (2016). Envejecimiento poblacional y magnitud de la dependencia en Argentina y México: perspectiva comparada con España. *Revista Latinoamericana de Población*, 10(18), 135-154. doi: 10.31406/relap2016.v10.i1.n18.6
- Palloni, A. (2006). Reproducing inequalities: Luck, wallets, and the enduring effects of childhood health. *Demography*, 43(4), 587-615. doi: 10.1353/dem.2006.0036

- Palloni, A., Pinto, G., & Pelaez, M. (2002). Demographic and health conditions of aging in Latin America and the Caribbean. *International Journal of Epidemiology*, (31)4, 762–71. doi: 10.1093/ije/31.4.762
- Palloni, A., & Souza, L. (2013). The fragility of the future and the tug of the past: Longevity in Latin America and the Caribbean. *Demographic Research*, 29(21), 543–578. doi: 10.4054/DemRes.2013.29.21
- Palloni, A., & Wyrick, R. (1981). Mortality decline in Latin America: Changes in the structure of causes of death, 1950-1975. *Social Biology*, 28(3-4), 187-216. doi: 10.1080/19485565.1981.9988458
- Preston, S. (1980). Causes and consequences of the mortality decline in less developed countries during the twentieth century. In R. Easterlin. (Ed.), *Population and economic change in developing countries* (pp. 289-360). Chicago: University of Chicago Press. Retrieved from <https://www.nber.org/chapters/c9667.pdf>
- Pelaez, M., Palloni, A., Albala, C., Alfonso, J. C., Ham-Chande, R., Hennis, A., Lebrão, M. L., Lesn-Diaz, E., Pantelides, E., & Prats, O. (2003). *SABE - Survey on Health, Well-Being and Aging in Latin America and the Caribbean 2000*. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research. doi: 10.3886/ICPSR03546.v1
- WHO (World Health Organization) (2015). *The World Report on Ageing and Health*. Retrieved from <https://www.who.int/aging/events/world-report-2015-launch/en>

The Impact of Pensions and Private Transfers on Rural Poverty in Brazil*

El impacto de las pensiones y las transferencias privadas en la pobreza rural en Brasil

Gilvan Ramalho Guedes
Orcid: 0000-0001-8231-238X
grguedes@cedeplar.ufmg.br

Kenya Noronha
Orcid: 0000-0002-7174-6710
knoronha@cedeplar.ufmg.br

Sueli Moro
Orcid: 0000-0002-3034-1813
smoro@cedeplar.ufmg.br

Mariângela Antigo
Orcid: 0000-0003-3444-792X
maantigo@cedeplar.ufmg.br

Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil

Abstract

Combining different data sources to create a balanced panel of rural state units of analysis, we estimate the impact of pensions (public) and inter-household (private) monetary transfers on the dynamics of rural poverty in Brazil between 1996 and 2015. We combine data from the Brazilian National Household Survey and administrative data from State Statistics Bureaus, in order to estimate a Generalized Method of Moments-System dynamic panel model for poverty. Controlling for demographic composition, GSP (Gross State Product) agricultural share, GSP share to GNP (Gross National Product), educational attainment, unemployment rate, and land concentration, we focus on how pensions and inter-household transfers, as well as their interaction, affected the dynamics of poverty in the rural contemporary Brazil through an increase in the investment capacity

Keywords

Poverty
Dynamic
GMM-system
panel model
Public transfer
Private transfer
Rural Brazil

* This paper was previously presented at the VI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población.

of households. Our results show a significant and positive impact of both transfers on poverty dynamics, with scale dominance for the retirement income. Despite controls used, poverty persistence is still significant in contemporary rural Brazil, suggesting that both transfers, even when combined, are limited to fight the structural component of poverty.

Resumen

En este artículo estimamos el impacto de las pensiones (transferencias públicas) y las transferencias monetarias (privadas) entre hogares en la dinámica de la pobreza rural en Brasil entre 1996 y 2015. Para ello, combinamos los datos de la Encuesta Nacional de Hogares y datos administrativos de la Oficina Estatal de Estadística para estimar un modelo de panel dinámico de la pobreza utilizando el método generalizado de los momentos, y controlando por la composición demográfica, la participación agrícola en el producto bruto estatal (GSP), la participación del GSP en el producto nacional bruto (PNB), el nivel educativo, la tasa de desempleo y la concentración de la tierra. Nuestros resultados muestran que hay un impacto significativo y positivo de ambas transferencias en la dinámica de la pobreza, con predominancia de los ingresos por pensión. A pesar de los controles utilizados, la persistencia de la pobreza sigue siendo un problema importante en el Brasil rural contemporáneo, lo que sugiere que los ingresos combinados son limitados para fomentar la capacidad de inversión de los hogares.

Keywords

Pobreza
Modelo GMM-
Sistema de Panel
Dinámico
Transferencia
pública
Transferencia
privada
Brasil rural

Recibido: 14/01/2019
Aceptado: 19/08/2019

Introduction

In the last 25 years the Brazilian economy has undergone impressive economic and social transformations, leading to a significant improvement in well-being. Hyperinflation was eliminated, more individuals gained access to the consumer market (Rocha, 1996), the informal sector has shrunk (Corseuil, Moura y Ramos, 2011), and the real value of the minimum wage has increased (Saboia, 2007). There has also been a decline in inequality due to government efforts to provide income to the most needed, such as the Bolsa Família program (BF), the Benefício de Prestação Continuada program (BPC), and the subsidized credit to family agriculture and housing (Araujo & Flores, 2017; Guedes & Araújo, 2009; Januzzi, 2016). The expansion of the Social Security to the rural areas and the right of the rural elderly women to access non-contributory retirement were also an important social instrument of sectorial income redistribution in the last two decades (Alcantara, 2016; Kreter & Bacha, 2006; Valadares & Galiza, 2016). There was an increase in poverty and inequality since 2015 (Rocha, 2019) and unemployment is currently affecting 13.4 million Brazilians (IBGE, 2019). Under this scenario, the role played by the social security system is key to assure minimum living conditions, especially among the rural population.

The current rural pension system encompasses three types of eligible beneficiaries: rural workers, individual contributors, and special insured. The first group contributes financially to the system exactly as their urban counterparts. The second group

comprises those who provide temporary labor and are frequently involved in precarious working conditions. The special insured are those involved in family agriculture, including their partners and children above 16 years old who work under this labor regime. This category represents 99% of total eligible rural workers in Brazil (Valadares & Galiza, 2016). To be able to retire, a rural worker must be at least 60 years, if a man, and 50 years, if a woman. It is also mandatory to prove 15 years of involvement in rural activities. Since mid-2006, the rural worker is also supposed to contribute 2.1% on the total gross agricultural revenue, waived for those producing for self-consumption (Stivali, 2017). In Brazil, the rural pension system is the most comprehensive among the developing countries in regard to its coverage and the targeting of the poor (Afonso & Fernandes, 2005; Mesa-Lago, 1994; Zuanazzi, Fochezatto, & Júnior 2018). These features are not intentional as entitlement requirements are not exclusively based on income (Schwarzer, 2000; Valadares & Galiza, 2016). Furthermore, the rural retirement system has been seen as instrumental in the reduction of both social unrest and opposition to the restructuring of the agricultural sector during the import substitution industrialization model in Brazil, as well as a mitigation mechanism for rural-urban migration (Oliveira & Aquino, 2017). This institutional and political environment, fueled by the universalization principles brought about by the 1988 Brazilian Constitution, set the basis for the expansion of benefits to all rural households (Zuanazzi et al., 2018).

Empirical evidence suggests that public transfers, specially pensions, and the dynamics of the job market (Medeiros, Souza, & Castro, 2015) were the leading causes of poverty and inequality decline in Brazil since 1995 (Barbosa & Constanzi, 2009; Hoffman, 2010; Soares, 2006). Some qualitative and local studies for rural areas suggest that the impact of public transfers on poverty and inequality is apparent at both the household and municipality levels (Albuquerque, Lobo, & Raimundo, 1999; Augusto & Ribeiro, 2006; Oliveira & Aquino, 2017). However, the long-term dynamics for the country as a whole is largely unknown. The only exceptions are the studies conducted by Marinho & Araujo (2010), Caetano & Monasterio (2014) and Valadares & Galiza (2016). These three studies analyze the link between pension and poverty nationally but use different strategies. Valadares & Galiza (2016) use microlevel data to simulate different scenarios of change in eligibility, coverage and above-inflation adjustment of the rural pension benefit. This is a particularly interesting study as it incorporates the recent debate in Brazil on how the public pension system should change to meet its long-term fiscal sustainability. The first simulation is the most extreme, assuming how the headcount poverty ratio would change if rural pensions were eliminated. According to their findings, poverty would increase from 49.5% to 67.0% in 2014. The second simulation unpegs the adjustment of the pension value to the real gains of the minimum wage. In this scenario, poverty would increase to 53.2%. The third simulation considers that only individuals 65 years and above would be eligible for the receipt of the rural benefit. In this case, poverty would jump to 57.5 per cent.

Caetano & Monasterio (2014) and Marinho & Araujo (2010) look at the link between rural pensions and poverty/inequality indices using macrolevel data. Caetano & Monasterio (2014) found that GNP (gross national product) and the public pension transfers are negatively correlated, as are the GNP and the beneficiary/contributor ratio. The authors point to a redistributive flow from richer, more urban municipalities to the poorest and predominantly rural ones. This result is suggestive of a progressive system, contributing to the reduction of the Brazilian regional inequality. Marinho & Araujo (2010) take a slightly different approach, looking at how pensions impact poverty at the rural state level directly. Their study, however, comprises a shorter period of time (1995 to 2004),

when expansion of the consumer and labor market was still in its first steps. It also lacks some important predictors of poverty dynamics in their econometric specification, such as the contribution of the agricultural sector to the GNP, land concentration, and the percent contribution of the regional gross product to the GNP. Thus, contemporary analysis of the impact of transfers on the rural Brazil is an important empirical question not fully addressed. This becomes even more relevant in times where the increasing demographic pressure on the social security system threatens its ability to maintain itself in the absence of a profound reform, despite its form, extension, and inclusion/exclusion criteria (Zuanazzi et al., 2018).

One of the main caveats that prevents the universalization principle to fully insure eligible beneficiaries are the criteria used by the government to classify a person as special insured. To prove the minimum of fifteen years linked to rural activities one has to provide documents in addition to interviews and witnesses. In a setting where informality prevails, judgement of the validity is subjective, yielding 30 % of the benefits received under judicial claims (Valadares & Galiza, 2016). In addition to the high levels of informality, differences in age structure and how families and the government work to smooth consumption in later stages of the life cycle limit the scope and impact of the public pensions on poverty reduction in Brazil. Miranda (2007) shows that a higher proportion of households in the rural areas receives monetary transfers from other households than their urban counterparts. He also found that monetary transfers decline for families that become eligible for the rural retirement income. This crowding out effect suggests that families and the government work complementary. Moreover, because the age structure of the rural population is younger, many households are not eligible to receive the rural pension income. This demographic feature makes them more dependent on other sources of income, including private monetary transfers (Guedes, Queiroz, & VanWey, 2009; Raad & Guedes, 2015; Turra & Queiroz, 2005).

The international literature on the distributive effect of private transfers in rural populations has been long established (Barham & Boucher, 1998; Stark, Taylor, & Yitzhaki, 1986; Taylor, Moran, Adams, & López-Fieldman, 2005), but has yielded conflicting results. The most convincing theoretical argument and empirical evidence in the literature suggests that monetary transfers are mainly a positive benefit of selective migration (VanWey, Hull, & Guedes, 2013). These transfers, also called remittances, are higher among origin-areas with short-term tradition to outmigration. As outmigration becomes more prevalent, risk declines due to social network returns, and origin-household incomes and remittances become then less positively or even negatively correlated (Stark et al., 1986; VanWey, 2004). Literature on private transfers and poverty is less established, and few empirical studies can be found. Taylor and collaborators (2005) argue that remittances may influence poverty in two possible ways. They might reduce poverty in origin areas by shifting population from low-income rural sectors to higher-income economic sectors through migration. Conversely, they may be inefficient in reducing poverty if migration is risky and costly, which prevents poor households from accessing migrant labor markets. Evidence support the optimistic view that private transfers are efficient in reducing poverty and increase their impact when social networks diffuse, reducing the cost or the risk of migration among the poor (Taylor et al., 2005). Whenever these transfers are invested by the households in the origin areas, their dependence on this particular income source is likely to decline in the long run. However, because of their instability and unpredictability, private transfers seem to have limited ability to fight poverty structurally (Adams, 1996; De Sherbinin et al., 2008; VanWey, 2004; VanWey et al., 2013).

The aim of this study is to estimate the impact of public pensions and inter-household monetary transfers on rural poverty in Brazil. We analyze the evolution of rural-state level wellbeing indicators from 1996 to 2015 using a GMM-system (Generalized Method of Moments) dynamic panel regression model.

Data

To estimate the impact of pensions and inter-household monetary transfers on poverty indicators, we combined microdata from the Brazilian National Household Survey (PNAD) from 1996 to 2015 with state level data derived from State Statistics Bureaus, Government State Offices, and SUFRAMA (Superintendência da Zona Franca de Manaus, in Portuguese). These state level data are compiled and made publicly available by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). PNAD is also collected and distributed by IBGE.

We started by using PNAD data at the individual level and generating a series of drivers of poverty, using both individual and household-level information. Then, we collapsed all individual-level data among the rural population at the state level, creating a panel of aggregate data at the rural-state level from 1996 to 2015. Because PNAD is not collected in years when the Demographic Census is conducted, we would lose two years over the period analyzed. Thus, we interpolated the missing years (2000 and 2010) using the values of each variable from years right before and after, creating a balanced panel dataset with $N = 27$ states¹ and $T = 19$ years. We opted for constraining the analyses to include all rural-state units, but the 7 units belonging to the rural North. This was necessary since PNAD is not representative of the rural areas of states from the North Region in Brazil before 2004. From PNAD microdata we estimated the following variables: poverty indices, inequality indices, retirement income, interhousehold monetary transfers, educational attainment, land concentration indices, and the unemployment rate. From IBGE aggregate data we estimated the state contribution to the Brazilian GNP and the agricultural share of the Gross State Product (GSP). Details of variable construction are given in the next section.

Variables construction

Dependent variables

Our dependent variable is represented by poverty indices of the Foster-Greer-Thorebecke family (Foster et al., 1984). Poverty then will be measured by the following three FGT measures: the headcount ratio (P_0), the poverty gap (P_1), and the squared poverty gap (P_2). Each of these measures requires a previously established poverty line, z . With the poverty lines correctly specified, the poverty headcount ratio (P_0) is defined by:

$$P_0 = \frac{h}{n} \quad (1)$$

where h is the number of poor individuals in a population with n persons, with restriction $0 \leq P_0 \leq 1$. This is a measure of incidence or extension, not taking into account poverty intensity. Thus, P_0 is insensitive to decline of a poor's income (Hoffmann, 2000; Simão,

¹ Distrito Federal (DF) is included as a typical state. Because it is mainly urban, we performed analyses excluding it, but results did not change. So, to avoid reduction in sample size we decided for keeping DF in the final results.

2004). If income insufficiency is considered as the difference $z - x_i$, with $i \leq h$, where z is the poverty line and x_i the income from the i -th poor, the income poverty insufficiency ratio, I , can be defined as:

$$I = \frac{1}{hz} \sum_{i=1}^h (z - x_i) \quad (2)$$

where hz is the maximum value for income insufficiency if all h poor persons had no income. Thus, the higher the value I the lower the average income of the poor relative to z . If one calls m as the average income of the poor, given by:

$$m = \left(\sum_{i=1}^h x_i \right)^{-h} \quad (3)$$

it can be shown that:

$$I = 1 - \frac{m}{z} \quad (4)$$

Equation (4) shows that, for given values of z and m , I is insensitive to the number of poor persons (h). Measures P_o and I are complementary, the former being insensitive to poverty intensity and the latter to poverty incidence (Hoffmann, 1998). Foster, Greer, and Thorbecke (1984) proposed a class of poverty measures, given by the general formula:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^\alpha \quad (5)$$

where $\alpha \geq 0$. It can be shown that $0 \leq \varphi(\alpha) \leq 1$, with the following extreme cases: when $\varphi(\alpha)=0$, all individuals have $x_i > z$; when $\varphi(\alpha)=1$, all individuals have $x_i=0$. Class measure (5) summarizes all above measures, P_o and I . When $\alpha=0$, Equation (5) becomes P_o , while $\alpha=1$ represents $P_o I$. The latter measure is called poverty gap (P_1). When $\alpha=2$, FGT represents the severity of poverty (P_2). The measure P_2 is a function of both P_o and P_1 and of a coefficient of variation for the income of poor individuals, as shown in Hoffmann (1998). Therefore, P_2 is sensitive to the number of poor individuals, how poor they are, and how unequal they are among them (Hoffmann, 2000).

FGT poverty indices are decomposable, that is, their values at the aggregate level may be reconciled by averaging out lower-level indices (such as state or municipality levels), with weights being given by the lower-level share to the aggregate level. They also meet the focal axiom, since they are all insensitive to variation in non-poor income (Expert, 2006; Hoffmann, 1998). Other desirable properties for axiomatic indices are not met by all the three measures. For instance, P_o does not meet two properties: 1) monotonicity, because it is insensitive to variation of the income among the poor individuals, 2) focal axiom, because it does not respond to within-poor income redistribution. P_1 , while satisfying the monotonicity axiom, does not respond to the focal axiom. The only FGT measure satisfying all the axiomatic properties is P_2 , but it is the less intuitive to interpret (Expert, 2006). The different dimensions of income poverty covered by the three FGT indices described above justify their separate use for the analyses given in this study. Here we present results for P_o only, but all regression results using P_1 and P_2 are available upon authors' request.

Because the cost of living is heterogeneous in different parts of Brazil (including rural-urban differences), we used the regional poverty lines estimated by the Brazilian Institute for Applied Economics² (IPEA, 2018). The original IPEA data on regional poverty lines are available for the period 1976-2009, although years when PNAD is not collected have missing information for the series. Thus, we need to estimate values for 2000, 2010, and 2011 to 2015. For 2000 we used the average value from 1999 and 2001 for each regional value. For the years 2010 and 2011 to 2015, we used forecasted values from an ARIMA (0,1,1) time series model. Because all series showed unit root, requesting correction for changing averages over time, deterministic projections would be naïve estimates. Estimates of the regional poverty lines used in our poverty measures are available upon authors' request.

Independent variables

Our two state variables are the rural retirement income and income received from other households. These are our proxies for public and monetary private transfers. Because our models are estimated at the rural-state level over time we tested different proxy specifications, such as the proportion of individuals in the rural area not covered by the rural retirement system, as well as the proportion of individuals not receiving any private income from non-coresidents. Because results with both type of measures did not change significantly, we opted for the income measures in the final model. They are more intuitive to interpret and are a direct component of the FGT poverty measures used.

Following the procedure proposed by Marinho & Araujo (2010), we estimated the rural retirement income by first identifying all individuals who declared in the PNADs to be receiving one minimum salary as retirement income, who were living in the rural area, and who were at least 60 years old if a man and at least 55 years old if a woman. Then, we multiplied the numbers of beneficiaries above identified by the nominal value of the Brazilian minimum salary for each year from 1996 to 2015. This gives us a proxy for the total amount of money provided by the Rural Retirement System in rural Brazil. Finally, we divided this total amount by the number of individuals in the rural area of each state for each year, resulting in a per capita rural retirement income, as suggested by Marinho & Araujo (2010). Different from the authors, we acknowledge that this measure would not capture the impact of public transfers on poverty in the econometric models because it is highly contaminated by the effect of age structure. Therefore, in the regression models we controlled for age structure to standardize demographic structures across states. For age structure, we defined two variables: proportion of individuals aged 15 to 64 years old and proportion of individuals aged at least 65 years old per state and year.

Individual income received from other households was used as a proxy for monetary private transfer. This is non-coresident private income transfers as appeared in PNAD, with no transformation. Although a direct measure of income private transfer, it is clearly under declared since other datasets, such as the Budget Family Survey (POF, in Portuguese), also collected by IBGE, show significant higher levels of transfers (Campolina Diniz, Gaiger Silveira, Freire Bertasso, De Magalhães, & Mendes Santos Servo, 2007). We could not use POF, however, since it is not representative of rural areas, in addition to having only three points in time available for the period here

2 Although the regional poverty lines are currently available on IPEA website, in the beginning of the paper writing the data was available upon request only. We would like to thank Emerson Marinho and Eduardo Araújo, from the Economics Department at Ceará Federal University (CAEN/UFC), who sent us the data for use.

studied. Because of the known downward bias in the level of private transfers, we tried to use the proportion of rural residents receiving any money from other households, but results did not change significantly. An interaction term between public and private transfers was created to capture the triggering effect pointed out above. The interaction is expected to be negative, powering the effect of public income on poverty for those receiving more volatile, non-public income. Because we are dealing with nominal values of income in a time series, current values had to be deflated to account for inflation over the period analyzed. We used the Courseil & Foguel (2002) implicit deflator for PNAD. The index was adapted to reflect real prices at 1996 values (baseline). We also tried the implicit deflator for the Gross National Product, estimated by IBGE, with no difference in trends. Because the deflator suggested by Courseil & Foguel (2002) is specific for PNAD, we decided to use that one. All transfers were transformed to Neperian logarithm to correct heavily positively skewed distributions across states for every year.

For inequality indices, we tried different specifications: Gini, Mehran, and Piesch. Because Mehran is more sensitive to pro-poor redistribution, Piesch to pro-rich redistribution, and Gini is an average of both indices; we tested models with each one of those (Hoffmann, 2004). We decided for Mehran because of its sensitivity to change in poor income, since we are interested in the dynamics of poverty over time. In addition, because inequality indices vary little from year to year and cross-sectionally in absolute terms, we took the Neperian logarithm to reveal hidden scale heterogeneity. To control for regional economic factors, we used the proportion of Gross State Product due to the agricultural sector, as well as the proportion of GSP to the Gross National Product. These variables were available from aggregate data at IBGE website. We also controlled for differences in education attainment of the rural population across state and over time. Because average years of education completed showed little variance cross-sectionally and over time, we estimated a proxy as the proportion of individuals in the rural area with at least 8 years of education completed. This strategy avoids lack of explanatory power of education on poverty due to lack of data variability. We also used a land concentration index. The Brazilian Agricultural Census cannot be used, because it is available for 3 years only. Thus, we created a proxy using the PNAD microdata. We first summed all land owned by rural employers and autonomous farmers in hectares (first, second, and third parcels as informed by PNAD questionnaire). To avoid bias in the calculation of the land concentration index due to influential cases (extreme outliers), we excluded those farm owners with land area above 3 standard deviations. Then, the Merhan index was used to estimate how unequal land areas were distributed across states and over time. As for the income inequality measure, we took the Neperian logarithm of the land concentration index to reveal hidden heterogeneity. Finally, unemployment rates were used as traditionally defined: the proportion of unoccupied individuals in the rural area divided by the number of economically active individuals in rural areas.

Methodology

To estimate the impact of public and private transfers on poverty dynamics, we use a first order linear dynamic panel model of the form:

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + x_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

for $i = \{1, \dots, N\}$ and $t = \{1, \dots, T\}$

where u_i represents the individual heterogeneity and captures the non-observed and time invariant effects which affect the dependent variable. This individual effect includes a wide range of factors, such as geographic characteristics and cultural factors. The ε_{it} term represents the idiosyncratic errors vector, identically and independently distributed. In a dynamic panel of this sort y_{it} exhibits *state dependence*, that is, the current y level depends on its level in the last period, even after the individual heterogeneity (u_i) and other control variables (x_{it}) are included in the model. The lagged y in Equation (6) is, by construction, correlated with the individual effects, since y_{it-1} contains u_i . However, usual methods used to eliminate individual effects, such as the *within transformation* (Fixed Effects estimation), and the first difference transformation, still yield inconsistent parameter estimators. The inconsistency persists because such transformations induce correlation between the transformed error terms and the transformed lagged variable, y_{it-1} .

The usual dynamic panel estimation consists of transforming variables in first difference, or forward orthogonal deviations, in order to eliminate the individual effects³. Then, it uses Two Stage Least Square (2SLS) or Generalized Method of the Moments (GMM) estimation with appropriate selection of instruments to reduce the correlation of the first difference of the lagged dependent variable (Δy_{it-1}) and the transformed error terms ($\Delta \varepsilon_{it}$). The use of the GMM method for dynamic panels was first introduced by Holtz-Eakin, Newey, & Rosen (1998), latter developed by Arellano and Bond (1991), Arellano and Bover (1995), and Blundell and Bond (1998). The GMM for panel data allows simultaneously control for individual and temporal effects, at the same time attenuating endogeneity created by the inclusion of the lagged dependent variable in the model as an explanatory variable. There are at least two main variants of GMM estimators for dynamic panel: the first difference GMM estimators (Arellano and Bond, 1991) and the GMM-system (Blundell and Bond, 1998). The GMM estimator in first differences consists in estimating the regression equation with all variables as the first difference of the original variables in level, using lags of the lagged term, y_{it-1} ($t \geq 3$) and the lagged exogenous variables as instruments so that endogeneity induced by the correlation between the lagged differenced endogenous variable and the differenced errors are attenuated. Arellano & Bond (1991) suggest using the lagged explanatory variables in level as instruments for the equation in first difference. Blundell & Bond (1998) developed a GMM-system estimator, which combines in the parameters equation the equations in first difference with the equations in level. The former are instrumented by the lagged variables in level, while the latter are instrumented by the variables in first difference. This empirical strategy is the solution for variables with unitary root.

In this study, we use both approaches to test which specification yields more robust results, using the Hansen test for instruments, as in the Arellano/Bond approach, and the Sargan test for extra instruments used in the GMM-system approach (Blundell and Bond, 1998). We also performed the Arellano-Bond test for error autocorrelation,

3 The within transformation can be used if the available instruments are strictly exogenous; for models in which the strict exogeneity is violated, instead holding sequential exogeneity only, first difference is a better strategy (Wooldridge, 2010). For unbalanced panels a common strategy is to perform forward orthogonal deviations, minimizing loss of cases (Arellano & Bover, 1995). Forward orthogonal transformations consist in subtracting the average of future values of the variable from its current value.

since GMM-system estimators are consistent under two conditions: validity of extra instruments used and absence of serial autocorrelation of residuals (Blundell & Bond, 1998).

Empirical model

Our equation in level for the FGT poverty measures is defined as:

$$P_{\alpha,it} = \beta_0 + \beta_1 P_{\alpha,it-1} + \beta_2 \ln[PubInc_{it}] + \beta_3 \ln[PrivInc_{it}] + \beta_4 \ln[PubInc \times PrivInc_{it}] + \beta_5 \ln[Mehran_{it}] + \beta_6 \ln[\%AgrGSP_{it}] + \beta_7 \ln\left[\% \frac{GSP}{GNP_{it}}\right] + \beta_8 \ln[MehranLand_{it}] + \beta_9 UnempRate_{it} + \beta_{10} \%Persons_{it}^{15-64} + \beta_{10} \%Persons_{it}^{65+} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Where:

P_{α} = FGT poverty index ($\alpha=0,1,2$)

$PubInc$ = Per capita rural retirement income (deflated)

$PrivInc$ = Income received from non-coresidents (deflated)

$Mehran$ = Mehran income inequality index

$\%AgrGSP$ = Agricultural share of the Gross State Product (%)

$\%GSP/GNP$ = State share of the Gross National Product (%)

$MehranLand$ = Mehran land inequality index

$UnempRate$ = Unemployment rate (%)

$\%Persons^{15-64}$ = Proportion of individuals aged 15 to 64

$\%Persons^{65+}$ = Proportion of individuals aged at least 65

Our equation in first difference is given by:

$$\begin{aligned} \Delta\{P_{\alpha,it}\} &= \beta_1 \Delta\{P_{\alpha,it-1}\} + \beta_2 \Delta\{\ln[PubInc_{it}]\} + \beta_3 \Delta\{\ln[PrivInc_{it}]\} + \\ &\beta_4 \Delta\{\ln[PubInc \times PrivInc_{it}]\} + \beta_5 \Delta\{\ln[Mehran_{it}]\} + \beta_6 \Delta\{\ln[\%AgrGSP_{it}]\} + \\ &\beta_7 \Delta\left\{\ln\left[\% \frac{GSP}{GNP_{it}}\right]\right\} + \beta_8 \Delta\{\ln[MehranLand_{it}]\} + \beta_9 \Delta\{UnempRate_{it}\} + \\ &\beta_{10} \Delta\{\%Persons_{it}^{15-64}\} + \beta_{10} \Delta\{\%Persons_{it}^{65+}\} + \Delta\{\varepsilon_{it}\} \end{aligned}$$

where $\Delta\{P_{\alpha,it}\} = P_{\alpha,it} - P_{\alpha,it-1}$. Because $E\{\Delta\{P_{\alpha,it-1}\}, \Delta\{\varepsilon_{it}\}\} \neq 0$, Ordinary Least Square estimators would be biased and inconsistent. Thus, instruments for $\Delta\{P_{\alpha,it-1}\}$ must be used. Assuming the moment conditions $E\{\Delta\{P_{\alpha,it-s}\}, \Delta\{\varepsilon_{it}\}\} = 0$ for $t=3,4,\dots,T$, and $s \geq 2$ good instruments for Equation (7) would be $\Delta\{P_{\alpha,it-s}\}$ for $t=3,4,\dots,T$ and $s \geq 2$, as suggested by Arellano & Bond (1991). This empirical strategy eliminates weak endogeneity only. In the presence of strong time persistence of poverty, a strategy of estimation in system, combining level and difference as instruments (see discussion above) would yield consistent estimators under endogeneity, where errors are correlated in the past, present, and future (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). The inconsistency in estimators for Equation (7) with differenced instruments is asymptotically irrelevant on T . We believe the consistency gain from the GMM-system over the GMM-difference is relatively small for our panel, since we have a relatively large time window (from 1996 to 2015). To assure robust results, we test both strategies.

Additional endogeneity had to be considered in our empirical model. We assumed that Mehran, % GSP/GNP, and %AgricGSP are endogenous to poverty. In addition, the argument that retirement income is exogenous to poverty is only valid until 2005; from 2006 on, contributory rules became effective, varying by type of benefit. Thus, contributory capacity and retirement income become endogenous starting at 2006, with individuals in 2006 who could retire without any contribution suddenly being forced to contribute 2.1% on the total gross agricultural revenue. This rule continued to be waived for those producing for self-consumption. This could raise poverty in the year following the change in contribution rule. Thus, we instrumented retirement income in 2006 with a lagged value for 2006, 2 lags for 2007, and so on. Although econometrically sound, this endogeneity is likely to be virtually irrelevant for the following two reasons: firstly, the commercial production from family agriculture is highly informal, and secondly, Brazil lacks an effective enforcement mechanism to guarantee the totality of tax collection. We used 176 instruments in the GMM-system regressions (all Sargan tests for over identification not significant at 5 %). For all estimated models, we weighted the covariate matrix with the individual variance to produce robust standard errors of parameters. To compare gain in parameter consistency, we show three models for P_o , FGT poverty measure with increasing consistency: Ordinary Least Square, Fixed Effect, and GMM-System with forward orthogonal deviations.

Results

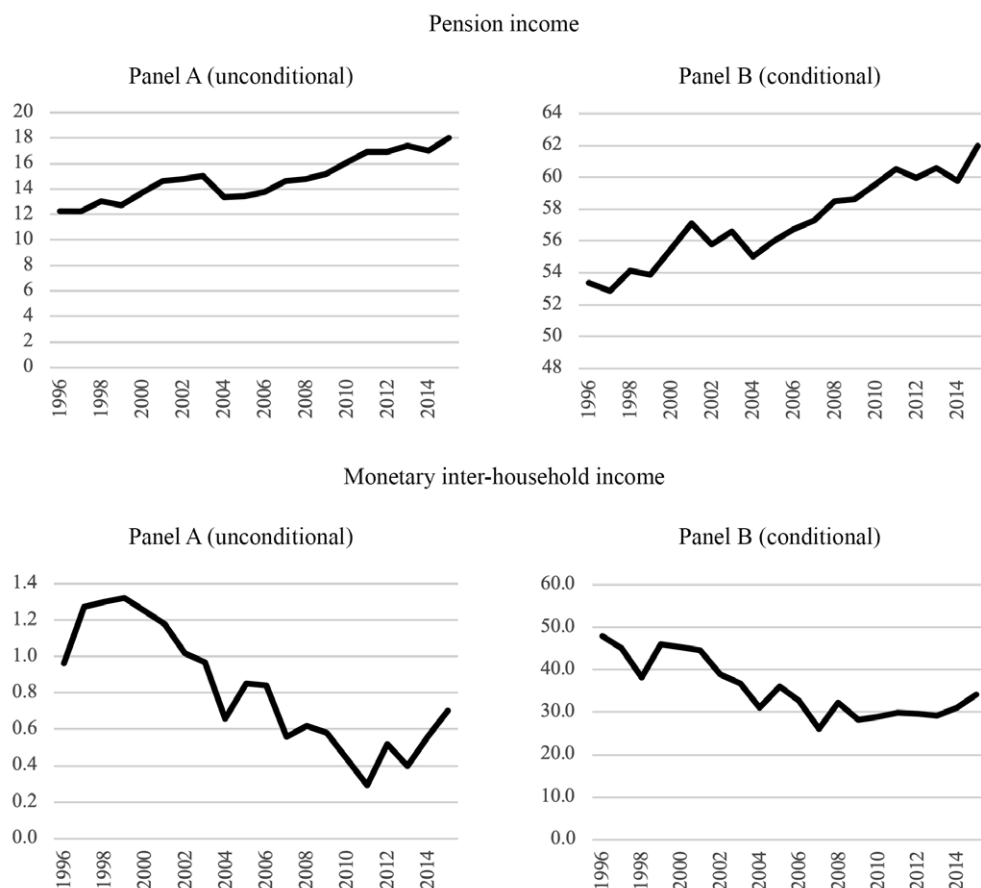
Descriptive results

Pensions are a more important income source for rural than for urban households in Brazil. In 2015, 32 % of rural households received retirement income against 26 % in urban areas. The importance of this income to the overall household income was also higher in rural (18 %) than in urban areas (13 %). If one considers only those households receiving the benefit, the share of pensions represented 62 % and 55 % in rural and urban households, respectively. The proportion of households receiving income from non-coresidents (monetary private transfers), however, is similar across sites (about 2 %), as it is its importance to the overall household income (0.7 % and 0.8 % in rural and urban areas, respectively). Interestingly, the economic importance of monetary private transfers among those receiving any positive value was 35 % for rural and 45 % for urban households, reflecting the crowding out effect already identified in previous studies (Miranda, 2007). Figure 1 presents the evolution of the income share on total household income from pensions and inter-household transfers among rural residents from 1996 to 2015. Panels A and B show the unconditional and conditional share of the income sources, respectively. Pensions increased their share on total income over time, while the non-coresident transfers declined its relative importance. Moreover, the private monetary transfers had a very erratic trend over the years – a pattern commonly reported in other settings.

As discussed in a previous section, our analytical panel sample comprises 380 observations for the level dataset and 340 for the instrumented first difference dataset. In total, 20 rural-state units over 19 years (1996 to 2015) were used in our analysis of poverty dynamics. Table 1 shows that the grand average poverty level over the period (and states) was 49.49 %, ranging from values as low as 7.5 % (São Paulo in 2015) and as high as 86.9 % (Ceará in 1997). Most of the variation observed comes from differences in poverty incidence across states, although poverty decline over time for each state is

considerably high, especially after 2003 (line trends available upon authors' request). As previously pointed, the per capita retirement income (expressed in 1996 R\$) is contaminated by differences in state-year age structure. This being said, variation is balanced from between states and within state over time variation. With an average of R\$11.57 per individuals, values range from R\$0.78 (Distrito Federal in 1996) to R\$30.79 (Rio Grande do Sul in 2015). Average monthly income from non-coresidents shows a low value, as large as R\$98.31, ranging from R\$14.68 (Espírito Santo in 2008) to R\$2,065.24 (Espírito Santo in 2006). The range of extreme values concentrated in the same state in such a short period of time reflects the volatile nature of this income source (also shown in Figure 1), with the largest share of variation being accounted by the within state differences over time.

Figure 1
Evolution of the share represented by pensions and inter-household transfers on total household income among rural residents – Brazil, 1996 to 2015



Source: PNAD 1996-2015 (IBGE); State-level Statistics (IBGE).

Table 1
Descriptive statistics for variables used in the dynamic panel models of rural poverty in Brazil, 1996 to 2015

| Variable | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|---|-------|-----------|---------|---------|
| Headcount ratio | | | | |
| overall | 49.49 | 22.74 | 7.49 | 86.88 |
| between | | 20.77 | 24.01 | 75.29 |
| within | | 10.28 | 24.03 | 68.35 |
| Poverty gap | | | | |
| overall | 23.72 | 14.75 | 2.00 | 54.95 |
| between | | 13.56 | 8.20 | 42.08 |
| within | | 6.50 | 2.12 | 36.88 |
| Squared poverty gap | | | | |
| overall | 14.61 | 10.45 | 0.88 | 39.62 |
| between | | 9.59 | 3.91 | 28.61 |
| within | | 4.63 | -2.49 | 26.09 |
| Per capita rural retirement income | | | | |
| overall | 11.57 | 5.57 | 0.78 | 30.79 |
| between | | 3.72 | 2.50 | 18.40 |
| within | | 4.22 | 3.36 | 23.96 |
| Income received from non-coresidents | | | | |
| overall | 98.31 | 149.66 | 14.68 | 2065.24 |
| between | | 46.87 | 50.00 | 230.59 |
| within | | 142.49 | -117.60 | 1932.96 |
| Mehran income inequality index | | | | |
| overall | 0.60 | 0.05 | 0.49 | 0.80 |
| between | | 0.04 | 0.55 | 0.71 |
| within | | 0.03 | 0.52 | 0.74 |
| Mehran land inequality index | | | | |
| overall | 0.95 | 0.06 | 0.60 | 1.00 |
| between | | 0.03 | 0.88 | 0.99 |
| within | | 0.05 | 0.64 | 1.08 |
| Agricultural share of the Gross State Product | | | | |
| overall | 9.23 | 6.44 | 0.21 | 35.35 |
| between | | 6.25 | 0.32 | 26.20 |
| within | | 2.07 | -0.16 | 18.37 |
| State share of the Gross National Product | | | | |
| overall | 4.76 | 7.45 | 0.50 | 36.72 |
| between | | 7.62 | 0.53 | 34.53 |
| within | | 0.35 | 2.80 | 6.95 |
| Unemployment rate | | | | |
| overall | 3.09 | 2.52 | 0.20 | 12.97 |
| between | | 2.35 | 0.90 | 9.73 |
| within | | 1.03 | -1.21 | 6.56 |
| Proportion of individuals 15 to 64 years old | | | | |
| overall | 0.70 | 0.02 | 0.63 | 0.77 |
| between | | 0.02 | 0.67 | 0.73 |
| within | | 0.02 | 0.65 | 0.74 |
| Proportion of individuals 65 and over years old | | | | |
| overall | 0.10 | 0.02 | 0.03 | 0.19 |
| between | | 0.02 | 0.05 | 0.14 |
| within | | 0.02 | 0.07 | 0.15 |

Note: $N = 380 / n = 20 / T = 19$. North states excluded.

Source: PNAD 1996-2015 (IBGE); State-level Statistics (IBGE).

The grand mean for Mehran income inequality index was estimated of as 0.603, ranging from 0.485 (Santa Catarina in 2009) to 0.799 (Distrito Federal in 1998). Within and between variations are balanced, as for the Mehran land concentration index. For the latter, an estimated grand mean of 0.953 hides strong differences from 0.600 (Distrito Federal in 2001) to 1.000 (Bahia in 2007). The occurrence of an index as high as 1.000 is a clear sign of declaration bias from values reported in PNAD, but its relative distribution across states mirrors the history of land concentration in rural Brazil. Both sectorial and regional economic indicators have their grand mean variation mostly accounted by regional (between) differences, as expected. In contemporary rural Brazil, the importance of the agricultural sector to the GSP in our sample ranged from 0.2% (Distrito Federal in 2006) to 35.5% (Mato Grosso in 2004). The regional contribution to the GNP ranged from 0.5% (Piauí in 2001) to 36.7% (São Paulo in 1997), mirroring the strong regional concentration of economic activities in Brazil. Finally, unemployment rates in rural areas also showed strong between-state variation, ranging from as low as 0.2% (Mato Grosso do Sul in 1996) to as high as 13.0% of the economically active population (Distrito Federal in 2007).

Regression results

We turn now to our regression results. Table 2 shows the estimated effects of public and private transfers on rural poverty in Brazil. Using the headcount ratio as the dependent variable, we compare three estimation procedures: OLS, Fixed-Effect, and GMM-System. As shown in the table, we found a significant persistence effect of poverty over time, even in the GMM-System. As expected, OLS usually overestimates the lagged coefficient due to strong bias in the estimation caused by endogeneity. GMM-System standard errors are larger, leading to more conservative hypothesis tests for coefficients. We found that both rural retirement and private income have a significant and positive statistical impact on poverty in rural Brazil with scale dominance for public transfer. Also as discussed by the economic literature on the influence of income volatility on investment decisions and poverty reduction, our interaction effect is highly significant, meaning that the ability of the retirement income to reduce poverty is powered by the additional levels of income from private transfers. It is worth nothing that endogeneity in both income sources were considered in the GMM-System estimation, with additional tests required by the estimation procedure being validated by the non-significant value for the Sargan test (Prob > χ^2 = 0.5890). The Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors shows that autocorrelation is present for the first order difference, justifying the use of GMM-System strategy. Results are consistent for all poverty measures used (results for the other two FGT measures available upon request).

For the control variables, effects go in the direction expected by the theory and empirical literature. Although the Mehran income inequality index was not significant in the GMM-System regression for P_o , its effect is statistically valid for the other two FGT indices (not shown). This is expected since P_1 and P_2 are more sensitive to income distribution, with the latter even more sensitive to change in relative positions of the poor. As shown in Table 2, the sectorial and regional economic proxies show strong impacts on rural poverty. For instance, a 1-point increase in the ln of the agricultural share to GSP for a state in Brazil (approximately 2.71% increase in the original scale) would raise poverty by 5%. The same increase in the state contribution to GNP would decrease poverty by 8%. Education is also quite powerful in reducing poverty; with an increase in 1% of individuals in the rural area with at least 8 years of education reducing

rural poverty by almost 42 %. The high impact of education is explained by the variable used in our model, which emphasizes the top part of the educational distribution; using average years of education would have a smaller effect. Scale here, however, is irrelevant.

Table 2
*Determinants of poverty dynamics in rural Brazil
from 1996 to 2015 - Headcount ratio*

| Variable | OLS | Fixed effect | GMM-System |
|---|-----------------------------------|------------------------|--------------------------------------|
| Lagged headcount ratio | 0.905*** (0.036) | 0.542*** (0.049) | 0.544*** (0.045) |
| Ln of public retirement income | -1.779 (4.062) | -13.590*** (4.271) | -16.650** (7.095) |
| Ln of Mehran inequality index | 5.908 (3.617) | 12.63*** (4.364) | 8.391 (6.643) |
| Ln of private transfer income | -2.095 (2.136) | -6.133*** (2.056) | -8.293** (3.607) |
| Interaction (public x private income) | -0.572 (0.870) | -2.256** (0.935) | -2.816* (1.456) |
| Ln of GSP agricultural share | -0.348 (0.356) | 4.101*** (0.987) | 5.206*** (1.088) |
| Ln of GNP state share | 0.108 (0.270) | -7.884** (2.847) | -8.050** (3.541) |
| % of individuals with 8 years + of education | -16.500*** (5.988) | -34.860*** (11.430) | -41.740*** (12.740) |
| Ln of Mehran land concentration index | 0.421 (3.117) | 2.875 (3.267) | 4.791 (4.875) |
| Unemployment rate | 0.078 (0.170) | -0.183 (0.138) | -0.199 (0.198) |
| % of 15-64 years old individuals | -47.950** (20.500) | -22.650 (16.900) | -18.100 (20.810) |
| % of 65+ years old individuals | -43.140* (24.730) | -56.010** (20.150) | -35.060 (27.080) |
| Constant | 54.180*** (18.310) | | |
| Global Test (F or Wald) | F(12,287) = 1703.48 | F(12,19) = 329.16 | Wald chi ² (12) = 3258.34 |
| Sargan test of overidentifying restrictions (Prob > chi ² = 0.5890) | S chi ² (164) = 159.30 | | |
| Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors | First Order | P[z(-10.13)>z]=0.0000 | |
| | Second Order | P[z(1.37)>z]=0.1697 | |
| Observations | 320 | 320 | 280 |
| Number of groups (states) | | 20 | 20 |
| Instruments (#) | | | 176 |
| R-squared | 0.980 | 0.928 | |

Note: Robust standard errors in parentheses. North states excluded.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source: PNAD - 1996/2015.

Conclusion

This study estimated the impact of public pensions and inter-household monetary transfers on rural poverty in Brazil from 1996 to 2015. We found that poverty declines significantly among rural areas receiving higher levels of aggregate pension income. A 1% increase in the per capita pension income would lead to an average decline in poverty ratio of about 16% if no private transfers were observed. Our results also suggest a relevant role played by the monetary private transfers, even though its effect size is approximately half of the effect estimated for public pensions.

Using the same econometric model and similar data, Marinho and Araujo (2010) found no effect of retirement income on rural poverty for Brazil between 1995 and 2004. Their study carries a detailed econometric analysis to account for endogeneity of variables and the dynamic nature of poverty over time. Our findings, compared to the authors', may reflect a variety of differences: 1) a larger panel dataset, with our data covering a period of intense economic growth (after 2004), 2) differences in the transformation of variables (we did try logarithm transformations of the dependent variable, but empirical distribution suggests that FGT measures should be used as estimated), 3) inclusion of additional variables, such as land concentration index, sectorial importance of agriculture, and regional contribution to GNP, 4) inclusion of monetary private transfers and the leverage effect on public transfers, and finally 5) the inclusion of age structure in the models. The last difference is key, since by construction the per capita rural retirement benefit in the authors' study was jointly capturing the monetary impact and the age structure influence on poverty.

Existing literature seems to agree about the positive effect of the rural retirement on inequality decline (Hoffmann, 2010; Soares, 2006), although there is mixed evidence about its impact on poverty (Barrientos, 2003; Hoffmann, 2006; Marinho & Araujo, 2010; Schwarzer, 2000). Part of this mixed evidence regards the limited scope of the studies when defining wellbeing. França (2004), for instance, shows that the social security system is highly relevant for the local economy across Brazilian municipalities, reaching a higher share of the GNP than the "Fundo de Participação dos Municípios" in 92 of the 100 municipalities with the highest Human Development Index. Afonso & Fernandes (2005) also found a very strong impact of public pensions on poverty, with the highest estimated Internal Return Rate for benefits in areas where the Rural Retirement was more important, such as in the rural areas of the North and Northeast regions of Brazil. The relevance of the social security system to the local economies will further increase with the rapid population aging under course in the country (Ansiliero & Paiva, 2008; Cuevas, Karpowicz, Mulas-Granados, & Soto 2017).

Although not directly captured by the traditional poverty and inequality indices, case studies reveal important improvement in non-monetary dimensions of wellbeing among households with elderly receiving the rural retirement income. Schwarzer (2000) found that the rural retirement income is being invested not only in food, but also on house improvement and private health products and services. Augusto & Ribeiro (2006) argue that the rural benefit increased the ability to acquire credit, facilitating the acquisition of durable goods and services, in addition to fostering small businesses. Albuquerque et al. (1999) and Lima & Braga (2016) suggest that the rural retirement prevents rural-urban migration by improving the wellbeing in rural areas and is an important mechanism to reduce extreme poverty and prostitution, as well as to increase elderly's longevity. A more recent study from Oliveira & Aquino (2017)

points to the use of these transfers on the reduction of family debts in rural areas. Collectively, these case studies show how heterogeneous public pensions are used across the rural areas of Brazil.

The rural retirement income itself provides an opportunity to analyze an income shock that is tightly connected to the Brazilian economic growth in the period. This aspect is particularly relevant to redistributive effects of the rural retirement program since its recent contributory requirement is tied to the minimum salary, which experienced a consistent appreciation in real terms since 1995 (Hoffmann, 2010; Soares, 2006). Barros, Corseuil, & Curry (2001) however emphasize that a higher value for the minimum salary may have a negative impact on poverty due to a reduction in employment opportunities. This result is modified when considering the impact of the increase in its purchase power over the retirement income, reflected by a strong positive multiplier effect on the economy (Barros et al., 2001; Barros, Carvalho, Franco, & Mendoça, 2007). This simultaneous relation between the value of the minimum salary and poverty indexes is thus clearly mediated by the non-contributory portion of the system, which does not depend on the labor market. This is the main explanation why the social security system functions as a powerful redistributive mechanism, with even stronger effects in its rural segment (Afonso & Fernandes, 2005; Barros et al., 2001; Schwarzer, 2001).

Some authors argue that not only the source of income but also its stability may influence the expenditure behavior of households, especially among rural populations where credit and insurance markets are underdeveloped or absent (Rosenzweig, 1988; VanWey, 2004) and property rights are not fully established (Ludewigs, D'Antona, Brondízio, & Hetrick, 2009). Variable income sources, such as monetary private transfers, are generally spent on immediate needs, while stable and lasting income sources, that include public pensions, might be channeled towards productive and permanent investments (Brown, 2006; Oliveira & Aquino, 2017). Because a certain level of income is needed to trigger productive investment, both sources of income may interact in order to allow reduction in investment poverty. Indeed, we found a reinforcing effect of poverty reduction represented by a significant interaction between public pensions and monetary private income. We also found a persistent effect of poverty over time, even after accounting for both types of transfers. This result is suggestive of more structural components of rural poverty in Brazil.

Although the Brazilian Social Security System was created in 1923, it was just in 1971 that the government established a non-contributory retirement program to cover the rural population, incorporated to the general retirement system after 1988 Brazilian Constitution was promulgated (Schwarzer, 2000). Different from other international experiences, the Brazilian rural retirement system was universal and non-contributory until mid-2006, depending on age and affiliation of the elderly to agricultural activities (Kreter & Bacha, 2006; Schwarzer, 2000; Stivali, 2017). There is also no means test. Thus, the presence of an elderly in the household represents an income shock to the family with likely impacts on investment capacity of smallholders and powerful sectorial redistribution (Carvalho Filho, 2008; Ramos & Arend, 2012).

Because of the rapid population aging under course and the reduction in the ability of urban areas to continue to finance the rural pension system, some studies have been investigating alternatives to preserve wellbeing with a more fiscally sustainable scheme in the long run. The criteria to be used, however, is still open to debate.

Some authors give priority to the demographic aspects contributing to a deficit in the pension system. Stivali (2017) argues that a single minimum age at retirement should be applied, regardless of gender, place of residence and other sociodemographic attributes of eligible beneficiaries. Even though life expectancy at birth differs across sociodemographic groups, the conditional life expectancy at the modal age of retirement is less variable. What is missing in this particular claim is that individual and regional socioeconomic heterogeneities lead to asymmetric contributory capacity and different trajectories in the labor market (Valadares & Galiza, 2016).

The rural population is an especially vulnerable group, as household income is usually unstable and their members tend to be involved in vulnerable occupational activities such as sharecropping, temporary employment, and family agriculture. Data from 2014 reveal that more than 70 % of individuals in rural areas started working before completing 15 years of age, while in urban areas this figure is lower than 50 % (Valadares & Galiza, 2016). In addition, two thirds of those working on agriculture activities were involved in family agriculture and only 40 % had formal labor contracts. This explains the low contributory capacity of rural areas and, consequently, the low coverage rates (Valadares & Galiza, 2016). This situation is not exclusive to the Brazilian society as most developing countries face similar challenges related to their rural population (Barrientos, 2003; Mesa-Lago, 1994). Our focus on understanding the distributional wellbeing effects of different sources of transfers (public or private) mirrors international research on the positive impact of transfers on rural wellbeing and investment capacity in developing countries (Barrientos, 2003; Taylor, Moran, Adams, & López-Feldman, 2005).

Despite the strong effects found in this study, we acknowledge that the proxy used for the public pension income may underestimate the number of individuals covered by the Rural Retirement System, since there can be rural residents contributing to the General Social Security System or receiving more than one minimum salary. Therefore, it is impossible to identify the exact number of persons receiving the specific income using PNAD data. Valadares & Galiza (2016) showed that in 2014 PNAD would identify 4.1 million beneficiaries against 9 million according to the official data from the Social Security system. The difference between the survey and the administrative data is explained by two factors. First, the Law 8,212 contemplates individuals living in urban agglomerates but who work in agriculture activities. Second and most important, the eligibility criterion is the link to rural activities and not the place of residence, as used to find those eligible from PNAD data. The second limitation of our study is the lack of non-monetary private transfers on our models. Many studies in rural areas worldwide found that other types of transfers, including visits, food, help with days of work, and medicines, are more often reported as private flows of resources received by rural households (Bartolome & Vosti, 1995; Hull & Guedes, 2013; VanWey, 2004). This evidence is also true for many rural households in Brazil (Guedes et al., 2009; VanWey & Cebulko, 2007). Unfortunately, there is no longitudinal data representative to all rural areas in Brazil available. Because of these limitations we argue that the impacts found represent a lower bound on the ability of pensions and private transfers to fight rural poverty in Brazil.

References

- Adams, R. H. (1996). Remittances, income distribution, and rural asset accumulation. *FCND Discussion Paper* (17). Washington, D. C.: International Food Policy Research Institute (IFPRI). doi: 10.22004/ag.econ.97305
- Afonso, L. E., & Fernandes, R. (2005). Uma estimativa dos aspectos distributivos da previdência social no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(3), 295-334. doi: 10.1590/S0034-71402005000300001
- Albuquerque, F. J. B., Lobo, A. L., & Raimundo, J. S. (1999). Análise das repercussões psicossociais decorrentes da concessão de benefício rurais. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 12, 503-519. doi: 10.1590/s0102-79721999000200016
- Alcântara, A. (2016). Envelhecer no contexto rural: a vida depois do aposento. *Política Nacional do Idoso: velhas e novas questões* (pp. 323-342). Rio de Janeiro: IPEA.
- Ansiliero, G., & Paiva, L. H. (2008). The recent evolution of social security coverage in Brazil. *International Social Security Review*, 61(3), 1-28. doi: 10.1111/j.1468-246X.2008.00314.x
- Araujo, V., & Flores, P. (2017). Redistribuição de renda, pobreza e desigualdade territorial no Brasil. *Revista de Sociologia e Política*, 25(63), 159-182. doi: 10.1590/1678-987317256307
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297. doi: 10.2307/2297968
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51. doi: 10.1016/0304-4076(94)01642-D
- Augusto, H. A., & Ribeiro, E. M. (2006). O idoso rural e os efeitos das aposentadorias rurais no domicílio e no comércio local: o caso de Medina, nordeste de Minas. *Anais do Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, 15. Caxambú: ABEP.
- Barbosa, E. D. & Costanzi, R. N. (2009). Previdência social e redistribuição de renda intermunicipal. *Boletim Regional, Urbano e Ambiental*, (2), IPEA, Brasília, DF. Retrieved from <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4685>
- Barham, B., & Boucher, S. (1998). Migration, remittances, and inequality: Estimating the net effects of migration on income distribution. *Journal of Development Economics*, 55(2), 307-331. doi: 10.1016/S0304-3878(98)90038-4
- Barrientos, A. (2003). What is the impact of non-contributory pensions on poverty? Estimates from Brazil and South Africa. *CPRC/DEPP Working Paper*, 33. Manchester: IDPM, University of Manchester. doi: 10.2139/ssrn.1754420
- Barros, R. P. D., Corseuil, C. H., & Cury, S. (2001). Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral. *IPEA Working Paper*, 779.
- Barros, R. P., Carvalho, M., Franco, S., & Mendonça, R. (2007). A importância da queda recente da desigualdade para a pobreza. *IPEA Working Paper*, 1258.
- Bartolome, C. A., & Vosti, S. A. (1995). Choosing between public and private health-care: A case study of malaria treatment in Brazil. *Journal of Health Economics*, 14(2), 191-205. doi: 10.1016/0167-6296(94)00045-6
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143. doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8

- Brown, S. S. (2006). Can remittances spur development? A critical survey. *International Studies Review*, 8, 55-75. doi: 10.1111/j.1468-2486.2006.00553.x
- Caetano, M. A. & Monasterio, L. M. (2014). *Previdência social e desigualdade regional no Brasil: uma abordagem multiescalar*. Texto para Discussão IPEA, (1992), Brasília, DF. Retrieved from http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=23317
- Campolina Diniz, B. P., Gaiger Silveira, F., Freire Bertasso, B., De Magalhães, L. C., Mendes Santos Servo, L. (2007). As pesquisas de orçamentos familiares no Brasil. In F. Gaiger Silveira, L. Mendes Santos, T. Menezes, & S. F. Piola. (Orgs.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas* (pp. 17-74). Vol. 2. Brasília: IPEA.
- Carvalho Filho, I. (2008). Household income as determinant of child labor and school enrollment in Brazil: Evidence from Social Security Reform. *IMF Working Paper*, 08241. doi: 10.5089/9781451870992.001
- Corseuil, C. H., Moura, R., & Ramos, L. (2011). Determinantes da expansão do emprego formal: o que explica o aumento do tamanho médio dos estabelecimentos? *Revista Economia Aplicada*, 15(1). doi: 10.1590/S1413-80502011000100003
- Corseuil, C., & Foguel, M. (2002). Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *IPEA Working Paper*, 897.
- Cuevas, M. A., Karpowicz, M. I., Mulas-Granados, M. C., & Soto, M. (2017). *Fiscal challenges of population aging in Brazil*. International Monetary Fund. doi: 10.5089/9781475595550.001
- De Sherbinin, A., VanWey, L. K., McSweeney, K., Aggarwal, R., Barbieri, A., Henry, S., Hunter, L., Twine, W., & Walker, R. (2008). Rural household demographics, livelihoods and the environment. *Global Environmental Change*, 18(1), 38-53. doi: 10.1016/j.gloenvcha.2007.05.005
- Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52(3), 761-766. doi: 10.2307/1913475
- França, A. S. (2004). *Previdência social e a economia dos municípios*. Brasília, DF: ANFIP.
- Guedes, G. R., & Araujo, T. F. (2009). Impacto do aumento da cobertura do Programa Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre a pobreza e a desigualdade entre o grupo de idosos e os elegíveis não atendidos. *Revista Econômica do Nordeste*, 40(1), 99-118.
- Guedes, G. R., Queiroz, B. L., & VanWey, L. K. (2009). Intergenerational private transfers in the rural Brazilian Amazon. *Nova Economia*, 19, 325/4-357. doi: 10.1590/S0103-63512009000200005
- Hoffmann, R. (2004). Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of per capita household income in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 24(1), 149- 171. doi: 10.12660/bre.v24n12004.2706
- Hoffmann, R. (2006). Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, 8(1), 55-81. doi: 10.22409/economica.8i1.p160

- Hoffmann, R. (2010). The evolution of income distribution in Brazil: What promotes and what restricts the decline in inequality. *Annals of the conference A Comparative Analysis of Growth and Development: Argentina and Brazil*. Chicago: University of Illinois. doi: 10.4337/9781849809979.00021
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. K., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56, 1371-1396. doi: 10.2307/1913103
- Hull, J. R. & Guedes, G. (2013). Rebuilding Babel: Finding common development solutions using cross-contextual comparisons of multidimensional well-being. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 30(1), 271-297. doi: 10.1590/S0102-30982013000100013
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (2019). PNAD Contínua: taxa de desocupação é de 12,7 % e taxa de subutilização é de 25,0 % no trimestre encerrado em março de 2019. Agência de Notícias IBGE. Retrieved from <https://bit.ly/34QJ5Gu>
- IPEA (Brazilian Research Institute for Applied Economics) (2014). Linhas de pobreza estimadas para cada região. Rio de Janeiro: IPEADATA. Retrieved from: www.ipeadata.gov.br/
- Jannuzzi, P. M. (2016). Pobreza, desigualdade e mudança social: trajetória no Brasil recente (1992 a 2014). *Revista de Estudos e Pesquisas sobre as Américas*, 10(3). doi: 10.21057/repam.v10i3.21864
- Kreter, A. C., & Bacha, C. J. C. (2006). Avaliação da eqüidade da previdência no meio rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 44(3), 467-502. doi: 10.1590/S0103-20032006000300006
- Lima, E. E. C. D., & Braga, F. G. (2016). Nuevos patrones de migración intermunicipal en el Brasil: influencia de la dinámica económica y de los programas de transferencia de ingresos. *Notas de Población*, (6), 101-122. doi: 10.18356/2e1ec252-es
- Ludewigs, T., D'Antona, A. O., Brondízio, E. S., & Hetrick, S. (2009). Agrarian structure and land use change along the lifespan of three colonization areas in the Brazilian Amazon. *World Development*, 37(10), 1348-1359. doi: 10.1016/j.worlddev.2008.08.018
- Marinho, E., & Araujo, J. (2010). Pobreza e o sistema de seguridade social rural no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(2), 161-174. doi: 10.1590/S0034-71402010000200005
- Medeiros, M., Souza, P. H. G. F. D., & Castro, F. Á. D. (2015). The stability of income inequality in Brazil, 2006-2012: An estimate using income tax data and household surveys. *Ciência & Saúde Coletiva*, 20, 971-986. doi: 10.1590/1413-81232015204.00362014
- Mesa-Lago, C. (1994). *Changing social security in Latin America: Toward alleviating the social costs of economic reform*. Boulder: Lynne Rienner Publishers.
- Miranda, V. F. O. (2007). *Motivações e fluxos das transferências interdomiliares no Brasil: uma aplicação utilizando o Benefício de Prestação Continuada*. Dissertação (mestrado em Demografia), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil.
- Oliveira, R. P. & de Aquino, J. R. (2017). A previdência rural e sua importância para as famílias pobres no Nordeste: resultados de um estudo de caso no Rio Grande do Norte. *Revista Econômica do Nordeste*, 48(1), 115-130. Retrieved from <https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/276>

- Raad, R. J. & Guedes, G. R. (2015). Private transfer choices under uncertainty in human capital. *Revista Brasileira de Economia*, 69(1), 105-124. doi: 0.5935/0034-7140.20150005
- Ramos, M. P., & Arend, S. C. (2012). O impacto da reforma da previdência social rural brasileira nos arranjos familiares: uma análise para entender a composição dos domicílios dado o aumento da renda dos idosos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 29(1), 67-86. doi: 10.1590/s0102-30982012000100005
- Rocha, S. (2019). O aumento da pobreza em 2015 e a crescente desigualdade etária e regional entre os pobres no Brasil. *Nova Economia*, 29(1), 249-275. doi: 10.1590/0103-6351/3992
- Rosenzweig, M. R. (1988). Labor markets in low-income countries. In H. Chenery & T. N. Srinivasan. (Eds.), *Handbook of development economics* (pp. 713-762). Vol. 1. Amsterdam: North Holland.
- Saboia, J. (2007). Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005—resultados de simulações. *Revista Econômica*, 9(2). doi: 10.1590/1982-3533.2017v27n1art9
- Schwarzer, H. (2000). Impactos socioeconômicos do sistema de aposentadorias rurais no Brasil – Evidências empíricas de um estudo de caso no estado do Pará. *IPEA Working Paper*, 729.
- Schwarzer, H. (2001). Paradigmas de previdência social rural: um panorama da experiência internacional. *Planejamento e Políticas Públicas*, 23, 119-163.
- Simão, R. C. S. (2004). *Distribuição de renda e pobreza no estado de Minas Gerais*. (Masters thesis). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, São Paulo. doi: 10.11606/d.11.2004.tde-30082004-151941
- Soares, S. S. D. (2006). Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, 8(1), 83-115. doi: 10.22409/economica.8i1.p159
- Stark, O., Taylor, E., & Yitzhaki, S. (1986). Remittances and inequality. *The Economic Journal*, 96, 722-740. doi: 10.2307/2232987
- Stivali, M. (2017). *Idade mínima para a aposentadoria rural – a proposta da PEC é adequada?* Nota Técnica IPEA 38, Brasília, DF. Retrieved from http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/nota_tecnica/170417_nt38_disoc_idade_minima_para_aposentadoria_rural.pdf
- Taylor, J. E., Moran, J., Adams, R., & Lopez-Feldman, A. (2005). Remittances, inequality and poverty: Evidence from rural Mexico. *Agriculture and Resources Working Papers*, 60287, 05-003. University of California, Davis, Department of Agricultural and Resource Economics. doi: 10.22004/ag.econ.60287
- Turra, C. M., & Queiroz, B. L. (2005). Transferências intergeracionais: uma análise internacional. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 22(1), 191-194.
- Valadares, A. A. & Galiza, M. (2016). Previdência rural: contextualizando o debate em torno do financiamento e das regras de acesso. *Nota Técnica IPEA*, (25). Brasília, DF. Retrieved from http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/nota_tecnica/160525_nt_25.pdf
- VanWey, L. K. (2004). Altruistic and contractual remittances between male and female migrants and households in rural Thailand. *Demography*, 41, 739-756. doi: 10.1353/dem.2004.0039

- VanWey, L. K., & Cebulko, K. B. (2007). Intergenerational coresidence among small farmers in Brazilian Amazonia. *Journal of Marriage and Family*, 69(5), 1257-1270. doi: 10.1111/j.1741-3737.2007.00445.x
- VanWey, L. K., Hull, J. R., & Guedes, G. (2013). Capitals and context bridging health and livelihoods. In B. King, & K. A. Crews. (Eds.), *Ecologies and politics of health* (pp. 33-54). Abingdon, UK: Routledge.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press. doi: 10.1007/978-0-521-85222-6
- Zuanazzi, P.T., Fochezatto, A., & Júnior, M.V.W. (2018). Social Security Reform and personal saving: Evidence from Brazil. *International Journal of Economics and Finance*, 10(9). doi: 10.5539/ijef.v10n9p26

Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina, 2015-2016. El rol del ingreso previsional*

Differential Mortality in Old Age in Argentina, 2015-2016. The Role of Pension Income

Octavio Nicolás Bramajo

Orcid: 0000-0002-4148-6030

onbramajo@gmail.com

Carlos Oscar Grushka

Orcid: 0000-0002-3140-7300

cgrushka@gmail.com

Dirección de Estudios de la Seguridad Social, Argentina

Resumen

Este artículo analiza las desigualdades sociales en la salud y la mortalidad en Argentina a nivel individual, tomando en cuenta el ingreso previsional, la región de residencia, el sexo y la edad de los adultos mayores de 65 años y más. Para ello se analizaron registros de pagos de beneficios de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), que incluían la fecha de fallecimiento de los beneficiarios. Se aplicó un modelo de regresión logística de máxima verosimilitud teniendo en cuenta las variables mencionadas. En simulaciones de distintos escenarios de ingreso previsional, "duplicar el ingreso" implicó una ganancia de 0,8 años en la esperanza de vida a los 65 años, aun controlando por otro factor, como la región de residencia. Estos resultados ilustran cómo en la vejez las personas con mayores ingresos previsionales viven más tiempo en comparación con aquellas con menores ingresos.

Palabras clave

Mortalidad
Desigualdades sociales
Adultos mayores
Registros administrativos

* Este artículo se basó en la tesis de maestría en Demografía Social de Octavio Bramajo, de la Universidad Nacional de Luján. Una versión previa de este artículo fue presentada en el VIII Congreso Internacional de la Asociación Latinoamericana de Población, Puebla, México. Los autores agradecen los comentarios realizados por Hernán Manzelli, Malena Monteverde, Rafael Rofman, Nicolás Sacco e Iván Williams. Las opiniones vertidas por los autores son estrictamente personales y no necesariamente representan a la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), institución a la que actualmente pertenecen.

Abstract

This paper analyzes the social inequalities in health and differential mortality at individual level, taking into account pension income, region of the residence, gender and age of adults 65 years old and older. In order to do so, ANSES (National Administration of Social Security) benefit payment records were analyzed. These records also registered pensioners' date of death. A maximum likelihood logistic regression model was applied, taking into account the aforementioned variables. In simulations for different pension income scenarios, "doubling the income" meant a gain of 0.8 years in life expectancy at age 65. Even controlling by with another factor, such as region of residence, the risk virtually remains unchanged. These results show that, in elder, people with higher pension incomes tend to live longer compared to those who earn less.

Keywords

Mortality
Social inequalities
Old age population
Administrative
data

Recibido: 18/01/2019
Aceptado: 05/08/2019

Introducción

El continuo incremento en la esperanza de vida al nacer ha sido una de las tendencias demográficas más importantes a lo largo del siglo XX y el transcurso del siglo XXI. Sin embargo, todavía persisten diferencias importantes en torno al tiempo vivido por las personas. Buena parte de estas diferencias responden a cuestiones sociales (Cutler, Deaton y Lleras-Mulney, 2006; Marmot, 2005). Como bien señalan Preston y Taubman (1994), asociar positivamente la salud de las personas con atributos socioeconómicos responde a cuestiones propias del sentido común. No obstante, determinar la magnitud de esta relación es lo que le interesa a la dimensión científica. La motivación para este estudio yace en esta idea.

Este artículo establece diferenciales de mortalidad de los beneficiarios utilizando el ingreso previsional como un proxy de la posición socioeconómica de los individuos y considerando en particular que las prestaciones son, hasta cierto punto, un reflejo de las trayectorias ocupacionales de las personas y la posición socioeconómica vinculada (Rehnberg y Fritzell, 2016).

Para ello se utilizaron datos de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) de Argentina, compilando los registros de pagos de beneficios en un mes determinado e identificando a los beneficiarios. Estos registros incluyen características sociodemográficas básicas de los beneficiarios, como el sexo, la edad, el lugar de residencia y el monto pagado de cada beneficio. Además, se agregó la fecha de fallecimiento reportada de los beneficiarios, obtenida a través de información provista por el Renaper (Registro Nacional de las Personas). Debido a que virtualmente toda la población mayor de 65 años tenía cobertura previsional de algún tipo en Argentina, se buscó representar con suficiencia el patrón de mortalidad de prácticamente toda la población de adultos mayores en el periodo comprendido de julio de 2015 a junio de 2016. Los objetivos del estudio son los siguientes:

- Establecer los efectos del ingreso previsional, el sexo, la edad y la región de residencia en las probabilidades de muerte de los adultos mayores en Argentina en el periodo de julio 2015 a junio 2016, y

- Obtener una medida resumen de la mortalidad que ilustre estas diferencias, calculando las esperanzas de vida a los 65 años o $e_{(65)}$.

Inequidades sociales en la salud

En cierto sentido, la mortalidad representa el capítulo final de las biografías personales. Por lo tanto, la mortalidad es vista como el indicador definitivo de la salud de las personas (Rosero-Bixby y Dow, 2009). La idea de analizar el rol de los determinantes socioeconómicos en la salud y la mortalidad no es nueva. A nivel general, es sabido que existe una correlación positiva entre una posición de bienestar económico y una mejor salud (Brown, Robert y McDaid, 2003; Preston y Taubman, 1994). Sin embargo, la relación entre la salud y la posición socioeconómica es aún más compleja de lo que parece (Cutler, Deaton y Lleras-Mulney, 2006).

La posición socioeconómica de un individuo representa el lugar en donde se ubica en una estructura social jerárquica (Vera-Romero y Vera-Romero, 2013). La posición socioeconómica refiere, entonces, a los factores sociales y económicos que influyen y determinan la posición que los individuos o grupos tienen en la estructura de una sociedad (Galobardes, Shaw, Lawlor, Lynch y Smith 2006; Lynch y Kaplan, 1997). Estos factores tradicionalmente se encuentran asociados al ingreso, la educación y otros aspectos relevantes al bienestar de las personas (Brown et al., 2003). En un plano operacional, varios autores (Manzelli, 2014; Mayhew y Smith, 2016; Rehnberg y Fritzell, 2016) consideran que el ingreso es una buena variable para estudiar las desigualdades sociales y la salud. En general, la educación, el ingreso y los aspectos que sugieren la posición social de los individuos suelen estar fuertemente correlacionados. Sin embargo, en edades avanzadas, hay autores que consideran que el ingreso tiene características específicas que lo distinguen de la educación a la hora de explicar las desigualdades en la salud: los logros educacionales son consideradas un atributo más estable y se encuentran fuertemente asociados a los años formativos de las personas, mientras que el ingreso suele ser una característica más fluctuante a lo largo de la vida (Smith, 2004). Además, es más sencillo proveer ingreso que educación en edades avanzadas, principalmente a través de las pensiones, recursos económicos que ayudan a los adultos mayores a tener una calidad de vida aceptable en la vejez.

Sin embargo, se toma en cuenta que las relaciones sociales y en torno al plano de la salud se dan en un contexto material existente (Lynch, Smith, Kaplan y House, 2000). En este enfoque, las desigualdades provienen de una exposición diferencial a ciertas experiencias y situaciones a lo largo de la vida que repercuten negativamente en la salud de los individuos. Esta exposición suele venir acompañada de una falta de recursos de distinto tipo (sociales, físicos o sanitarios), tanto a nivel individual como a nivel general, conjugando procesos humanos, culturales y sociopolíticos (Lynch et al., 2000).

También se desprende de esto último que la responsabilidad de tener una buena salud no puede ser simplemente individual, sino que muchas veces también hay que tener en cuenta las condiciones estructurales y sociales del entorno en que se vive. Muchas veces, es la presencia y aptitud de los sistemas de salud y protección social a lo largo del territorio lo que ha tenido un rol protagónico en incrementar no solo el tiempo, sino también la calidad de vida de los individuos (Behrman, Sickles y Taubman, 1998; Grushka, 2014). Por lo cual considerar la dimensión espacial es importante para visualizar las desigualdades en la salud.

Uno de los principales propósitos de este estudio es analizar la mortalidad diferencial en edades avanzadas basadas en el ingreso previsional individual. El ingreso previsional individual tiene ciertas limitaciones proxy para medir las desigualdades sociales debido a su imposibilidad de capturar otros potenciales activos y la situación total del hogar, entre otros aspectos que complejizan su precisión como indicador. Sin embargo, presenta ventajas circunstanciales para este trabajo (algunas de las cuales serán discutidas más adelante). Por la forma en que está diseñado el sistema previsional argentino, ingresos más altos tienden a representar mejores trayectorias socioocupacionales y viceversa (Calabria y Rottenschweiler, 2015), lo cual ciertamente se encuentra asociado a mejores posiciones socioeconómicas. Mas aún, en América Latina existen algunas de las sociedades más desiguales del mundo (De Lima Silva, Pessoa Cesse y Pessoa Militão de Albuquerque, 2014; Ravallion, 2014), lo cual añade un incentivo adicional para estudiar la relación entre la desigualdad de la salud y el ingreso, especialmente tomando en cuenta los escasos antecedentes que consideran este indicador en particular.

Cobertura previsional y seguridad social actual en Argentina

En Argentina, la mayoría de los beneficios previsionales se concentra en el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA). Este fue establecido en 2008, en reemplazo del Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones (SIJP), tras la fusión de los regímenes de capitalización individual administrados de manera privada por las AFJP (Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones) y el régimen de reparto que dependía del Estado argentino.

La renacionalización de los fondos administrados por las AFJP y la ulterior creación del SIPA fueron algunas de las grandes transformaciones que afectaron la previsión social argentina en los últimos años. También es importante destacar el rol de las moratorias previsionales (informalmente conocidas como *plan de inclusión previsional*, establecidas en el decreto 1454/05 y las leyes 25.994 y 26.970), que flexibilizaron sensiblemente los requisitos de acceso a una prestación, incrementando la cobertura previsional a tal punto que alcanzó niveles casi universales. Antes de este punto, solo quienes cumplían con estrictos requisitos de edad y años de aporte tenían derecho a percibir un beneficio (65 años como mínimo para los hombres, 60 para las mujeres, con opción a permanecer como activas, y 30 años de contribución mínima en ambos casos). Considerando que Argentina poseía (y posee) un sector informal importante, aquellos que accedían a una prestación contributiva eran hasta cierto punto una clase privilegiada, ya que el beneficio era consecuencia de una trayectoria relativamente bien pagada, estable y formal. De esta manera, la distinción entre quienes percibían un beneficio y quienes se encontraban excluidos del sistema era tajante.

Sin embargo, las moratorias ayudaron a quienes se encontraban previamente excluidos debido a la falta de años de aportes registrados, otorgándoles una pensión *semicontributiva*, cuyo valor era (mayoritariamente) equivalente a una prestación mínima. Una parte de este beneficio era deducida *ex post* en forma de cuotas (para pagar las contribuciones pendientes), a diferencia de otros planos de pago que exigían saldar las deudas con anterioridad para acceder a la prestación. De este modo, la cobertura presentó un crecimiento sin precedentes, pasando del 70 % (Rofman y Oliveri, 2011) a estar por encima del 95 % (Grushka, Gaiada y Calabria, 2016).

Esto también significó que la distribución por género de los beneficios se revirtió: tradicionalmente había más beneficiarios hombres que mujeres, pero con la inyección de beneficios por moratoria al sistema, las mujeres pasaron a ser mayoría (Bertranou, Cetrángolo, Grushka y Casanova, 2011; Grushka et al., 2016).

Estudios de mortalidad diferencial en Argentina y América Latina

El trabajo de Rofman (1994) es el antecedente principal para los propósitos de este artículo. No solo porque persiguió un objetivo similar a este trabajo, sino porque también utilizó datos provenientes de la seguridad social, aunque las diferencias temporales y contextuales entre el presente trabajo y el suyo no son menores. Utilizando modelos de regresión logística de máxima verosimilitud (al igual que aquí), encontró que existía una asociación inversa marcada entre el ingreso previsional y las probabilidades de muerte ($4q_x$) entre los jubilados de 65 a 95 años.

Sin embargo, sus significativos hallazgos estaban limitados por algunas cuestiones que excedían su control. Entre ellas, el autor solo tuvo acceso a una pequeña muestra de beneficiarios, solo consideró a los jubilados (es decir, no se tuvo en cuenta a quienes percibían otro tipo de prestación) de algunas provincias (en aquel entonces el sistema de previsión social estaba aún más fragmentado que en la actualidad) y la cobertura previsional era sensiblemente menor en aquel entonces. Por lo tanto, los patrones de mortalidad que obtuvo eran sensiblemente más bajos que para el total de la población, limitando hasta cierto punto la capacidad de generalizar sus estimaciones.

Por otra parte, también vale destacar estudios a nivel individual, como los de Peláez y Acosta (2011) y Manzelli (2014), aunque los dos analizaron la mortalidad adulta a nivel general y no hicieron foco en los adultos mayores. Estos autores utilizaron el nivel educativo para establecer diferenciales de mortalidad en la población, a partir de datos de los diversos censos (1980, 1991 y 2001 en el caso de Peláez y Acosta, acotado a la provincia de Córdoba; 2010 en el caso de Manzelli, para el total del país). Ambos trabajos encontraron que en todas las edades y los sexos existía un efecto diferencial en la mortalidad a partir del nivel educativo. Manzelli (2014) señaló que a medida que la edad avanzaba, el diferencial de mortalidad era paulatinamente menor. Sin embargo, la variable a nivel educativo es una variable de elevada omisión en los registros de estadísticas vitales, por lo cual fueron necesarios varios procedimientos de imputación múltiple, limitando las conclusiones de los trabajos.

A nivel ecológico, Grushka, Baum y Sanni (2013) estudiaron la mortalidad diferencial para las comunas de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, cruzando el ingreso per cápita familiar (IPCF) de las comunas y la esperanza de vida en diferentes grupos de edad, incluyéndose la esperanza de vida a los 65 años o $e_{(65)}$. Obtuvieron que la asociación lineal entre mayor IPCF y mayor $e_{(65)}$ era bastante más fuerte en los hombres que en las mujeres. En un trabajo similar, pero para las provincias de Argentina, Grushka (2014) encontró una asociación positiva entre producto bruto geográfico (PBG) y esperanza de vida al nacer.

Otras experiencias en América Latina dignas de mención son por un lado, los hallazgos de Sandoval y Turra (2015), quienes encontraron para el caso de Chile una relación inversa entre logro educacional y tasas de mortalidad a nivel general, en un modo similar a los trabajos de Argentina. Por el otro, Gomes, Turra, Fígoli, Duarte y Lebrão (2013) analizaron una encuesta longitudinal (Estudo Saúde, Bem-estar e Envelhecimento 2000-2006)

en la Ciudad de São Paulo, Brasil, entre los adultos mayores de 60 años y concluyeron que los riesgos de mortalidad más altos se asociaban con comportamientos poco saludables, que a su vez se encontraban vinculados con menores logros educacionales.

Sin embargo, la asociación entre desigualdades sociales y mortalidad no es tan clara en todos los casos. Rosero Bixby y Dow (2009) y Rosero-Bixby (2018), entre otros, dan un ejemplo de cómo lo que define como el *gradiente social* a veces opera en un sentido diferente. Tras analizar la Encuesta Longitudinal de Envejecimiento Saludable de Costa Rica (Creles 2000-2006) (Rosero Bixby y Dow, 2009) con modelos *logit* y luego la Encuesta Nacional de Salud y Envejecimiento (ENASEM, años 2001, 2003 y 2012) en México (Rosero Bixby, 2018), se encontró que los hombres mayores de 55 años que tenían una posición social más precaria presentaban una mayor esperanza de vida. Entre las mujeres, en tanto, la asociación encontrada entre la posición social y la salud fue débil para ambos países. Estos trabajos sirven para ilustrar cómo la relación entre las desigualdades sociales y la salud no es tan sencilla y evidente de manera universal. Pese a ello, la gran mayoría de la evidencia presentada para América Latina indica que, aun en edades avanzadas, existe una asociación entre la posición socioeconómica de un individuo, su salud y mortalidad.

Metodología

Fuente de datos y variables a considerar

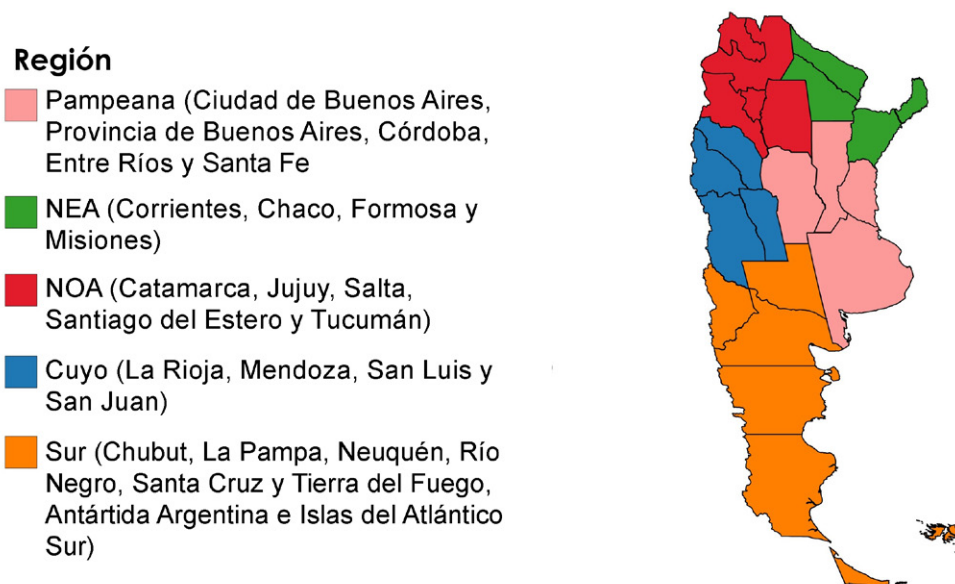
La principal fuente de datos para este estudio consistió en registros de la seguridad social de la ANSES compilados en una base de datos individuales. A través de un padrón de pagos de beneficios mensuales, se dispuso de algunas características sociodemográficas esenciales de los beneficiarios, como el sexo (expresadas en categorías de hombre/mujer), la edad, la provincia de residencia, y el ingreso previsional mensual (a partir del monto del beneficio a pagar). En este caso, se utilizó un padrón de 4,6 millones de beneficiarios liquidados en julio de 2015. Tras contrastar con otra fuente llamada Archivo de Datos Personales (ADP), actualizado con datos del Renaper, se estableció cuántos de estos beneficiarios fallecieron en el periodo de un año, a través de “matchear” sus CUIL (Código Único de Identificación Laboral). Por lo tanto, el periodo de exposición al riesgo de muerte va del 1 de julio de 2015 al 30 de junio de 2016.

Si bien es cierto que hay personas que continúan trabajando después de la edad de retiro y otros se retiran antes, se estableció la edad de 65 años (la mínima edad de retiro para los hombres) como base con el fin de simplificar las estimaciones. Los centenarios, lamentablemente, presentaban problemas de calidad y consistencia de datos, por lo cual fueron excluidos de este estudio. De este modo, la edad de 99 años es el límite superior. Como se utilizó prácticamente el universo de adultos mayores en lugar de una muestra, un año se consideró tiempo suficiente para hacer una buena estimación de la mortalidad (Timæus et al., 2013).

Cabe aclarar que la unidad de análisis no fueron los beneficios, sino los beneficiarios, y que en ciertas ocasiones un mismo beneficiario percibe múltiples beneficios (por ejemplo, el beneficio *propio* y además una pensión por fallecimiento de su cónyuge). Por lo tanto, se asignó el ingreso previsional total como suma de todos los beneficios del individuo. No solo se trabajó con los beneficiarios del SIPA, sino también con todas las prestaciones que son pagadas por la ANSES y las cajas provinciales (que incluye

a otros subsistemas de la seguridad social). Se incorporó la dimensión regional en cinco categorías: Pampeana, Noroeste (NOA), Noreste (NEA), Cuyo y la región Sur o Patagónica. La Gráfica 1 ilustra su distribución en el mapa de Argentina.

Gráfica 1
Regiones de Argentina seleccionadas



Fuente: Elaboración propia.

La selección responde mayoritariamente a criterios de cercanía geográfica, pero también por cuestiones de desarrollo económico similar¹: para ilustrarlo, el Cuadro 1 presenta el porcentaje de población total sin acceso a obra social o plan médico y el porcentaje de población con necesidades básicas insatisfechas (NBI). Ambos indicadores aparecen publicados en el anuario de indicadores básicos en salud de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud (DEIS 2016, 2018) del (ex) Ministerio de Salud, con base en los resultados definitivos del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010.

Una aclaración necesaria es que la cobertura de salud es casi universal en la vejez, ya que casi la totalidad de la población está incorporada a algún plan de salud por defecto con la asignación de un beneficio previsional, ya sea a través del Plan de Atención Médica Integral (PAMI), en donde se concentran la mayoría de los beneficiarios, el Programa Federal de Salud (PROFE), o algún plan prepago de salud. Por lo tanto, ni este indicador ni el porcentaje de población con NBI son medidas diseñadas para evaluar lo que ocurre específicamente en la vejez (Bravo Almonacid, 2015; Pantelides y Sana, 1996). Sin embargo, aquí lo que se busca es presentar un panorama general y

¹ Hay dos excepciones a esta lógica: la primera es La Pampa, que pese a lo que su nombre indica, forma parte de la región Sur, ya que la provincia percibe un adicional en las prestaciones por zona austral. La otra es la Ciudad de Buenos Aires, que aparece en la misma categoría que la Provincia de Buenos Aires. Si bien a nivel estructural presentan realidades diferentes, se les amalgama debido a problemas para identificar el domicilio del beneficiario, ya que muchos residen en una jurisdicción, pero perciben su beneficio en otra.

sencillo para dar una mínima aproximación a la situación estructural de las regiones y sus carencias. En principio se apreciaba que las regiones Pampeana y Sur son las que presentan, a nivel general, mejores indicadores de desarrollo (menor proporción de población con NBI y menor proporción de población sin cobertura médica), sin obviar que existen fuertes heterogeneidades inter e intrarregionales en Argentina.

Cuadro 1
*Población con NBI y población sin obra social o plan médico
por región (en porcentajes). Argentina, 2010*

| Región | Indicadores de desarrollo | |
|----------|---------------------------|---|
| | Población con NBI | Población sin obra social o plan médico |
| Pampeana | 10,2 | 32,7 |
| NEA | 21,3 | 50,6 |
| NOA | 19,6 | 44,6 |
| Cuyo | 11,7 | 39,0 |
| Sur | 10,8 | 30,1 |
| Total | 12,5 | 36,1 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES, y DEIS (2018).

Con respecto al ingreso previsional (la variable de posición socioeconómica principal de este trabajo), se consideró la suma bruta total de los pagos de beneficios mensuales para julio de 2015. Este ingreso no es declarado por los beneficiarios (como podría ser el caso de las encuestas de hogares), sino que es registrado por la ANSES. Más importante aún, la cobertura casi universal y el registro se hizo con base en los pagos por realizar, lo que implicó una virtual inexistencia de omisión en torno a la variable ingreso para el total de los adultos mayores. Tal como ilustró Manzelli (2014), la omisión en variables, como el nivel educativo en las estadísticas vitales, es tan importante (en algunos casos cercano al 40 %) que se debió recurrir a procesos de imputación múltiple para morigerar parte de sus efectos. Esta es una ventaja que ofrece el empleo de registros administrativos y el ingreso previsional como indicadores.

Este estudio utilizó modelos de regresión logística de máxima verosimilitud. Se empleó esta técnica para estimar el impacto de las variables en el *logit* de la probabilidad de muerte en el año de exposición $(1, q_x)^2$. Se utilizó el logaritmo natural (\ln) del ingreso previsional como variable, ya que refleja mejor las variaciones y elasticidades en lugar de utilizar saltos absolutos (Ecob y Smith, 1999) y se ha utilizado exitosamente para medir la mortalidad en otros estudios demográficos (Rofman, 1994; Rosero-Bixby y Dow, 2009).

2 Si bien es posible utilizar una regresión de Poisson para este trabajo, el énfasis está puesto en obtener probabilidades de muerte para facilitar la elaboración de tablas de mortalidad en lugar de casos o tasas de mortalidad. Aún más, dada la elevada cantidad de casos y de defunciones (independientemente de la probabilidad de ocurrencia del evento) con los que cuenta este estudio, los resultados obtenidos a partir de las funciones de enlace de los modelos logísticos y de Poisson (*logit* y *log*, respectivamente) son virtualmente idénticos, ya que no hay problemas de sesgo que pudieran presentarse en los modelos (Allison, 1999; King y Zeng, 2001). Así, se prefirió ponderar la simplicidad que ofrece la regresión logística para los propósitos de este trabajo, a partir del cálculo de probabilidades.

Como los registros de la seguridad social utilizados en este estudio no han sido probados para estudios demográficos a gran escala, se buscó comprobar su validez. Una primera aproximación comparó el número de defunciones registradas por la ANSES con las presentadas en el anuario de estadísticas vitales de la DEIS para el año 2015. Si bien es cierto que hay una diferencia de exposición de seis meses porque los registros de la DEIS son de año calendario, mientras aquí se utilizaron datos de julio a junio del año siguiente, la diferencia de muertes debiera ser mínima, ya que *a)* la población mayor de 65 años es muy estable entre dos años contiguos, y *b)* la intención de comparar estas fuentes no fue para obtener un número exacto, sino una aproximación razonable. La misma lógica también aplicó para la segunda comparación: la cantidad de beneficiarios vivos al 1 de julio de 2015 (la población inicial) con las proyecciones de población del INDEC a la misma fecha, pues es el único organismo que presenta las proyecciones de población a nivel subnacional.

Sin embargo, para saber si los patrones de mortalidad de la base por sexo y edad son coherentes, también se estimó el cociente de las defunciones del periodo sobre la población inicial (al 1 de julio de 2015) por grupos quinquenales de edad o ${}_5Q_x$. A estas medidas se les comparó con las tasas centrales de mortalidad (${}_5m_x$), publicadas en las tablas de mortalidad del INDEC para el periodo 2008-2010. Si bien no son medidas iguales (porque el cociente no es el mismo), se intentó mostrar que sus patrones tienen formas similares en los distintos grupos de edad.

Modelos de regresión

Se utilizaron cuatro modelos para presentar la mortalidad diferencial de los adultos mayores. El primer modelo (M1) solo consideró el sexo y la edad (y su interacción, ya que el modelo ajustó mejor con esta sofisticación) como variables explicativas de la mortalidad, a fin de obtener los *logitos* por edades simples o ${}_1y_x$. La ecuación, con los respectivos β_n que representan los coeficientes de estimación para cada caso, siendo E la edad, M el sexo (ser mujer en este caso) y E*M su interacción, es la siguiente:

$$M1: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \varepsilon$$

Los *logitos* fueron transformados para obtener las probabilidades de fallecimiento por edades simples ${}_1q_x$. De este modo, se elaboraron tablas de vida o tablas de mortalidad, con el objeto de establecer un indicador resumen de la mortalidad como es la esperanza de vida a los 65 años o $e_{(65)}$ (Preston, Heuveline y Guillot, 2000). Dos aclaraciones: como las edades se presentan en valores discretos, se consideró que la edad en los modelos corresponde al valor $x + 0,5$ años (como media entre la edad x y $x+1$), por lo cual se hizo un mínimo ajuste de medio año (extrapolando hacia atrás 0,5 años del valor de x) para obtener la mortalidad a la edad exacta x . La otra es que para las tablas de mortalidad se utilizaron los valores publicados por la tabla de mortalidad del INDEC (2008-2010) para el grupo de edad final (100+) por una cuestión de empalme.

El segundo modelo (M2) incorporó la dimensión regional (con las distintas R_z), expresadas en la siguiente ecuación:

$$M2: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \beta_4 * R_z + \varepsilon$$

El tercer modelo (M3) incluyó el ingreso previsional como factor en lugar de la división regional. Como esta fue una aproximación inicial y el interés principal estuvo puesto en presentar un panorama general de la mortalidad (sin especificar demasiado lo que ocurre en distintos grupos de edad), se consideró el efecto marginal medio del ingreso, evitando interacciones específicas por sexo y/o edad (estas interacciones fueron debidamente probadas con anterioridad y los efectos marginales obtenidos fueron muy pequeños, por lo que se favorecieron modelos más parsimoniosos, utilizando E*M como única interacción). De esta manera, la ecuación es la siguiente, con el término $\ln I$ representando el \ln del ingreso previsional:

$$M3: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \beta_4 * \ln I + \varepsilon$$

El cuarto modelo (M4) fue una síntesis de los tres modelos anteriores, considerando que es posible que los efectos asignados al ingreso previsional en realidad pudieran atribuirse a la distribución de ingresos por región de los beneficiarios o a las condiciones estructurales de las mismas (o viceversa). Por lo tanto, el Modelo 4 quedó conformado de esta manera:

$$M4: {}_1y_x = \beta_0 + \beta_1 * E + \beta_2 * M + \beta_3 * E * M + \beta_4 * R_z + \beta_5 * \ln I + \varepsilon$$

Para establecer las $e_{(65)}$ según distintas posiciones socioeconómicas se consideraron cuatro escenarios simulados de ingreso. Estos escenarios fueron asignados de manera arbitraria, tomando como base la percepción de un beneficio de valor mínimo por ley (BM), pero siempre suponiendo una duplicación del valor anterior que representase diferentes niveles de ingreso previsional (y por ende una mejor posición socioeconómica). Entonces, se construyeron tablas de mortalidad para cuatro escenarios de categorías de ingreso equivalentes a 1BM, 2BM, 4BM y 8BM (siendo el último un valor sumamente elevado en comparación al promedio, buscando representar a los sectores sociales más favorecidos). El valor del BM al 1 de julio de 2015 era de 3.822 pesos argentinos brutos (USD 420 al tipo de cambio oficial).

Resultados

Caracterización general de la población y pruebas de consistencia

El Cuadro 2 presenta algunas estadísticas descriptivas de los registros de la ANSES para contextualizar el trabajo. Se observa que había cerca de 2.805.800 mujeres (cerca del 60%) y 237.000 defunciones (5%) en el inicio del periodo. Existen algunos casos en los cuales no se registró dato sobre el ingreso previsional, pero siendo la omisión inferior al 0.01%, su efecto al estimar los modelos de mortalidad fue prácticamente nulo. La edad media obtenida de la población era de 75,3 años. El ingreso previsional medio a la fecha era de un valor equivalente a 1,9 BM.

Cuadro 2
Características descriptivas de atributos seleccionados de adultos mayores a 65 años que perciben un beneficio previsional. Argentina, 2015-2016

| Categoría | Total casos | Media | Desv. típ. | C. V. (%) |
|-------------|-------------|---------|------------|-----------|
| Defunciones | 4.641.269 | 0,05 | 0,22 | 431 |
| Mujer | 4.641.269 | 0,61 | 0,49 | 81 |
| Edad | 4.641.269 | 75,31 | 7,34 | 10 |
| Ingreso | 4.636.636 | 7311,11 | 6482,49 | 90 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

La región Pampeana es la más grande en proporción de beneficiarios, pues concentra cerca del 70 % del total. Es además la región más feminizada (5 puntos porcentuales por encima del Sur) y también la más envejecida, con un año de edad promedio por encima del resto. Su ingreso previsional era nominalmente el segundo más alto, solo por detrás del Sur. Sin embargo, los haberes de los beneficiarios que habitan en zona austral (que incluye a la región Sur y algunos pocos casos de la región Pampeana) incluyen un adicional del 40 % en sus haberes. Como se desconoce el impacto del mayor costo de vida en estas regiones, se decide no ajustar el valor de los haberes previsionales para este trabajo, si bien se tiene en cuenta esta consideración especial. También se aprecia cómo el ingreso previsional medio de estas dos regiones es bastante mayor al de las restantes. En lo que respecta a las diferencias por sexo, las mujeres presentaban un mayor ingreso previsional que los hombres todas las regiones excepto la Pampeana, aunque la magnitud de estas diferencias parece ser pequeña en términos relativos (y en el caso del Sur, prácticamente inexistente).

Cuadro 3
Características seleccionadas de la población por región. Argentina, 2015-2016

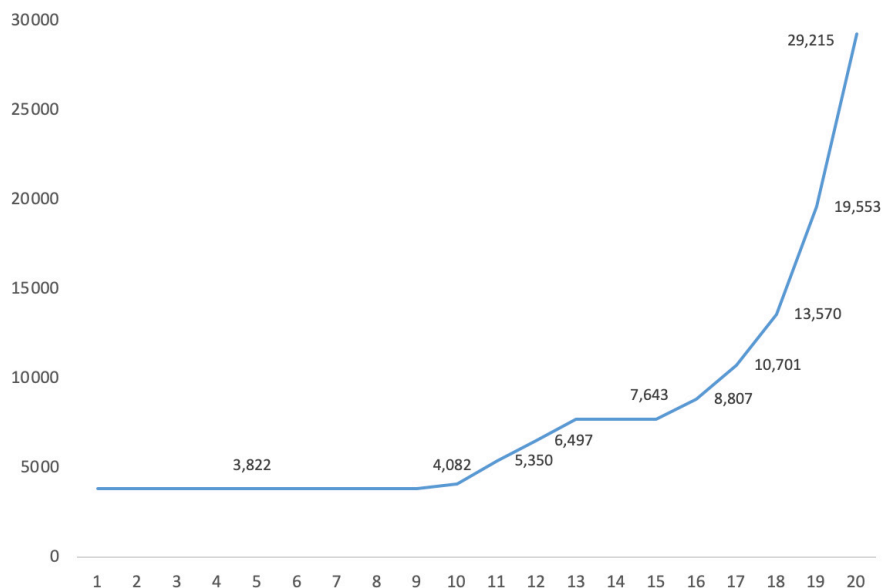
| Región | Características | | | | |
|----------|-----------------|-----------|------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | % Total | % Mujeres | Edad media | Ingreso medio Hombres (ARS) | Ingreso medio Mujeres (ARS) |
| Pampeana | 72.3 | 61.5 | 75,5 | 7,517 | 7,248 |
| NEA | 6.7 | 57.1 | 74,6 | 5,875 | 6,618 |
| NOA | 8.7 | 58.0 | 74,8 | 6,062 | 6,767 |
| Cuyo | 7.4 | 59.0 | 74,8 | 6,561 | 6,888 |
| Sur | 4.9 | 56.7 | 74,6 | 10,284 | 10,286 |
| Total | 100.0 | 60.5 | 75,3 | 7,340 | 7,283 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

En la Gráfica 2 se presenta el ingreso previsional medio para la población de beneficiarios, dividida en veintiles. Prácticamente la mitad de la población de adultos mayores (más de 2 millones de personas) percibía ingresos equivalentes a un BM. También se aprecia que a la altura del veintil 15 se llega al umbral de ingreso de dos BM, es decir, ARS 7,643. Pasado este punto los haberes parecen crecer de manera más pronunciada. El último grupo (es decir, el 5% de mayores ingresos previsionales) percibía un ingreso previsional promedio 7,6 veces mayor al beneficio mínimo, con lo cual las categorías planteadas para las simulaciones de mortalidad según ingreso parecieran ser razonables.

Gráfica 2

Ingreso promedio en ARS por ventiles de beneficiarios. Argentina 2015-2016

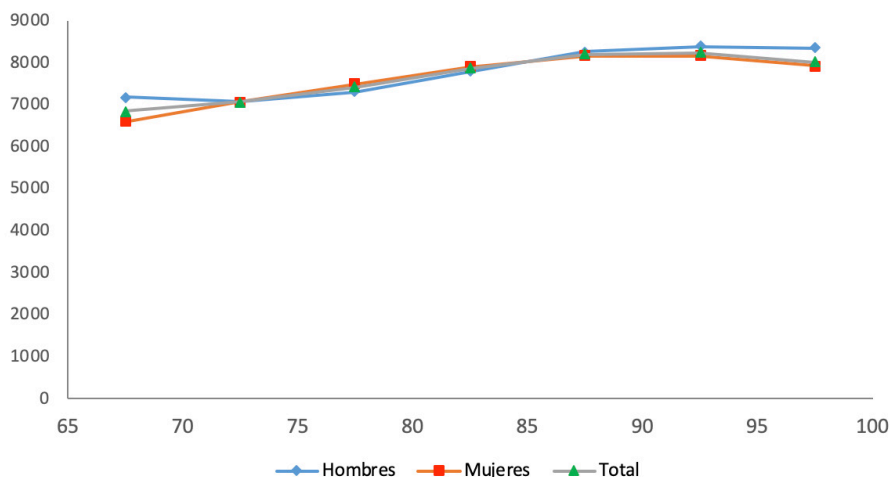


Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

En la Gráfica 3 se muestra que a medida que se tiene mayor edad el ingreso medio para ambos sexos también es mayor. Una parte de esta asociación puede explicarse porque con la edad aumenta la proporción de beneficiarios que percibe doble beneficio (jubilación y pensión) por el fallecimiento de su cónyuge, con lo cual los ingresos aumentan. Por otra parte, cabe señalar que el incremento en la cobertura, producto de las moratorias, tendió a concentrarse en los grupos de menor edad.

Gráfica 3

Ingreso previsional medio (en ARS) para grupos quinquenales de edad, según sexo. Argentina, julio de 2015



Fuente: Elaboración propia con base en la Tabla 2 del Anexo estadístico.

En el Cuadro 4 se muestra que las diferencias de defunciones entre los registros de Estadísticas Vitales para el año 2015 y los registros de ANSES fueron relativamente pequeñas. Si bien ambas fuentes captaron las defunciones para un año, solo coincidieron en seis meses de exposición, por lo cual se acepta que existiese una diferencia entre ellas.

La población total se contrastó con proyecciones de población, estimaciones hechas con base en observaciones anteriores (el Censo de 2010 en este caso) y supuestos de mortalidad y migración. Los beneficiarios registrados en ANSES son ligeramente superiores a la proyección del INDEC. Pese a ello, las diferencias relativas parecen ser más que aceptables para los propósitos de este estudio.

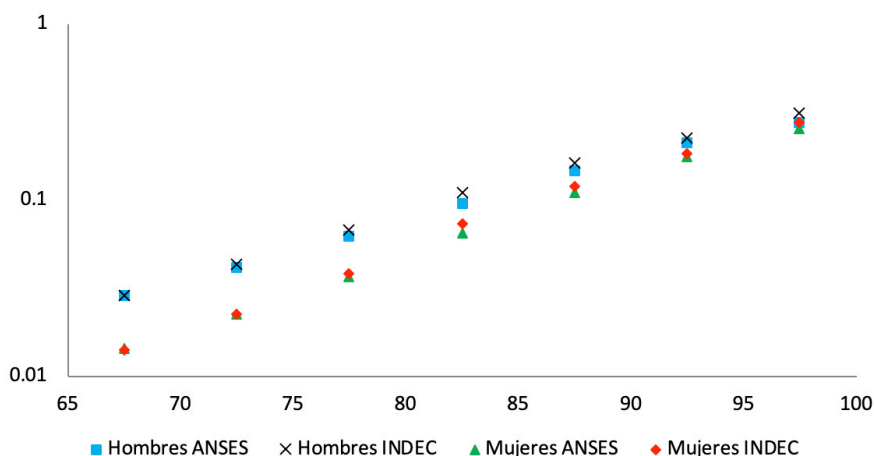
La comparación entre las ${}_5Q_x$ de ANSES y las ${}_5m_x$ del INDEC señala que los patrones por edad y sexo son muy similares en ambas fuentes, lo cual confirma que los registros de la seguridad social son adecuados para estimar la mortalidad en el periodo.

Cuadro 4
*Defunciones y población observada por región según
fuente de datos. Argentina 2015-2016*

| Región | Defunciones | | | Población de 65-99 años al 01/07/2015 | | |
|----------|-------------|-----------------|-------------------------|---------------------------------------|-----------|-------------------------|
| | E.V. 2015 | ANSES 2015-2016 | Diferencia relativa (%) | INDEC | ANSES | Diferencia relativa (%) |
| Pampeana | 176.303 | 173.694 | -1,5 | 3.329.057 | 3.356.294 | 0,8 |
| NEA | 15.207 | 15.702 | 3,2 | 306.637 | 310.383 | 1,2 |
| NOA | 19.971 | 20.519 | 2,7 | 411.830 | 401.654 | -2,5 |
| Cuyo | 17.282 | 17.255 | -0,2 | 354.491 | 344.165 | -3,0 |
| Sur | 10.199 | 9.860 | -3,4 | 226.706 | 228.774 | 0,9 |
| Total | 238.962 | 237.030 | -0,8 | 4.628.721 | 4.641.269 | 0,3 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES, DEIS (2016) e INDEC (2013a).

Gráfica 4
Comparación ${}_5Q_x$ por sexo según registros de ANSES (2015-2016) y ${}_5m_x$ por sexo según el INDEC (2008-2010). Escala semilogarítmica. Argentina



Fuente: Elaboración propia con base en Tabla 3 del Anexo estadístico.

Análisis de los modelos de mortalidad

Como se mencionó con anterioridad, la primera regresión (M1) solo consideró los efectos de la edad, el sexo y su interacción. El cuadro siguiente indica que el *odds ratio* en la mortalidad es casi mucho más alto para los hombres sin considerar la edad, aunque a cada edad el riesgo aumenta 8 % para los hombres y 10 % para las mujeres, explicando que a edades avanzadas los efectos sobre los *odds* sean similares.

Luego se calcularon los modelos M2, M3 y M4. Los coeficientes del M2 permitieron evaluar los efectos marginales de las distintas regiones en la mortalidad. Los *odds ratio* comparados con la región Pampeana son 10 % menores para la región Sur y entre 5 y 8 % mayores para las regiones restantes, lo cual es consistente con los resultados previos: las regiones con menor mortalidad son las que presentaban mejores indicadores de desarrollo y un mayor ingreso previsional medio.

Los resultados del M3 tampoco resultaron sorprendentes: mayores ingresos se encontraban asociados a una menor mortalidad. El M4, combinando ambos efectos, permitió apreciar que el efecto marginal del ingreso sobre la mortalidad permaneció virtualmente intacto, mientras que los efectos marginales atribuidos a las regiones se redujeron, indicando que una parte de dichos efectos se puede explicar por variaciones en el ingreso previsional medio de cada región. También se observa cómo los coeficientes por edad y sexo en todos los modelos permanecieron sin cambios, por lo cual los efectos de dichas variables sobre la mortalidad son relativamente constantes al ingreso y para cada región. El *valor p* de todas las variables en los modelos es menor a 0,001.

Cuadro 5
Coeficientes de los modelos de mortalidad M1, M2, M3 y M4

| Variable | Coeficientes del modelo M1 | | Coeficientes del modelo M2 | | Coeficientes del modelo M3 | | Coeficientes del modelo M4 | |
|------------|----------------------------|--------|----------------------------|--------|----------------------------|--------|----------------------------|--------|
| | B | Exp(B) | B | Exp(B) | B | Exp(B) | B | Exp(B) |
| Edad | 0,090 | 1,094 | 0,090 | 1,094 | 0,091 | 1,095 | 0,091 | 1,095 |
| Mujer | -2,153 | 0,116 | -2,159 | 0,115 | -2,185 | 0,122 | -2,188 | 0,112 |
| Edad*mujer | 0,021 | 1,021 | 0,021 | 1,021 | 0,022 | 1,022 | 0,022 | 1,022 |
| NEA | ** | ** | 0,078 | 1,081 | ** | ** | 0,054 | 1,056 |
| NOA | ** | ** | 0,065 | 1,067 | ** | ** | 0,049 | 1,050 |
| Cuyo | ** | ** | 0,049 | 1,050 | ** | ** | 0,041 | 1,042 |
| Sur | ** | ** | -0,107 | 0,898 | ** | ** | -0,063 | 0,939 |
| Ln Ingreso | ** | ** | ** | ** | -0,157 | 0,855 | -0,151 | 0,860 |
| Constante | -9,615 | ** | -9,630 | ** | -8,336 | ** | -8,398 | ** |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

A efectos prácticos, el análisis subsiguiente tomó el M3 como referencia para las simulaciones. Se entiende que es el más sencillo y más práctico para discutir lo que sucedió con la mortalidad de la población, expresada en la $e_{(65)}$ resultante para distintos escenarios de ingreso. Sin embargo, cabe señalar que los efectos regionales, si bien están contenidos y explicados parcialmente por el efecto ingreso, son existentes e implicaron una variación de las distintas q_x para cada categoría. También se utilizaron los resultados del M1 para ilustrar la $e_{(65)}$ a nivel general para cada sexo y controlar que sus valores estuvieran dentro del rango de los estimados a partir del M3.

Las diferencias máximas del Cuadro 6, en términos relativos, señalan que aquellos beneficiarios que tenían una prestación equivalente a ocho beneficios mínimos (8BM) presentaban una $e_{(65)}$ 2,5 años mayor que aquellos que percibían un beneficio mínimo (BM).

Cuadro 6
 $e_{(65)}$ por sexo a partir de resultados de los modelos M1 y M3, para grupos de ingresos seleccionados. Argentina, total país, 2015-2016

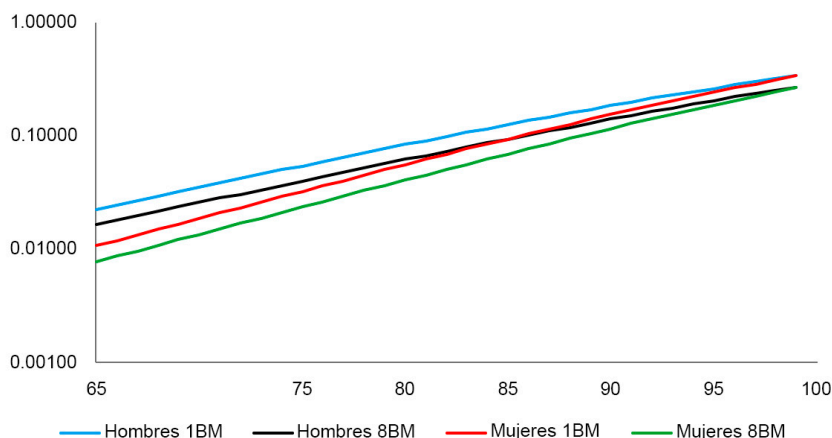
| Modelo | M1 | M3 | | | | |
|-------------------------|-------|-------------------|------|------|------|-------------|
| $e_{(65)}$ por sexo | | Unidad de haberes | | | | Dif. entre |
| | Total | 1 BM | 2 BM | 4 BM | 8 BM | 8 BM y 1 BM |
| Hombres | 15,6 | 15,2 | 16,0 | 16,8 | 17,7 | 2.5 |
| Mujeres | 19,5 | 18,8 | 19,6 | 20,4 | 21,2 | 2.4 |
| Diferencia (absoluta) | 3,9 | 3,6 | 3,6 | 3,5 | 3,5 | --- |
| Diferencia (relativa) % | 25,0 | 23,7 | 22,5 | 20,8 | 19,8 | --- |

Fuente: Tablas 4 y 6 del Anexo estadístico.

En lo que respecta a las brechas por sexo, se puede apreciar cómo en términos relativos, a mayores ingresos previsionales las diferencias de mortalidad por sexo tendieron a disminuir. Sin embargo, estas diferencias apenas implican una variación de 0,1 años de la $e_{(65)}$. Por otra parte, si bien se trata de escenarios simulados, nótese cómo las mujeres que perciben un beneficio mínimo tienen una mayor $e_{(65)}$ que los hombres que reciben un haber equivalente a 8 BM (que se encontrarían en una mejor posición socioeconómica).

Para ilustrar mejor estos resultados, la Gráfica 5 presenta las distintas ${}_1q_x$ estimadas para los grupos extremos, es decir, quienes percibían 1 BM y 8 BM. Se observa cómo los incrementos de la edad se condicen con menores diferencias de ${}_1q_x$, tanto por sexo como por grupo de ingreso seleccionado. Lo cual es razonable, ya que se espera que las mayores brechas de mortalidad por ingreso se den en los grupos de edad *más jóvenes*.

Gráfica 5
 ${}_1q_x$ por sexo y grupos quinquenales de edad para grupos de ingreso previsional seleccionados. Registros de la ANSES (2015-2016), total país. Escala semilogarítmica



Fuente: Tabla 5 del Anexo estadístico.

Conclusiones

Los análisis presentados muestran las diferencias de mortalidad en Argentina en función del ingreso previsional en los adultos mayores. Siendo que la cobertura previsional es prácticamente absoluta entre los mayores de 65 años, resulta pertinente hablar de diferencias del nivel de ingreso antes que de incidencia del ingreso como factor. Aprovechando los registros administrativos, se calibró un instrumento capaz de estudiar la mortalidad considerando factores sociodemográficos y socioeconómicos. Los hallazgos principales de este estudio fueron tres: el primero, que las desigualdades en la salud a partir de diferentes ingresos previsionales (vinculados a distintas posiciones socioeconómicas) persistían hasta edades muy avanzadas. Esto quedó claro a la hora de simular las distintas probabilidades de muerte con base en grupos de ingresos previsionales seleccionados.

El segundo hallazgo es la escasa incidencia de la dimensión regional en las probabilidades de muerte. Básicamente, parte de su poder predictivo respondía a las diferencias del ingreso previsional entre dichas regiones. El tercer hallazgo se deriva del primero. Es el hecho de que la seguridad social en Argentina, pese a las sensibles mejoras en su cobertura en los últimos años (y la reducción consecuente de la desigualdad), aún tiene un componente regresivo. Las personas con mayores ingresos previsionales percibían durante más tiempo sus beneficios, pese a que el tiempo mínimo de contribución requerido es el mismo para todos. Dicho de otra forma, las desigualdades en la vejez, en lugar de reducirse, tienden a ampliarse en este sistema en particular. Por lo cual, en términos de equidad, este aspecto debiera ser tomado en cuenta a la hora de pensar las limitaciones de posibles diseños de esquemas de pensiones con tiempos de contribución que se proclaman neutros o incluso “progresivos”.

El aprovechamiento de registros administrativos tuvo la gran ventaja de contar con la variable ingreso para toda la población expuesta, sin la omisión que está presente con la variable educación en las estadísticas vitales. Sin embargo, existen otras limitaciones de los resultados presentados ya que desafortunadamente no se contó con otras variables adicionales que reflejaran con mayor precisión la trayectoria ocupacional de los beneficiarios. El ingreso previsional no deja de ser una aproximación relativamente imprecisa a la trayectoria ocupacional previa de las personas y a su situación socioeconómica actual.

De igual manera, la variable ingreso previsional no distingue otras sutilezas importantes que hacen a la posición socioeconómica de los individuos, como la situación total del hogar, la posesión de otros activos, ingresos de carácter no previsional o información sobre la cobertura de salud (ya que algunos en adición o en vez de PAMI pueden tener un plan privado).

Por otra parte, tampoco se sabe con exactitud la relación entre los ingresos previsionales y la adopción de hábitos relacionados con la salud de los beneficiarios (lo que sí está presente en algunas encuestas especiales, como la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo). Si bien a lo largo del documento se mencionó varias veces que existe una relación entre ingreso previsional, educación y salud, no se conoce adecuadamente ni la forma de esta asociación ni cómo estos diferenciales en los niveles de ingreso previsional representan diferencias en los factores de riesgo y en lo que respecta a la mortalidad por causas.

Por esta serie de razones, el indicador del ingreso previsional probablemente arrastre otras cuestiones que lo exceden a la hora de interpretar su verdadero poder explicativo, limitando su capacidad de dar explicaciones sobre la relación entre inequidades en la salud y posición socioeconómica. Cabe mencionar que, si bien se cuenta con prácticamente el total de la población de adultos mayores, la información no deja de estar circunscripta a solo un año de exposición puntual. Pese a que la mortalidad en las edades superiores es mucho más estable que en otros grupos y casi no existen estudios con semejante magnitud de años/persona, es necesario contar con otras mediciones o seguimientos en el tiempo de la población analizada a fin de establecer tendencias y mayores precisiones. Por otra parte, también cabe mencionar que no se poseen datos desagregados a un nivel más pequeño (departamentos, barrios, ciudades), sino que están circunscriptas a nivel provincial/regional.

En tanto, indudablemente se puede establecer que existe un diferencial en la mortalidad en la vejez en Argentina y que este se encuentra asociado a la posición socioeconómica de los individuos, representada aquí (con las limitaciones debidamente mencionadas) con distintos escenarios de ingreso previsional para el periodo 2015-2016, lo cual implica una arista de regresividad no tan evidente en el sistema de jubilaciones y pensiones de Argentina. Los resultados además fueron en línea con la mayoría de los antecedentes previamente mencionados en la región, que suponen, aun en la vejez, menores riesgos de muerte para aquellas personas con una mejor posición socioeconómica.

Referencias

- Allison, P. (1999). *Logistic regression using the SAS System: Theory and application*. Hoboken, NJ: Wiley & Sons.
- Behrman, J. C., Sickles, R. y Taubman, P. (1998). *Causes, correlates and consequences of death among older adults: Some methodological approaches and substantive analyses*. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Bertranou, F., Cetrángolo, O., Grushka, C. y Casanova, L. (2011). *Encrucijadas en la seguridad social argentina: reformas, cobertura y desafíos para el sistema de pensiones* (pp. 73-92). Buenos Aires: Cepal, Organización Internacional del Trabajo.
- Bravo Almonacid, F. (2015). *Envejecer en la pobreza: prácticas y representaciones de personas mayores tendientes a su reproducción cotidiana en ámbitos domésticos y extradomésticos*. Tesis de doctorado, Universidad Nacional de La Plata, Buenos Aires. Recuperada de <http://www.memoria.fahce.unlp.edu.ar/tesis/te.1354/te.1354.pdf>
- Brown, L., Robert, S. y McDaid, J. (2003). Factors affecting retirement mortality. *North American Actuarial Journal*, 7(2), 24- 43. doi: 10.1080/10920277.2003.10596083
- Calabria, A. y Rottenschweiler, S. (2015). Analysis of the distributional impact of the Argentine pension system: Results of the increase in the coverage rate. Munich Personal RePEc Archives. *MPRA Paper* (64017). Recuperado de <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64017/1/>
- Cutler, D., Deaton, A. y Lleras-Mulney, A. (2006). The determinants of mortality. *Journal of Economic Perspectives*, 20(3), 97-120. doi: 10.1257/jep.20.3.97
- De Lima Silva, V., Pessoa Cesse, E. A. y Pessoa Militão de Albuquerque, M. F. (2014). Social determinants of death among the elderly: A systematic literature review. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 17(2) 178-193. doi: 10.1590/1809-4503201400060015

- DEIS (Dirección de Estadísticas e Información en Salud) (2016). *Estadísticas vitales. Información básica. Argentina - Año 2015*. Serie, 5(59). Buenos Aires: Ministerio de Salud.
- DEIS (Dirección de Estadísticas e Información en Salud) (2018). *Estadísticas vitales. Información básica. Argentina - Año 2017*. Serie, 5(61). Buenos Aires: Ministerio de Salud.
- Ecob, R. y Smith, G. D. (1999). Income and health: What is the nature of the relationship? *Social Science & Medicine*, 48(5), 693-705. doi: 10.1016/S0277-9536(98)00385-2
- Galobardes, B., Shaw, M., Lawlor, D., Lynch, J. W y Smith, G. D. (2006). Indicators of socioeconomic position (Part 1). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60(2), 7-12. doi: 10.1136/jech.2004.023531
- Gomes, M. M. F., Turra, C. M., Fígoli, M. G. B, Duarte, Y. A. O. y Lebrão, M. L. (2013). Associação entre mortalidade e estado marital: uma análise para idosos residentes no Município de Sao Paulo, Brasil, Estudio SABE, 2000 e 2006. *Cadernos de Saúde Pública*, 29(3), 566-578. doi: 10.1590/S0102-311X2013000300014
- Grushka, C. (2014). Casi un siglo y medio de mortalidad en Argentina. *Revista Latinoamericana de Población*, 8(15), 93-118. Recuperado de <http://revistarelap.org/ojs/index.php/relap/article/view/14>
- Grushka, C., Baum, D. y Sanni, L. (2013). Vivir y morir en las comunas de la Ciudad de Buenos Aires: un estudio de diferenciales. *Revista Población de Buenos Aires*, 10(18), 33-44. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74029871002>
- Grushka, C., Gaiada, J. C. y Calabria, A. (2016). *Sistema(s) previsional(es) en la Argentina y cobertura: análisis de las diversas fuentes de datos y de los diferenciales por edad, sexo y jurisdicción*. Buenos Aires: Dirección de Estudios de la Seguridad Social, ANSES. Recuperado de http://observatorio.anses.gob.ar/archivos/documentos/DT_1601_Cobertura%20Previsional.pdf
- INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) (2013a). *Estimaciones y proyecciones de población 2010-2040. Serie Análisis Demográfico Ciudad Autónoma de Buenos Aires*, (35). Buenos Aires: INDEC.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) (2013b). *Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad 2008-2010. Total del país y provincias. Serie Análisis Demográfico*, (37). Buenos Aires: INDEC.
- King, G. y Zeng, L. (2001). Logistic regression in rate events data. *Political Analysis* 9(1), 137-163. doi: 10.1093/oxfordjournals.pan.a004868
- Lynch J. W. y Kaplan, G. (1997). Understanding how inequality in the distribution of income affects health. *Journal of Health Psychology*, 2, 297-314. doi: 10.1177/135910539700200303
- Lynch J. W., Smith, G. D, Kaplan, G. y House, J. (2000). Income inequality and mortality: Importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *The British Medical Journal*, 320(7243), 1200-1204. doi: 10.1136/bmj.320.7243.1200
- Manzelli, H. (2014). Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina. *Revista Latinoamericana de Población*, 8(14), 129-163. Recuperado de <http://revistarelap.org/index.php/relap/article/view/98/120>
- Marmot, M. (2005). Social determinants of health inequalities. *The Lancet*, (365), 1099-1104. doi: 10.1016/S0140-6736(05)71146-6

- Mayhew, L. y Smith, D. (2016). *An investigation into inequalities in adult lifespan*. Londres: Cass Business School, Faculty of Actuarial Science and Insurance, City University London. Recuperado de https://www.cass.city.ac.uk/_data/assets/pdf_file/0011/316100/ILCCASS-LEANDI-REPORT_final_25_04_16.pdf
- Pantelides, E. A. y Sana, M. (1996). La pobreza en la tercera edad. Un análisis sobre los ancianos del Gran Buenos Aires. *Documento de trabajo*, 8(96). Buenos Aires: Secretaría de Programación Económica.
- Peláez, E. y Acosta, L. (2011). Educación y mortalidad diferencial de adultos: Provincia de Córdoba, República Argentina. *Papeles de Población*, 17(70), 9-31. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252011000400002&lng=es&tlng=es
- Preston, S. H., Heuveline, P. y Guillot, M. (2000). *Demography: Measuring and modeling population processes*. Hoboken, NJ: Wiley & Sons.
- Preston, S. H. y Taubman, P. (1994). Socioeconomic differences in adult mortality and health status. En L. G. Martin y S. H. Preston. (Eds.), *Demography of aging* (pp. 279-318). Washington D. C.: National Academy Press.
- Ravallion, M. (2014). Income inequality in the developing world. *Science*, 344(6186), 851-855. doi: 10.1126/science.1251875
- Rehnberg J. y Fritzell, J. (2016). The shape of the association between income and mortality in old age: A longitudinal Swedish national register study. *SSM Population Health*, 2(December), 750-756. doi: 10.1016/j.ssmph.2016.10.005
- Rofman, R. (1994). Diferenciales de mortalidad adulta en Argentina. *Notas de Población*, 22(59), 73-91. ONU: LC/DEM/G.141
- Rofman, R. y Oliveri, L. (2011). La cobertura de los sistemas previsionales en América Latina: conceptos e indicadores. *Serie de Documentos de trabajo sobre políticas sociales*, (7). Banco Mundial. Recuperado de <http://siteresources.worldbank.org/INTARGENTINAINSPANISH/Resources/CoberturaPrevisionalLAC.pdf>
- Rosero-Bixby, L. (2018). High life expectancy and reversed socioeconomic gradients of elderly people in Mexico and Costa Rica. *Demographic Research*, 38(3), 95-108. doi: 10.4054/DemRes.2018.38.3
- Rosero-Bixby, L. y Dow, W. H. (2009). Surprising SES gradients in mortality, health and biomarkers in a Latin American population of adults. *Journal of Gerontology Social Sciences* 64(1), 105-117. doi: 10.1093/geronb/gbn004
- Sandoval, M. H. y Turra, C. M. (2015). El gradiente educativo en la mortalidad adulta en Chile. *Revista Latinoamericana de Población*, 17, 7-35. doi: 10.31406/relap2015.v9.i2.n17
- Smith, J. P. (2004). Unraveling the SES health connection. *Population and Development Review*, (30), 108-132. (Supplement). Recuperado de www.jstor.org/stable/3401465
- Timæus, I., Dorrington, R. y Hill, K. (2013). Introduction to adult mortality analysis. En T. Moultrie, R. Dorrington, A. Hill, K. Hill, I. Timæus y B. Zaba. (Comps.), *Tools for demographic estimation* (pp. 191-194). París: International Union for the Scientific Study of Population. Recuperado de <http://demographicestimation.iussp.org/>
- Vera-Romero, O. E y Vera-Romero F. M. (2013). Evaluación del nivel socioeconómico: presentación de una escala adaptada en una población de Lambayeque. *Revista del Cuerpo Médico Hospital Nacional Almanzor Aguinaga Asenjo*, 6(1), 41-45. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4262712>

Anexo estadístico

Tabla 1
Población de beneficiarios de 65 a 99 años por grupos de edad, sexo y región. Argentina, julio de 2015

| Sexo y edad | Región | | | | | |
|-------------|-----------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| | Pampeana | NEA | NOA | Cuyo | Sur | Total |
| Hombres | | | | | | |
| 65-69 | 393.207 | 44.124 | 54.792 | 46.099 | 33.560 | 571.782 |
| 70-74 | 357.880 | 38.231 | 47.329 | 40.103 | 28.330 | 511.873 |
| 75-79 | 253.901 | 25.892 | 32.455 | 26.320 | 18.685 | 357.253 |
| 80-84 | 166.982 | 14.914 | 20.359 | 17.133 | 11.019 | 230.407 |
| 85-89 | 87.573 | 7.304 | 9.921 | 8.365 | 5.376 | 118.539 |
| 90-94 | 29.069 | 2.316 | 3.208 | 2.584 | 1.752 | 38.929 |
| 95-99 | 4.807 | 486 | 599 | 444 | 281 | 6.617 |
| Total | 1.293.419 | 133.267 | 168.663 | 141.048 | 99.003 | 1.835.400 |
| Mujeres | | | | | | |
| 65-69 | 566.198 | 54.880 | 72.653 | 62.844 | 41.391 | 797.966 |
| 70-74 | 483.313 | 45.132 | 57.526 | 50.805 | 32.150 | 668.926 |
| 75-79 | 389.010 | 34.639 | 43.584 | 37.425 | 24.006 | 528.664 |
| 80-84 | 308.515 | 23.149 | 31.891 | 27.562 | 16.773 | 407.890 |
| 85-89 | 206.206 | 13.244 | 18.314 | 16.669 | 10.246 | 264.679 |
| 90-94 | 89.385 | 4.880 | 7.384 | 6.452 | 4.168 | 112.269 |
| 95-99 | 20.248 | 1.191 | 1.639 | 1.360 | 1.037 | 25.475 |
| Total | 2.062.875 | 177.115 | 232.991 | 203.117 | 129.771 | 2.805.869 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

Tabla 2
Haber medio (en pesos) por grupos de edad y sexo. Argentina, julio de 2015

| Edad | Hombres | Mujeres | Total |
|---------|---------|---------|-------|
| 65 a 69 | 7.175 | 6.586 | 6.834 |
| 70 a 74 | 7.056 | 7.058 | 7.063 |
| 75 a 79 | 7.291 | 7.490 | 7.416 |
| 80 a 84 | 7.785 | 7.899 | 7.864 |
| 85 a 89 | 8.254 | 8.163 | 8.198 |
| 90 a 94 | 8.384 | 8.164 | 8.228 |
| 95 a 99 | 8.338 | 7.907 | 8.000 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES.

Tabla 3
 ${}_5Q_x$ por sexo según registros de ANSES (2015-2016) y ${}_5m_x$ por sexo según INDEC (2008-2010) para grupos de edad seleccionados. Argentina

| Edad (x) | ${}_5Q_x$ ANSES 2015-16 | | | ${}_5m_x$ INDEC 2008-10 | | |
|----------|-------------------------|---------|---------|-------------------------|---------|---------|
| | Hombres | Mujeres | Total | Hombres | Mujeres | Total |
| 65 a 69 | 0,02876 | 0,01445 | 0,02042 | 0,02858 | 0,01410 | 0,02099 |
| 70 a 74 | 0,04131 | 0,02229 | 0,03053 | 0,04282 | 0,02228 | 0,03165 |
| 75 a 79 | 0,06242 | 0,03689 | 0,04718 | 0,06745 | 0,03812 | 0,05074 |
| 80 a 84 | 0,09564 | 0,06509 | 0,07612 | 0,11049 | 0,07289 | 0,08734 |
| 85 a 89 | 0,14528 | 0,11016 | 0,12102 | 0,16344 | 0,12060 | 0,13293 |
| 90 a 94 | 0,20992 | 0,17672 | 0,18527 | 0,22677 | 0,18347 | 0,18759 |
| 95 a 99 | 0,27490 | 0,25150 | 0,25633 | 0,31279 | 0,27452 | 0,25211 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ANSES e INDEC (2013b).

Tabla 4
 Funciones seleccionadas de la tabla de vida elaborada a partir del modelo M1 para adultos mayores de 65 años según sexo. Argentina, 2015-2016

| Edad | Hombres | | | | | Mujeres | | | | |
|------|---------|---------|--------|-----------|------|---------|---------|--------|-----------|------|
| | q(x) | l(x) | L(x) | T(x) | e(x) | q(x) | l(x) | L(x) | T(x) | e(x) |
| 65 | 0,02175 | 100.000 | 98.912 | 1.561.523 | 15,6 | 0,00998 | 100.000 | 99.501 | 1.954.161 | 19,5 |
| 66 | 0,02375 | 97.825 | 96.663 | 1.462.611 | 15,0 | 0,01113 | 99.002 | 98.451 | 1.854.660 | 18,7 |
| 67 | 0,02593 | 95.501 | 94.263 | 1.365.948 | 14,3 | 0,01243 | 97.900 | 97.292 | 1.756.209 | 17,9 |
| 68 | 0,02831 | 93.024 | 91.708 | 1.271.686 | 13,7 | 0,01386 | 96.684 | 96.013 | 1.658.917 | 17,2 |
| 69 | 0,03089 | 90.391 | 88.995 | 1.179.978 | 13,1 | 0,01547 | 95.343 | 94.606 | 1.562.904 | 16,4 |
| 70 | 0,03370 | 87.599 | 86.123 | 1.090.982 | 12,5 | 0,01725 | 93.869 | 93.059 | 1.468.298 | 15,6 |
| 71 | 0,03676 | 84.647 | 83.092 | 1.004.859 | 11,9 | 0,01924 | 92.249 | 91.362 | 1.375.239 | 14,9 |
| 72 | 0,04008 | 81.536 | 79.902 | 921.767 | 11,3 | 0,02145 | 90.475 | 89.504 | 1.283.877 | 14,2 |
| 73 | 0,04369 | 78.268 | 76.558 | 841.865 | 10,8 | 0,02390 | 88.534 | 87.476 | 1.194.373 | 13,5 |
| 74 | 0,04761 | 74.849 | 73.067 | 765.307 | 10,2 | 0,02664 | 86.418 | 85.267 | 1.106.897 | 12,8 |
| 75 | 0,05186 | 71.285 | 69.437 | 692.239 | 9,7 | 0,02967 | 84.116 | 82.868 | 1.021.630 | 12,1 |
| 76 | 0,05647 | 67.589 | 65.681 | 622.802 | 9,2 | 0,03304 | 81.620 | 80.272 | 938.761 | 11,5 |
| 77 | 0,06146 | 63.772 | 61.813 | 557.122 | 8,7 | 0,03677 | 78.924 | 77.473 | 858.489 | 10,9 |
| 78 | 0,06686 | 59.853 | 57.852 | 495.309 | 8,3 | 0,04091 | 76.021 | 74.466 | 781.017 | 10,3 |
| 79 | 0,07270 | 55.851 | 53.821 | 437.457 | 7,8 | 0,04550 | 72.911 | 71.252 | 706.551 | 9,7 |
| 80 | 0,07900 | 51.791 | 49.746 | 383.636 | 7,4 | 0,05057 | 69.594 | 67.834 | 635.298 | 9,1 |
| 81 | 0,08580 | 47.700 | 45.653 | 333.890 | 7,0 | 0,05617 | 66.074 | 64.219 | 567.464 | 8,6 |
| 82 | 0,09313 | 43.607 | 41.576 | 288.237 | 6,6 | 0,06236 | 62.363 | 60.418 | 503.246 | 8,1 |
| 83 | 0,10101 | 39.546 | 37.549 | 246.660 | 6,2 | 0,06917 | 58.474 | 56.452 | 442.827 | 7,6 |
| 84 | 0,10949 | 35.551 | 33.605 | 209.112 | 5,9 | 0,07667 | 54.429 | 52.343 | 386.376 | 7,1 |
| 85 | 0,11857 | 31.659 | 29.782 | 175.507 | 5,5 | 0,08490 | 50.256 | 48.123 | 334.033 | 6,6 |
| 86 | 0,12831 | 27.905 | 26.115 | 145.725 | 5,2 | 0,09394 | 45.989 | 43.829 | 285.910 | 6,2 |
| 87 | 0,13872 | 24.324 | 22.637 | 119.610 | 4,9 | 0,10382 | 41.669 | 39.506 | 242.081 | 5,8 |

(continúa)

Tabla 4 (continuación)

| Edad | Hombres | | | | | Mujeres | | | | |
|------|---------|--------|--------|--------|------|---------|--------|--------|---------|------|
| | q(x) | l(x) | L(x) | T(x) | e(x) | q(x) | l(x) | L(x) | T(x) | e(x) |
| 88 | 0,14982 | 20.950 | 19.381 | 96.973 | 4,6 | 0,11461 | 37.343 | 35.203 | 202.574 | 5,4 |
| 89 | 0,16165 | 17.811 | 16.372 | 77.592 | 4,4 | 0,12636 | 33.063 | 30.974 | 167.371 | 5,1 |
| 90 | 0,17422 | 14.932 | 13.631 | 61.220 | 4,1 | 0,13913 | 28.885 | 26.876 | 136.397 | 4,7 |
| 91 | 0,18755 | 12.331 | 11.174 | 47.589 | 3,9 | 0,15297 | 24.866 | 22.965 | 109.521 | 4,4 |
| 92 | 0,20165 | 10.018 | 9.008 | 36.414 | 3,6 | 0,16791 | 21.063 | 19.294 | 86.556 | 4,1 |
| 93 | 0,21653 | 7.998 | 7.132 | 27.406 | 3,4 | 0,18400 | 17.526 | 15.914 | 67.262 | 3,8 |
| 94 | 0,23219 | 6.266 | 5.539 | 20.274 | 3,2 | 0,20125 | 14.301 | 12.862 | 51.349 | 3,6 |
| 95 | 0,24862 | 4.811 | 4.213 | 14.736 | 3,1 | 0,21969 | 11.423 | 10.168 | 38.486 | 3,4 |
| 96 | 0,26581 | 3.615 | 3.135 | 10.523 | 2,9 | 0,23930 | 8.914 | 7.847 | 28.318 | 3,2 |
| 97 | 0,28374 | 2.654 | 2.278 | 7.388 | 2,8 | 0,26009 | 6.781 | 5.899 | 20.471 | 3,0 |
| 98 | 0,30238 | 1.901 | 1.614 | 5.110 | 2,7 | 0,28201 | 5.017 | 4.310 | 14.572 | 2,9 |
| 99 | 0,32169 | 1.326 | 1.113 | 3.497 | 2,6 | 0,30502 | 3.602 | 3.053 | 10.263 | 2,8 |

Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del Cuadro 5.

Tabla 5
Probabilidades de muerte por edades simples (${}_xq_x$) con base en el modelo M3 según sexo y grupos de ingreso seleccionados para mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016

| Edad | :q _x Por sexo e ingreso seleccionado | | | | | | | |
|------|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 BM | | 2 BM | | 4 BM | | 8 BM | |
| | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
| 65 | 0,02272 | 0,01069 | 0,02043 | 0,00960 | 0,01836 | 0,00862 | 0,01650 | 0,00774 |
| 66 | 0,02483 | 0,01196 | 0,02233 | 0,01074 | 0,02007 | 0,00964 | 0,01804 | 0,00865 |
| 67 | 0,02713 | 0,01337 | 0,02440 | 0,01201 | 0,02194 | 0,01078 | 0,01972 | 0,00968 |
| 68 | 0,02964 | 0,01494 | 0,02667 | 0,01342 | 0,02398 | 0,01205 | 0,02156 | 0,01083 |
| 69 | 0,03237 | 0,01670 | 0,02913 | 0,01500 | 0,02621 | 0,01348 | 0,02357 | 0,01210 |
| 70 | 0,03535 | 0,01866 | 0,03182 | 0,01677 | 0,02863 | 0,01507 | 0,02576 | 0,01353 |
| 71 | 0,03859 | 0,02085 | 0,03475 | 0,01874 | 0,03127 | 0,01684 | 0,02814 | 0,01513 |
| 72 | 0,04211 | 0,02328 | 0,03793 | 0,02093 | 0,03415 | 0,01881 | 0,03074 | 0,01691 |
| 73 | 0,04593 | 0,02599 | 0,04139 | 0,02338 | 0,03728 | 0,02102 | 0,03357 | 0,01889 |
| 74 | 0,05009 | 0,02901 | 0,04516 | 0,02610 | 0,04069 | 0,02347 | 0,03665 | 0,02110 |
| 75 | 0,05460 | 0,03237 | 0,04925 | 0,02913 | 0,04440 | 0,02621 | 0,04000 | 0,02357 |
| 76 | 0,05950 | 0,03611 | 0,05369 | 0,03250 | 0,04842 | 0,02925 | 0,04365 | 0,02631 |
| 77 | 0,06480 | 0,04025 | 0,05851 | 0,03625 | 0,05279 | 0,03264 | 0,04761 | 0,02937 |
| 78 | 0,07053 | 0,04485 | 0,06372 | 0,04041 | 0,05753 | 0,03640 | 0,05191 | 0,03277 |
| 79 | 0,07674 | 0,04995 | 0,06937 | 0,04503 | 0,06267 | 0,04058 | 0,05657 | 0,03654 |
| 80 | 0,08344 | 0,05559 | 0,07548 | 0,05015 | 0,06823 | 0,04521 | 0,06163 | 0,04074 |
| 81 | 0,09067 | 0,06183 | 0,08209 | 0,05581 | 0,07425 | 0,05035 | 0,06711 | 0,04539 |
| 82 | 0,09845 | 0,06872 | 0,08921 | 0,06207 | 0,08075 | 0,05603 | 0,07303 | 0,05055 |
| 83 | 0,10683 | 0,07631 | 0,09688 | 0,06899 | 0,08777 | 0,06232 | 0,07944 | 0,05625 |
| 84 | 0,11583 | 0,08467 | 0,10514 | 0,07661 | 0,09534 | 0,06926 | 0,08635 | 0,06256 |
| 85 | 0,12548 | 0,09385 | 0,11402 | 0,08499 | 0,10348 | 0,07690 | 0,09381 | 0,06953 |

(continúa)

Tabla 5 (continuación)

| Edad | iqx Por sexo e ingreso seleccionado | | | | | | | |
|------|-------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 BM | | 2 BM | | 4 BM | | 8 BM | |
| | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
| 86 | 0,13581 | 0,10391 | 0,12354 | 0,09420 | 0,11223 | 0,08532 | 0,10184 | 0,07720 |
| 87 | 0,14685 | 0,11491 | 0,13373 | 0,10430 | 0,12162 | 0,09456 | 0,11047 | 0,08565 |
| 88 | 0,15862 | 0,12691 | 0,14463 | 0,11534 | 0,13168 | 0,10469 | 0,11973 | 0,09492 |
| 89 | 0,17115 | 0,13997 | 0,15626 | 0,12738 | 0,14244 | 0,11576 | 0,12966 | 0,10508 |
| 90 | 0,18444 | 0,15414 | 0,16863 | 0,14048 | 0,15392 | 0,12784 | 0,14028 | 0,11619 |
| 91 | 0,19853 | 0,16945 | 0,18178 | 0,15468 | 0,16615 | 0,14098 | 0,15161 | 0,12831 |
| 92 | 0,21341 | 0,18595 | 0,19571 | 0,17004 | 0,17914 | 0,15523 | 0,16369 | 0,14149 |
| 93 | 0,22908 | 0,20367 | 0,21043 | 0,18659 | 0,19292 | 0,17063 | 0,17654 | 0,15578 |
| 94 | 0,24554 | 0,22261 | 0,22595 | 0,20435 | 0,20748 | 0,18722 | 0,19016 | 0,17122 |
| 95 | 0,26279 | 0,24278 | 0,24226 | 0,22333 | 0,22284 | 0,20503 | 0,20457 | 0,18786 |
| 96 | 0,28080 | 0,26415 | 0,25935 | 0,24354 | 0,23900 | 0,22406 | 0,21977 | 0,20571 |
| 97 | 0,29953 | 0,28669 | 0,27721 | 0,26496 | 0,25594 | 0,24431 | 0,23577 | 0,22479 |
| 98 | 0,31897 | 0,31034 | 0,29581 | 0,28754 | 0,27365 | 0,26577 | 0,25256 | 0,24509 |
| 99 | 0,33905 | 0,33503 | 0,31511 | 0,31124 | 0,29211 | 0,28840 | 0,27012 | 0,26659 |

Fuente: Elaboración propia con base en el modelo del Cuadro 5.

Tabla 6
Esperanza de vida a la edad $x - e(x)$ - con base en el modelo M3 según sexo
e ingreso seleccionado para mayores de 65 años. Argentina, 2015-2016

| Edad | e(x) según sexo e ingreso seleccionado | | | | | | | |
|------|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 BM | | 2 BM | | 4 BM | | 8 BM | |
| | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
| 65 | 15,2 | 18,8 | 16,0 | 19,6 | 16,8 | 20,4 | 17,7 | 21,2 |
| 66 | 14,5 | 18,0 | 15,3 | 18,8 | 16,1 | 19,6 | 17,0 | 20,4 |
| 67 | 13,9 | 17,2 | 14,7 | 18,0 | 15,5 | 18,8 | 16,3 | 19,6 |
| 68 | 13,3 | 16,5 | 14,0 | 17,2 | 14,8 | 18,0 | 15,6 | 18,7 |
| 69 | 12,7 | 15,7 | 13,4 | 16,4 | 14,2 | 17,2 | 14,9 | 17,9 |
| 70 | 12,1 | 15,0 | 12,8 | 15,7 | 13,5 | 16,4 | 14,3 | 17,2 |
| 71 | 11,5 | 14,2 | 12,2 | 14,9 | 12,9 | 15,7 | 13,6 | 16,4 |
| 72 | 10,9 | 13,5 | 11,6 | 14,2 | 12,3 | 14,9 | 13,0 | 15,6 |
| 73 | 10,4 | 12,8 | 11,0 | 13,5 | 11,7 | 14,2 | 12,4 | 14,9 |
| 74 | 9,9 | 12,2 | 10,5 | 12,8 | 11,2 | 13,5 | 11,8 | 14,2 |
| 75 | 9,4 | 11,5 | 10,0 | 12,2 | 10,6 | 12,8 | 11,3 | 13,5 |
| 76 | 8,9 | 10,9 | 9,5 | 11,5 | 10,1 | 12,1 | 10,7 | 12,8 |
| 77 | 8,4 | 10,3 | 9,0 | 10,9 | 9,6 | 11,5 | 10,2 | 12,1 |
| 78 | 8,0 | 9,7 | 8,5 | 10,3 | 9,1 | 10,9 | 9,7 | 11,5 |
| 79 | 7,5 | 9,1 | 8,1 | 9,7 | 8,6 | 10,2 | 9,2 | 10,8 |
| 80 | 7,1 | 8,6 | 7,6 | 9,1 | 8,1 | 9,7 | 8,7 | 10,2 |
| 81 | 6,7 | 8,1 | 7,2 | 8,6 | 7,7 | 9,1 | 8,2 | 9,6 |
| 82 | 6,3 | 7,6 | 6,8 | 8,0 | 7,3 | 8,5 | 7,8 | 9,1 |

(continúa)

Tabla 6 (continuación)

| Edad | e(x) según sexo e ingreso seleccionado | | | | | | | |
|------|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 BM | | 2 BM | | 4 BM | | 8 BM | |
| | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
| 83 | 6,0 | 7,1 | 6,4 | 7,5 | 6,9 | 8,0 | 7,4 | 8,5 |
| 84 | 5,6 | 6,6 | 6,0 | 7,1 | 6,5 | 7,5 | 6,9 | 8,0 |
| 85 | 5,3 | 6,2 | 5,7 | 6,6 | 6,1 | 7,0 | 6,6 | 7,5 |
| 86 | 5,0 | 5,8 | 5,4 | 6,2 | 5,8 | 6,6 | 6,2 | 7,0 |
| 87 | 4,7 | 5,4 | 5,0 | 5,8 | 5,4 | 6,2 | 5,8 | 6,6 |
| 88 | 4,4 | 5,0 | 4,7 | 5,4 | 5,1 | 5,8 | 5,5 | 6,1 |
| 89 | 4,1 | 4,7 | 4,5 | 5,0 | 4,8 | 5,4 | 5,2 | 5,7 |
| 90 | 3,9 | 4,4 | 4,2 | 4,7 | 4,5 | 5,0 | 4,9 | 5,4 |
| 91 | 3,7 | 4,1 | 4,0 | 4,4 | 4,3 | 4,7 | 4,6 | 5,0 |
| 92 | 3,5 | 3,8 | 3,7 | 4,1 | 4,0 | 4,3 | 4,3 | 4,6 |
| 93 | 3,3 | 3,5 | 3,5 | 3,8 | 3,8 | 4,1 | 4,0 | 4,3 |
| 94 | 3,1 | 3,3 | 3,3 | 3,5 | 3,5 | 3,8 | 3,8 | 4,0 |
| 95 | 2,9 | 3,1 | 3,1 | 3,3 | 3,3 | 3,5 | 3,6 | 3,8 |
| 96 | 2,8 | 2,9 | 3,0 | 3,1 | 3,2 | 3,3 | 3,3 | 3,5 |
| 97 | 2,7 | 2,8 | 2,8 | 3,0 | 3,0 | 3,1 | 3,1 | 3,3 |
| 98 | 2,6 | 2,7 | 2,7 | 2,9 | 2,8 | 3,0 | 3,0 | 3,1 |
| 99 | 2,6 | 2,7 | 2,7 | 2,8 | 2,7 | 2,9 | 2,8 | 3,0 |

Fuente: Elaboración propia basada en el modelo del Cuadro 5.

Redes de apoyo en los hogares con personas adultas mayores en México*

Support Networks in Households with Older Persons in Mexico

Sagrario Garay Villegas

Orcid: 0000-0002-9087-5526

sgarayv@gmail.com

Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Verónica Montes de Oca

Orcid: 0000-0002-9485-9232

vmojis@gmail.com

Universidad Nacional Autónoma de México, México

María Concepción Arroyo

Orcid: 0000-0001-8393-5407

aguaconflores@gmail.com

Universidad Juárez del Estado de Durango, México

Resumen

En México, el incremento de la población adulta mayor y la situación económica y de salud que esta presenta son elementos que transforman la dinámica de las familias en las que residen. En las familias latinoamericanas, particularmente las mexicanas, la coresidencia suele ser un factor de protección para los familiares envejecidos. No obstante, esta tendencia ha ido modificándose en el tiempo; cada vez se observan más personas mayores viviendo solas. Si bien es cierto que esta población podría recibir algún tipo de transferencias económicas y atenciones de sus familiares que viven fuera del hogar o de personas no familiares, también puede ocurrir que no todas las personas mayores que viven solas reciban apoyo, y que su condición socioeconómica, junto con los deterioros en la salud, las coloque en una situación de vulnerabilidad. Este estudio tiene como objetivo analizar las redes de apoyo con las que cuentan las personas mayores en distintos tipos de hogares. La hipótesis planteada es que la cohabitación con familiares permitirá que las personas mayores cuenten con una red más amplia de apoyo en comparación con quienes residen solos/as.

Palabras clave

Personas mayores
Arreglos familiares
Redes de apoyo
Hogares unipersonales

* Este artículo se inserta en el proyecto "Redes de apoyo social y envejecimiento en México", financiado por el Fondo Sectorial SEP-Conacyt, clave 239725, dirigido por la doctora Sagrario Garay Villegas. Una versión previa fue presentada en el 4.º Congreso Latinoamericano y Caribeño de Ciencias Sociales, FLACSO-España. Salamanca, España, en julio de 2017.

Abstract

In Mexico, the increase in older people and their economic and health situation are elements that transform the dynamics of the families in which they reside. In Latin American families, particularly in Mexican families, co-residence is considered a protection factor for older relatives. However, this trend has changed over time, increasing the number of older people living alone. This population could receive some form of transfer and care from their family members who live outside the household or other non-family persons, but also it could happen that not all older persons living alone receive support and that their socio-economic conditions, along with deterioration in health place them in a situation of vulnerability. This study analyzes the support networks that older persons have in different types of households. Our hypothesis is that, for older people, cohabitation with relatives provide a wider network of support in comparison to those living alone.

Keywords

Older people
Living arrangements
Support networks
One-person household

Recibido: 24/1/2019
Aceptado: 1/8/2019

Introducción

Algunos estudios indican que, en el curso de vida de las personas, la composición y dinámica de las familias se transforman. En la vejez, particularmente, se han observado cambios en el tamaño y estructura de los hogares (López, 2001; Redondo, Garay y Montes de Oca, 2015). Por ejemplo, en estudios previos, se ha indicado que una estrategia de apoyo de las familias latinoamericanas a sus familiares mayores es el agrupamiento de varias generaciones en un mismo hogar. Esto se debe a que, la mayoría de las veces, la población adulta mayor depende totalmente del apoyo que le otorgan sus familiares, sobre todo en países como México, donde la seguridad social es limitada y no logra cubrir a toda la población (Garay, Montes de Oca y Mancinas, 2012; Pérez y Brenes, 2006; Saad, 2005).

El aumento del número de personas mayores generalmente transforma la dinámica familiar en varios aspectos: la relación de apoyos entre generaciones, la convivencia familiar, la forma como se distribuyen las tareas entre los miembros del hogar, entre otros. En particular, en los hogares se han observado nuevas formas de organización y las siguientes tendencias: disminución en el tamaño de los hogares; menor presencia de hogares nucleares; incremento de hogares con jefatura femenina; mayor “envejecimiento” de los hogares, y contribución económica al hogar tanto de hombres como de mujeres (López, 2001; Redondo et al., 2015). De acuerdo con la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (Enadid) (INEGI 1992, 2009), los hogares con personas adultas mayores a nivel nacional, entre 1992 y 2009, pasaron de 24.2 a 29.2 %. Por su parte, el porcentaje de hogares con menores de 5 años pasó de 47 % en 1992 a 30 % en 2009 (Montes de Oca y Garay, 2010).

En términos de la composición de los hogares con personas mayores, los arreglos que predominan entre la población adulta mayor mexicana son el nuclear y el ampliado, con una significativa presencia de los hogares unipersonales (Garay y Montes de Oca, 2011; INEGI, 1997; López e Izazola, 1994). Entre 1990 y 2015, la proporción de hogares nucleares con al menos una persona adulta mayor pasó de 48.4 a 42.6 %; los hogares extensos

mostraron un incremento: en 1990 representaban 37.2% y en el 2015 alcanzaron un 40.6% (Monteiro, Carbajal, Garay, Montes de Oca y Arroyo, 2018). Este último tipo de arreglo familiar se ha asociado con una estrategia de las familias para apoyar a sus integrantes. Por ejemplo, se sabe que los intercambios no solo fluyen hacia las personas mayores, sino también que estas últimas suelen otorgar apoyos a los familiares con los que residen (Garay, Montes de Oca y Mancinas, 2012). Particularmente, se ha destacado el papel de las mujeres mayores, quienes contribuyen con las tareas domésticas y de cuidado cuando residen con sus familiares (Varley y Blasco, 2001).

Un cambio importante en los hogares unipersonales es la tendencia creciente que han tenido desde los noventa y en la última década, pasando del 10.0% en 1990 a 13.7% en el 2015 (Monteiro et al., 2018). Algunos estudios sugieren que la conformación de estos hogares puede responder a una situación de autonomía e independencia, o también puede ser producto de una situación de aislamiento y pérdida (Ramos, 1994). En el caso de México, se ha encontrado que una alta proporción de personas mayores se encuentran desprotegidas en cuanto a ingresos y seguro médico se refiere (Garay y Montes de Oca, 2011).

En México, se ha mostrado que las personas mayores que presentan limitaciones tienen más probabilidades de vivir en hogares extensos, lo cual puede ser una forma de arreglo familiar que permite otorgar apoyo de forma más inmediata a sus familiares enfermos. Lo anterior refleja la tradición familista que predomina en Latinoamérica, donde, al no existir las condiciones institucionales que ofrezcan alternativas de cuidado, las familias lo tienen a su cargo (Redondo et al., 2015, Redondo et al., 2018). Otro conjunto de estudios han señalado que la red de apoyo familiar es una de las estrategias más exitosas para la sobrevivencia de las familias en condiciones de pobreza urbana, lo cual muestra, a su vez, que cuando las redes sociales familiares tienen escasez de recursos por falta de dinero y de trabajo, se presentan límites en la capacidad de otorgar apoyo a sus familiares (Enríquez, 2000; González de la Rocha, 1986, 1999; Lomnitz, 1994). Dichas investigaciones no están dirigidas a la población adulta mayor, pero es posible que el comportamiento se reproduzca e incluso se agudice cuando se tiene a familiares envejecidos y enfermos en contextos de pobreza.

En el contexto mexicano, las personas mayores no cuentan con suficientes ingresos y seguridad social. Esto ha provocado que las redes de apoyo informales (familiares y no familiares)¹ sean la principal fuente de sustento para cubrir sus necesidades económicas y no económicas. Este estudio analiza las redes de apoyo en los distintos arreglos familiares en los que reside la población adulta mayor, con la finalidad de dar cuenta de si la coresidencia en hogares con familiares “asegura” contar con cierto apoyo por parte de la familia, y si aquellos que viven solos cuentan con apoyo familiar limitado.

Redes de apoyo y envejecimiento

En países como México, en donde una gran parte de las personas mayores tiene escasos recursos económicos y protección social limitada, las redes informales surgen como estrategias de las familias para cubrir necesidades de diversa índole. Los apoyos se pueden dividir en cuatro categorías: materiales, instrumentales, emocionales

¹ A lo largo del documento se hará alusión a las redes sociales de apoyo para referirse a los apoyos informales provenientes de familiares y no familiares.

y cognitivos. Los materiales consideran los flujos de recursos monetarios (dinero, remesas, transferencias) y no monetarios (comidas, ropa, pago de servicios y otros). Los apoyos instrumentales pueden ser: transporte, ayuda en quehaceres del hogar, cuidado y acompañamiento. Los apoyos emocionales se vinculan con las relaciones afectivas, de cariño y confianza hacia las personas. Los apoyos cognitivos hacen referencia a la trasmisión de información, consejos y experiencias (Guzmán, Huenchuan y Montes de Oca, 2003).

Las redes de apoyo se refieren al flujo de intercambios entre familiares, amigos, vecinos y miembros de una comunidad. En estudios previos realizados por la autoras, se ha evidenciado que dichos apoyos pueden cambiar, y no son continuos en el tiempo; por ejemplo, algunos se presentan solamente en situaciones difíciles, como accidentes, muerte de algún familiar, problemas económicos, enfermedades, etc. (Garay, Montes de Oca y Mancinas, 2012). Es decir, que el apoyo recibido u otorgado en edades más jóvenes no necesariamente se mantendrá en la vejez, y si a esto se le agregan problemas económicos y de salud, los apoyos pueden verse más limitados (González de la Rocha, 1999; Guzmán, Huenchuan y Montes de Oca, 2003).

Como se mencionó anteriormente, la población mayor no solo es receptora de apoyos, sino que también puede otorgar diversos tipos de ayuda a sus familiares y no familiares. Así, las abuelas suelen residir con sus hijos/as porque contribuyen a las labores domésticas y al cuidado de los nietos/as (Varley y Blasco, 2001); en otros casos, los hijos/as mantienen su residencia en el hogar de los padres porque no cuentan con recursos para adquirir una vivienda propia (Montes de Oca y Garay, 2010). Algunos estudios han mostrado que en el intercambio de apoyos no siempre existe reciprocidad, incluso se ha indicado que en situaciones difíciles (la muerte de un familiar cercano, enfermedades, accidentes, problemas económicos serios, problemas de trabajo u otra situación considerada grave), la población adulta mayor suele otorgar más apoyo del que recibe (Garay, Montes de Oca y Guillén, 2014; Garay, Montes de Oca y Mancinas, 2012).

Si bien es cierto que la red de apoyo no se reduce exclusivamente al hogar y a la familia, en general se ha mostrado que compartir el mismo espacio con la familia permite que haya cierta protección para las personas mayores. Incluso se ha indicado que el bienestar material de las personas mayores es más alto para aquellas que viven acompañadas en comparación con quienes viven solas (Saad, 2005). Asimismo, se ha indicado que vivir con familiares es una forma de solidaridad intergeneracional, a través de la que se pueden compartir los gastos del hogar (vivienda, alimentación, etc.) y que facilita el flujo de intercambios entre los miembros del hogar (Hakkert y Guzmán, 2004; Montes de Oca, 2004). Sin embargo, no hay que olvidar que la coresidencia no implica relaciones equitativas y armoniosas; como señala Jelín (1995), al interior de las familias existen relaciones de poder, y los recursos y las tareas no se distribuyen de la misma manera entre sus integrantes. A su vez, algunas investigaciones han señalado que el apoyo obligado puede conducir a situaciones de maltrato y violencia de los familiares hacia las personas mayores (Giraldo, 2006; Guzmán et al., 2003; Ortiz y Arroyo, 2017). Lo anterior está fuera de los alcances de este estudio, pero es una muestra de que la coresidencia y los apoyos que puedan otorgarse no necesariamente implican bienestar para las personas envejecidas.

Materiales y método

En 2006, el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade) propuso un *Manual sobre indicadores de calidad de vida en la vejez*, en el cual enfatiza la importancia de la medición de los entornos físicos y sociales, y su relación con la calidad de vida de las personas mayores. Dentro de los entornos sociales, se consideran una serie de indicadores relacionados con las redes sociales de apoyo que serán considerados para este artículo.²

| Indicadores para la medición de las redes de apoyo | Cálculo |
|--|---|
| Promedio de hijos sobrevivientes | <p>[Total de hijos sobrevivientes de las mujeres de 60 años y más / Población femenina de 60 años y más] x 100</p> <p>Se obtiene “sumando el número de personas involucradas con un actor determinado, considerando rangos de salida (el número de vínculos que parten del sujeto hacia los otros actores) y rangos de entrada (el número de vínculos que se dirigen hacia el individuo)” (Celade-Cepal, 2006, p. 128).</p> |
| Tamaño de la red | <p>Su cálculo es: $[n - x]/3$</p> <p>n = Valor mayor de la variable en un conjunto x de personas de 60 años y más</p> <p>x = Valor menor de la variable en un conjunto x de personas de 60 años y más</p> <p>3 = Intervalos de amplitud de la red, los cuales corresponden a los tamaños de red (escasa, media y amplia)</p> |
| Nivel de distribución de la red | <p>El nivel de distribución de la red se observa a partir de un esquema con cuadrantes en donde se consideran los vínculos con familiares, amistades, relaciones comunitarias, servicios, salud y relaciones laborales y/o de estudio.</p> |
| Porcentaje de personas mayores según fuentes informales de apoyo | <p>[Población de 60 años y más con fuentes informales de apoyo (familiares y no familiares) / Población de 60 años y más] x 100</p> |
| Porcentaje de personas mayores que da apoyo | <p>[Población de 60 años y más que da algún tipo de apoyo a sus familiares y no familiares / Población de 60 años y más] x 100</p> |
| Porcentaje de personas mayores que recibe y da apoyo | <p>[Población de 60 años y más que recibe algún tipo de apoyo de sus familiares y no familiares + Población de 60 años y más que otorga algún tipo de apoyo a sus familiares y no familiares / Población de 60 años y más] x 100</p> |

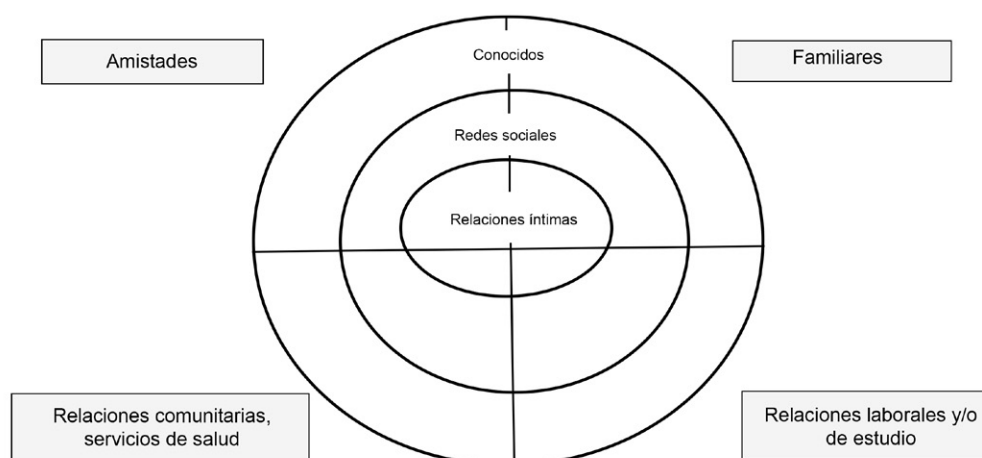
Fuente: *Elaboración propia a partir del Manual sobre indicadores de calidad de vida en la vejez, Celade-Cepal (2006).*

2 La consideración de los indicadores propuestos por la Celade se debe a que incluye aspectos más allá de las mediciones demográficas tradicionales, tales como el número de hijos y los índices de dependencia y de envejecimiento. Este manual propone incluir mediciones como el tamaño y distribución de la red, e indicadores relacionados con la recepción y otorgamiento de apoyos.

De los indicadores mencionados, existen dos que requieren mayor explicación: el tamaño de la red y el nivel de distribución de la red. El primero se obtiene restando el número máximo de personas que apoyan menos el número mínimo, dividido todo entre 3, que son los distintos tamaños de red. Los tamaños de red considerados son: escaso (4 a 7 miembros); medio (8 a 14 miembros), y amplio (15 o más miembros) (Arias, 2004, citado en Celade-Cepal, 2006).

El grado de distribución de la red permite conocer las relaciones y los niveles de intimidad de las personas mayores con sus distintos vínculos con la familia, amistades, el trabajo y la comunidad. Este mapa de red que se presenta en la Figura 1 fue propuesto por Sluzki (1996), en el cual el círculo interior se refiere a las personas con relaciones más íntimas (familiares directos y amigos cercanos); en el círculo intermedio se encuentran las personas con las que se tiene algún contacto, pero no intimidad (familiares intermedios, distintas relaciones sociales), y en el círculo externo están los vínculos con personas conocidas y relaciones ocasionales (vecinos, familiares lejanos, compañeros de escuela o trabajo, conocidos) con los que se tienen relaciones más lejanas.

Figura 1
Mapa de red propuesto por Sluzki



Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo con Arias (2004, citado en Celade-Cepal, 2006, p. 129), los vínculos de la red se pueden ubicar en 12 sectores, que surgen de la intersección de los 3 círculos (niveles de intimidad) y los 4 tipos de relaciones (familiares, amistades, comunidad, trabajo/estudio). De manera que se pueden considerar tres niveles de distribución de las redes:

- Alto: Vínculos en ocho o más sectores.
- Medio: Vínculos entre cuatro y siete sectores.
- Bajo: Vínculos en máximo tres sectores.

La fuente de datos utilizada para este artículo es la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México³ (Enadis) 2016, la cual es representativa de la población con 60 años y más residente en los estados de Nuevo León, Jalisco

3 Esta encuesta se deriva del proyecto "Redes de apoyo social y envejecimiento en México", financiado por el Fondo Sectorial SEP-Conacyt, clave 239725.

y la Ciudad de México (n = 1,157 casos de la muestra sin ponderar, error $\pm 5.0\%$, nivel de confianza del 95%). Dicha encuesta probabilística se aplicó en los hogares con personas mayores; la duración promedio del cuestionario, no autoadministrado, fue de 40 minutos. Este fue diseñado por las autoras, quienes coordinaron su aplicación en el trabajo de campo. Se incluyó una prueba piloto y el cuestionario fue respondido por las personas mayores, lo cual implicó que debían tener la capacidad para contestar las preguntas. Por tanto, la encuesta excluye a personas con algún problema de demencia, Alzheimer u otro padecimiento mental que les impidiera responder.

El cuestionario consideró diversas temáticas vinculadas con los entornos físicos y sociales de las personas adultas mayores: características sociodemográficas y de la vivienda, apoyos recibidos y otorgados, limitaciones para realizar actividades, violencia y maltrato, participación social en la vejez, imagen social de la vejez, uso y acceso a los espacios públicos, condición y autopercepción de la salud y bienestar subjetivo. A partir de la información obtenida es posible conocer los apoyos otorgados y recibidos, de familiares y no familiares, pero también el tipo de apoyo material e instrumental⁴ (cuidados, quehaceres de la casa, ayuda en especie, acompañamiento, dinero). Las preguntas sobre los apoyos y sus tipos fueron:

- En el último año, ¿ha recibido algún tipo de apoyo de familiares?
- En caso de recibir algún apoyo de familiares, se les preguntaba sobre los distintos tipos de apoyo por cada familiar: ¿Con qué frecuencia le dio cuidados? ¿Con qué frecuencia le apoyó con los quehaceres de la casa? ¿Con qué frecuencia le dio comida, despensa, etc.? ¿Con qué frecuencia le acompañó a citas médicas, trámites, cobrar pensión u otra actividad similar? ¿Con qué frecuencia le dio dinero?
- En el último año, sin contar los programas sociales, ¿ha recibido algún tipo de apoyo de no familiares?
- En caso de recibir algún apoyo de no familiares, se les preguntaba sobre los distintos tipos de apoyo por cada persona: ¿Con qué frecuencia le dio cuidados? ¿Con qué frecuencia le apoyó con los quehaceres de la casa? ¿Con qué frecuencia le dio comida, despensa, etc.? ¿Con qué frecuencia le acompañó a citas médicas, trámites, cobrar pensión u otra actividad similar? ¿Con qué frecuencia le dio dinero?

Para captar los apoyos otorgados por parte de las personas mayores:

- En el último año, ¿ha otorgado algún tipo de apoyo de familiares?
- En caso de otorgar algún apoyo de familiares, se les preguntaba sobre los distintos tipos de apoyo para cada familiar: ¿Con qué frecuencia cuida a los hijos/as de este familiar? ¿Con qué frecuencia le apoyó con los quehaceres de la casa? ¿Con qué frecuencia le dio comida, despensa, etc.? ¿Con qué frecuencia le dio dinero?
- En el último año, ¿ha otorgado algún tipo de apoyo de no familiares?
- En caso de otorgar algún apoyo a no familiares, se les preguntaba sobre los distintos tipos de apoyo para cada persona: ¿Con qué frecuencia le dio comida, despensa, etc.? ¿Con qué frecuencia le dio dinero? ¿Qué otros tipos de ayuda les ha otorgado?

4 A través de la encuesta no fue posible conocer los apoyos emocionales y cognitivos, lo que, consideramos, requiere de una aproximación de carácter cualitativo.

Un aspecto que vale la pena clarificar es la construcción de los mapas de red, los cuales se construyeron a partir de las preguntas sobre la recepción de apoyos por parte de familiares y no familiares. A partir de identificar el apoyo, se ubicaba si tenía o no parentesco con la persona adulta mayor, y el tipo de parentesco o relación. De esta manera, se podía distinguir entre esposo/a, hijos/as, hermanos/as, sobrinos/as, amigos/as, compañeros/as de trabajo, vecinos/as, etc.

Resultados

El promedio de hijas/os nacidos vivos se considera como un indicador de los miembros de la red familiar que en algún momento podrían ofrecer apoyo a sus padres o viceversa (Celade-Cepal, 2006). Al respecto se observa que las personas mayores de los distintos hogares tienen un número de hijos/as similar, siendo ligeramente mayor para quienes residen en hogares nucleares con hijos y en hogares extensos (Tabla 1).

Tabla 1
Promedio de hijas/os nacidos vivos de las personas mayores por tipo de hogar en México, 2016

| Tipo de hogar | Promedio de hijos/as |
|----------------------|----------------------|
| Unipersonal | 3.1 |
| Pareja sola | 3.2 |
| Nuclear con hijos/as | 3.6 |
| Extenso o compuesto | 3.4 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

Al distinguir el tamaño de red por tipo de hogar, se puede observar que en todos los hogares se mantiene un tamaño de red escaso. Sin embargo, el número de personas vinculadas con la persona mayor que vive sola es menor al de los otros arreglos, y el más alto se presenta en los hogares extensos o compuestos (Tabla 2).

Tabla 2
Tamaño de las redes de apoyo de las personas mayores por tipo de hogar en México, 2016

| Tipo de hogar | Tamaño de la red | Clasificación |
|----------------------|------------------|---------------|
| Unipersonal | 1.3 | Tamaño escaso |
| Pareja sola | 2.0 | Tamaño escaso |
| Nuclear con hijos/as | 2.3 | Tamaño escaso |
| Extenso o compuesto | 3.0 | Tamaño escaso |

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

En relación con la distribución de la red, se puede decir que las personas en hogares unipersonales tienen un nivel bajo de distribución (Figura 2); en los hogares con parejas solas y en los nucleares con hijos/as se presenta un nivel medio (Figuras 3 y 4); también las personas en hogares extensos tienen un nivel medio, pero a diferencia de los hogares nucleares, presentan vínculos en 5 sectores (Figura 5).

Figura 2
Nivel de distribución de la red en los hogares unipersonales, México, 2016

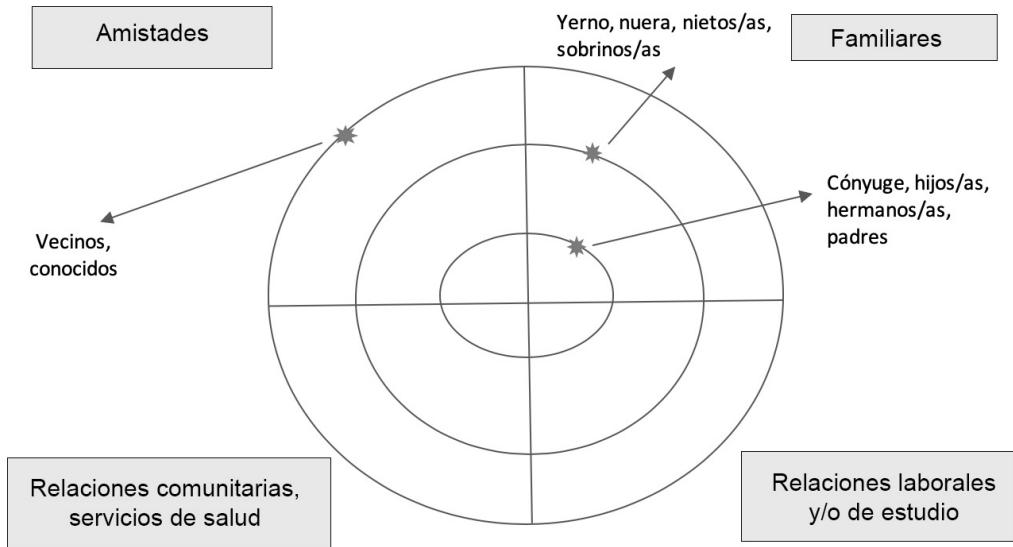


Figura 3
Nivel de distribución de la red en los hogares de parejas solas, México, 2016

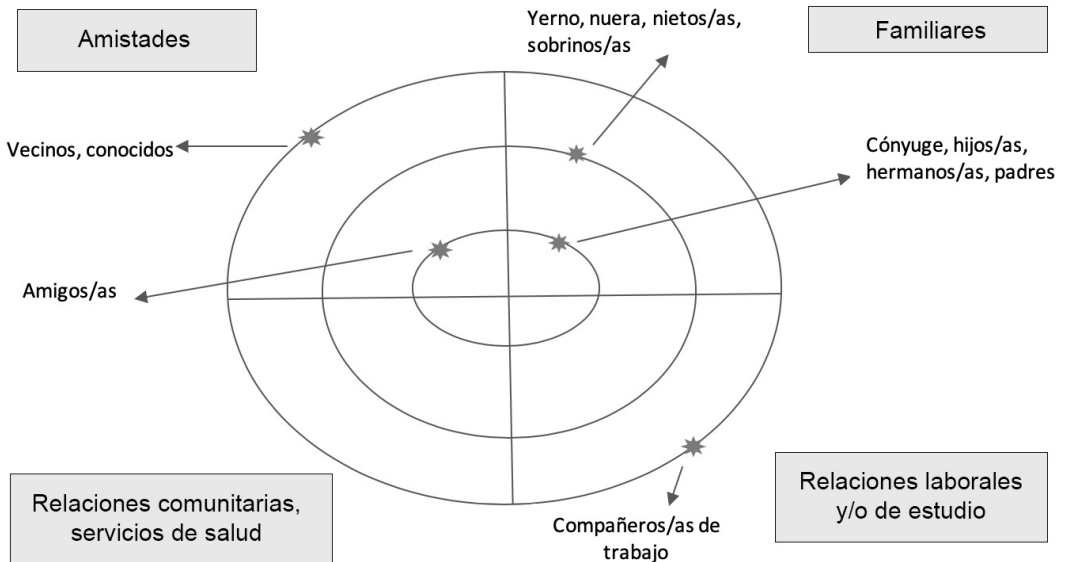


Figura 4
Nivel de distribución de la red en los hogares nucleares con hijos/as, México, 2016

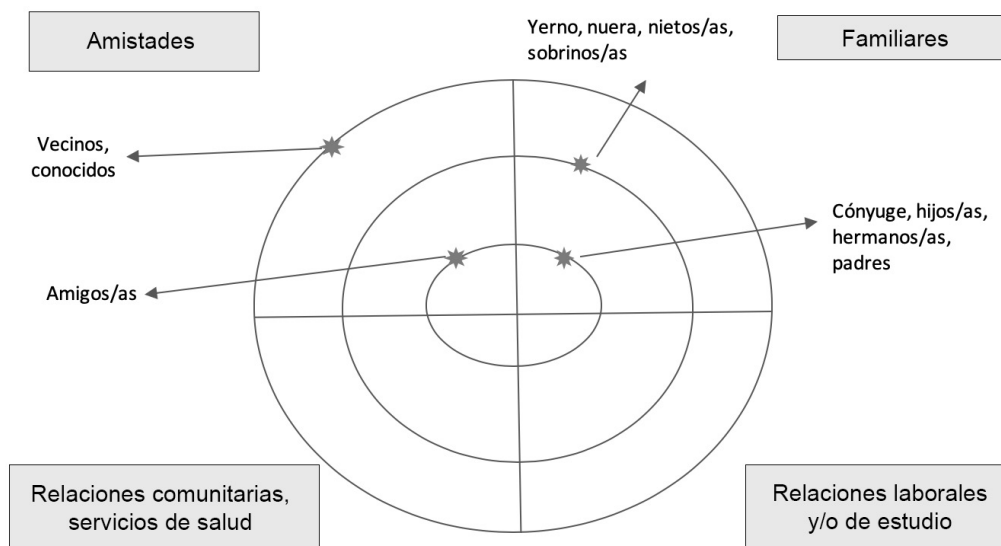
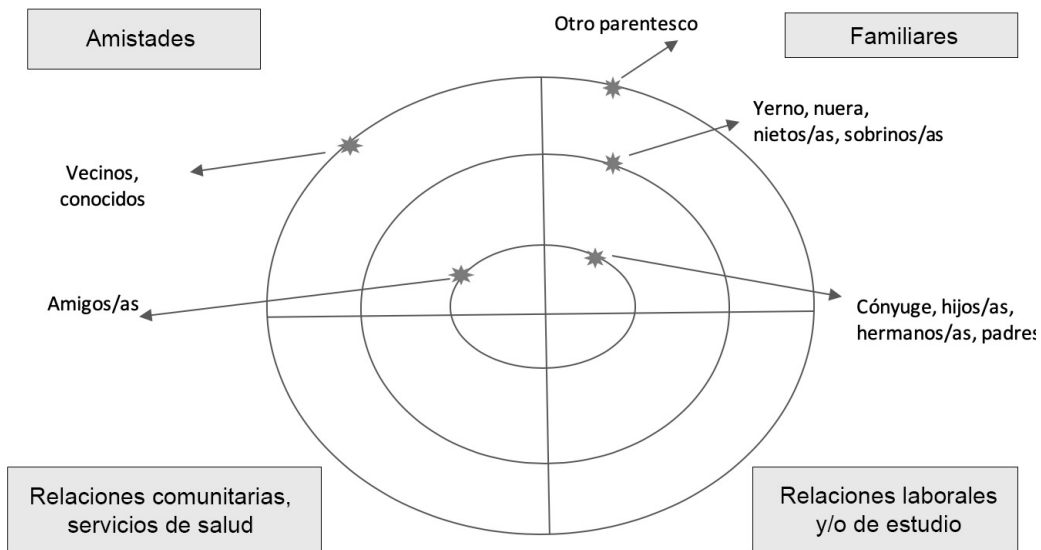


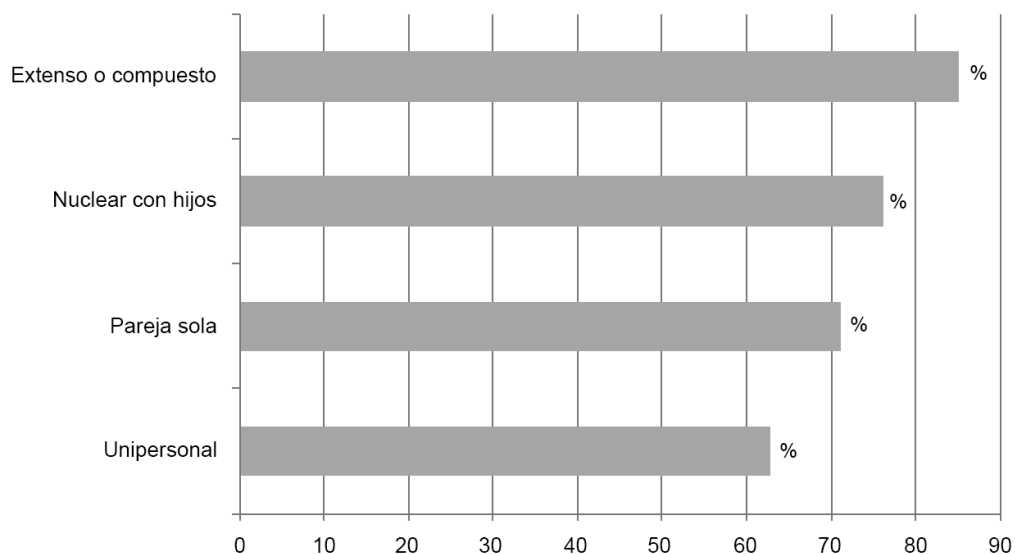
Figura 5
Nivel de distribución de la red en los hogares extensos, México, 2016



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

Al calcular el porcentaje de personas mayores que recibe algún tipo de apoyo informal se obtuvo que este es del 71.7. Distinguiendo por tipo de hogar, las personas mayores que residen en hogares extensos o compuestos reciben más apoyo en comparación con quienes viven en otro tipo de arreglo, siendo el hogar unipersonal el que presenta los niveles más bajos (Gráfica 1). Cabe destacar que cuando se distingue la fuente de apoyo, se encuentra que las personas en hogares nucleares con hijos/as y en hogares extensos reciben en mayor medida apoyo de sus familiares. A su vez, destaca que tanto para las personas que viven solas como las que viven solo con su pareja, los apoyos de no familiares sean más altos en comparación con los otros hogares (Tabla 3).

Gráfica 1
Porcentaje de personas mayores que reciben apoyo
según tipo de hogar de residencia. México, 2016



Nota: Sig. Chi-cuadrada < 0.05.

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

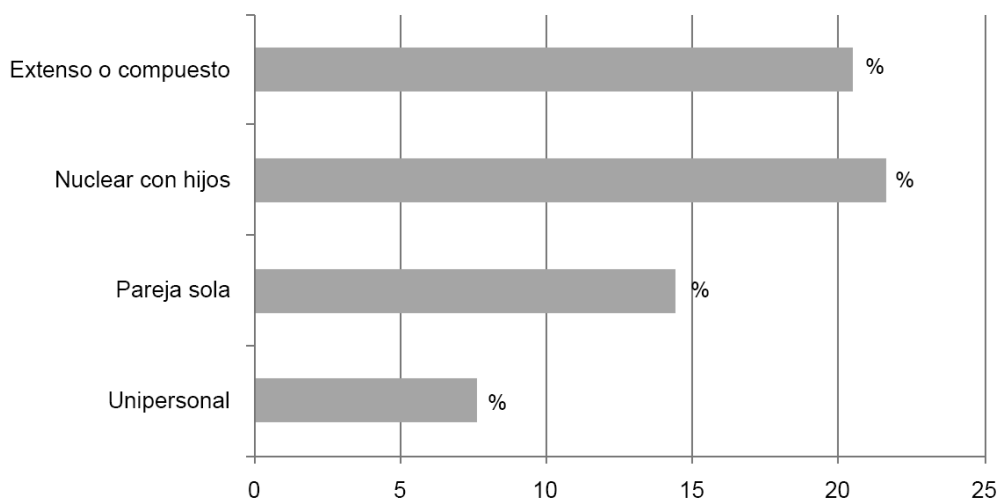
Tabla 3
Porcentaje de personas mayores que reciben apoyo de
familiares y no familiares, por tipo de hogar. México, 2016

| | Familiares | No familiares |
|----------------------|------------|---------------|
| Unipersonal | 49.8 | 13.0 |
| Pareja sola | 67.8 | 12.0 |
| Nuclear con hijos/as | 72.4 | 3.8 |
| Extenso o compuesto | 81.8 | 3.3 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

El otorgamiento de apoyos por parte de las personas mayores tanto a familiares como a no familiares es un indicador de reciprocidad y del funcionamiento de una red informal. Lo anterior es importante no solo porque permite visualizar a la población adulta mayor como activa y no dependiente, sino también porque se ha demostrado en otros estudios (González de la Rocha, 1999) que la reciprocidad fortalece la red de apoyo y hace más probable su sostenimiento en el tiempo. Las personas mayores que otorgan algún tipo de apoyo representan el 7.5 %. Al distinguir por tipo de hogar, se encuentra que quienes otorgan más apoyos son las personas mayores que residen en hogares nucleares con hijos/as y en hogares extensos (Gráfica 2). En todos los casos, la mayoría de los apoyos de la población mayor está dirigida a sus familiares, aunque destaca que un porcentaje importante de las personas en hogares nucleares con hijos/as proporcionen ayuda a no familiares (Tabla 4).

Gráfica 2
Porcentaje de personas mayores que otorgan apoyo
según tipo de hogar de residencia. México, 2016



Nota: Sig. Chi- Cuadrada < 0.05.

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

Tabla 4
Porcentaje de personas mayores que dan apoyo a familiares
y no familiares, por tipo de hogar. México, 2016

| Tipo de hogar | Familiares | No familiares |
|----------------------|------------|---------------|
| Unipersonal | 6.5 | 1.1 |
| Pareja sola | 12.0 | 2.4 |
| Nuclear con hijos/as | 13.5 | 8.1 |
| Extenso o compuesto | 17.9 | 2.6 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

Los distintos tipos de apoyos (cuidados, quehaceres de la casa, comida, acompañamiento y dinero) provienen principalmente de familiares, pero claramente quienes son menos propensos a recibirlos son las personas que viven solas, seguidas de las que viven solo con su pareja. Destaca que el apoyo con dinero esté más presente en los primeros en comparación con los segundos. También, a diferencia del resto de los hogares, en los unipersonales existen mayores porcentajes de personas no familiares que otorgan apoyo a las personas mayores (Tabla 5).

Tabla 5
*Tipo de apoyo que reciben las personas mayores
según arreglo familiar. México, 2016*

| Tipo de hogar | Familiares | No familiares |
|--|------------|---------------|
| Unipersonal | | |
| Cuidados | 31.0 | 6.9 |
| Quehaceres de la casa | 26.7 | 8.7 |
| Comida, despensa | 35.7 | 7.9 |
| Acompañamiento (citas médicas, trámites, etc.) | 24.2 | 9.0 |
| Dinero | 36.5 | 3.6 |
| Pareja sola | | |
| Cuidados | 41.4 | 2.0 |
| Quehaceres de la casa | 33.6 | 2.4 |
| Comida, despensa | 54.1 | 2.7 |
| Acompañamiento (citas médicas, trámites, etc.) | 37.3 | 3.0 |
| Dinero | 20.5 | 0.7 |
| Nuclear con hijos/as | | |
| Cuidados | 41.1 | 2.7 |
| Quehaceres de la casa | 40.0 | 1.0 |
| Comida, despensa | 54.0 | 3.2 |
| Acompañamiento (citas médicas, trámites, etc.) | 36.8 | 1.6 |
| Dinero | 60.5 | 1.1 |
| Extenso o compuesto | | |
| Cuidados | 52.2 | 0.2 |
| Quehaceres de la casa | 51.1 | 1.3 |
| Comida, despensa | 68.3 | 1.5 |
| Acompañamiento (citas médicas, trámites, etc.) | 39.9 | 1.3 |
| Dinero | 61.6 | 1.0 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

Así como las personas mayores en hogares nucleares con hijos/as y extensos son las que reciben más apoyos, también en estos hogares las personas mayores son quienes otorgan más ayuda a sus familiares, ya sea cuidando niños/as, realizando quehaceres de casa, preparando comida, o bien, proporcionando dinero. Este último tipo de ayuda es el que más otorgan las personas que viven solas y las que residen con su pareja (Tabla 6).

Tabla 6
*Tipo de apoyo que otorgan las personas mayores
 según arreglo familiar. México, 2016*

| | Familiares | No familiares |
|----------------------------------|------------|---------------|
| Unipersonal | | |
| Cuidados a hijos/as del familiar | 2.8 | -- |
| Quehaceres de la casa | 0.7 | -- |
| Comida, despensa | 4.3 | 0.7 |
| Dinero | 5.0 | 0.7 |
| Otro tipo de ayuda | -- | 0.0 |
| Pareja sola | | |
| Cuidados a hijos/as del familiar | 3.4 | -- |
| Quehaceres de la casa | 1.0 | -- |
| Comida, despensa | 0.8 | 1.4 |
| Dinero | 7.5 | 2.4 |
| Otro tipo de ayuda | -- | 0.7 |
| Nuclear con hijos | | |
| Cuidados a hijos/as del familiar | 5.9 | -- |
| Quehaceres de la casa | 5.9 | -- |
| Comida, despensa | 9.2 | 5.4 |
| Dinero | 9.7 | 3.2 |
| Otro tipo de ayuda | -- | 3.2 |
| Extenso o compuesto | | |
| Cuidados a hijos/as del familiar | 8.2 | -- |
| Quehaceres de la casa | 9.0 | -- |
| Comida, despensa | 13.5 | 1.5 |
| Dinero | 13.0 | 1.5 |
| Otro tipo de ayuda | -- | 0.5 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida de las Personas Adultas Mayores en México, 2016.

Conclusiones

Los resultados muestran que el tamaño de red en los hogares unipersonales con personas mayores es menor que en otros hogares; además, las personas que viven solas cuentan con un bajo nivel de distribución de la red, la cual se concentra principalmente en amistades (vecinos, conocidos) y familiares (cónyuge, hijos/as, hermanos/as, padres, yerno, nuera, nietos/as, sobrinos/as). La diferencia de los hogares unipersonales con los otros arreglos familiares radica en que en otros hogares se tiene como apoyo a amigos/as (en la categoría de amistades), pero básicamente todas las personas mayores de los distintos hogares distribuyen su red de apoyo en familiares y amistades, lo que provoca un vacío con las relaciones comunitarias y las relaciones laborales. Esto último es importante porque muestra que las familias son el principal sustento de

apoyo de las personas mayores, pero ante un envejecimiento demográfico creciente, con menores tasas de mortalidad y fecundidad, se tiene que pensar en alternativas para ampliar las redes de apoyo informales de las personas mayores, además del papel de Estado en la generación de políticas que mejoren las condiciones de vida de la población adulta mayor y fortalezcan su red de apoyo formal.

Los apoyos también fluyen de distinta manera según el tipo de hogar de residencia: se observa que las personas en hogares extensos cuentan con más apoyos en comparación con el resto de los arreglos familiares. No obstante, la cifra de personas mayores que reciben apoyo en los otros tipos de hogares es alta, ya que supera el 60 % en todos los casos. Destaca que las personas solas y las parejas sin hijos/as sean las que más reciben ayuda de no familiares, lo cual permite suponer que las personas que no corresiden con otros familiares tratan de fortalecer lazos de amistad o apoyo con otras personas. En algunas investigaciones se ha observado que las personas mayores en edades más jóvenes (60 a 69 años), suelen otorgar más apoyo a sus vecinos/as y que conforme aumenta la edad, este tipo de ayudas disminuyen (Garay, Montes de Oca y Guillén, 2014).

En el caso del otorgamiento de apoyos por parte de las personas mayores, son las personas en hogares nucleares y extensos las que proporcionan más ayudas, siendo los familiares los principales receptores de ella. Destaca que el cuidado de los nietos/as, la elaboración de comidas, realización de quehaceres domésticos e incluso la aportación de dinero sean las principales ayudas que otorga la población mayor a sus familiares. Esto podría ser un indicador de reciprocidad, ya que si bien las personas mayores residentes en este tipo de hogares son las que más apoyos reciben de sus familiares, también son quienes están otorgando más apoyos. Lo anterior es un ejemplo de que la cohabitación en las familias mexicanas sigue siendo un mecanismo de solidaridad intergeneracional, porque facilita el intercambio entre los integrantes del hogar (Hakkert y Guzmán, 2004; Montes de Oca, 2004; Saad, 2005). Evidentemente, esto no exime los conflictos y desigualdades que se pueden presentar al interior de las familias y que requieren de otros estudios que profundicen en la dinámica familiar en hogares con personas mayores.

Los resultados encontrados han permitido acercarse a la hipótesis de que los hogares unipersonales poseen una red de apoyo menor en comparación con otro tipo de arreglos familiares, pues se ha evidenciado que la red de apoyo informal entre las personas mayores que viven en este tipo de hogares es menor en comparación con otros arreglos familiares. No obstante, pese a las ventajas que parecen observarse en el vivir en familia, no deben dejarse de lado las dificultades que se enfrentan en la actualidad, lo cual puede limitar, en un futuro, poder seguir siendo el sostén económico y moral de los familiares envejecidos. Lo anterior se agudiza si se piensa en la reducción de la fecundidad, lo que se traduce en un menor número de integrantes en las familias y por lo tanto, en menores apoyos potenciales (Quilodrán y Juárez, 2009). Otro aspecto que hay que considerar es la mayor inserción laboral de las mujeres, la cual podría reducir su apoyo en las actividades domésticas y de cuidado (Arriagada, 2017). Adicionalmente, se deben considerar los costos en los que incurren las familias cuando las personas mayores requieren de atención médica, sobre todo en un contexto en el cual no se cuenta con los servicios médicos adecuados (Garay, Montes de Oca y Arroyo, 2018).

Reflexiones finales

La información presentada en este artículo apunta a la importancia de la familia como encargada de proveer apoyo material e instrumental en la vejez. Sin embargo, como se ha mencionado al inicio, este papel ha sido asumido por las familias ante un panorama de desprotección social por parte del Estado. Es por ello que no debe dejarse de lado el papel que tiene el Estado en el bienestar hacia las personas mayores como actor principal y no secundario, ya que hasta ahora el soporte económico y de cuidado ha recaído en las familias (Cepal, 2003). Lo anterior ha llevado a que sean las familias quienes asuman que son ellas las responsables del bienestar de sus familiares envejecidos. Sin embargo, los cambios demográficos, tales como la reducción en la fecundidad, la mayor escolaridad y participación de las mujeres en el mercado de trabajo, la migración y el aumento de la esperanza de vida, pondrán en entredicho la capacidad de las familias para ser el principal soporte de la población adulta mayor (Garay, Montes de Oca y Mancinas, 2012; Huenchuan, 2009; Saad, 2005). Estos cambios incidirán en el tamaño de la red de apoyo familiar, que tiende a su reducción (Cepal, 2003).

Además de los mecanismos de apoyo para las familias y las personas mayores, también es necesario que los individuos fortalezcan sus redes de apoyo social durante el transcurso de su vida, pues ello les permitirá generar reciprocidad en el tiempo. Esto no solo les puede dar mayores posibilidades de recibir y otorgar apoyos, sino también puede traerles beneficios en la salud, pues algunos estudios indican que las interacciones sociales están estrechamente vinculadas con la salud cognitiva de las personas mayores.

En este estudio no ha sido posible adentrarse en la dinámica de las familias, la cual puede marcar grandes diferencias en la forma en que se otorgan los apoyos y su calidad, además de conocer si el dar o recibir ayuda está condicionado por algún tipo de maltrato. También hace falta distinguir por sexo y nivel socioeconómico, ya que ambos aspectos podrían incidir en el intercambio de apoyos; se sabe que las mujeres mayores suelen ser mejor aceptadas en los hogares de los/as hijos/as porque contribuyen en las tareas domésticas y el cuidado de los/as niños/as (Valderrama, 2001; Varley y Blasco, 2001); por nivel socioeconómico, se han señalado los mecanismos de solidaridad que tienen las familias de los estratos más bajos, pero también la incapacidad de estas para sostenerse así mismas en el tiempo (Ariza y de Oliveira, 2007; González de la Rocha, 1999). Además, en el caso de los hogares unipersonales en México, la población mayor más pobre podría estar residiendo en este tipo de hogares.

Referencias

- Ariza, M. y de Oliveira, O. (2007). Familias, pobreza y desigualdad social en Latinoamérica: una mirada comparativa. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 22(1), 9-42. doi: 10.24201/edu.v22i1.1292
- Arriagada, I. (2017). Familias y hogares en América Latina. En J. Nájera, B. García y E. Pacheco. (Coords.), *Hogares y trabajadores en el siglo XXI*. México: El Colegio de México. doi: 10.2307/j.ctv4v321q
- Celade-Cepal (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, Comisión Económica para América Latina) (2006). *Manual sobre indicadores de calidad de vida en la vejez*. Santiago de Chile: Celade, Cepal.

- Cepal (Comisión Económica para América Latina) (2003). Las personas mayores en América Latina y el Caribe: diagnóstico sobre la situación y las políticas. *Conferencia Regional Intergubernamental sobre Envejecimiento. Hacia una Estrategia Regional de Implementación para América Latina y el Caribe del Plan de Acción Internacional de Madrid sobre el Envejecimiento*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- Enríquez, R. (2000). Redes sociales y pobreza: mitos y realidades. *La Ventana*, 11, 36-72. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/884/88412392004.pdf>
- Garay, S. y Montes de Oca, V. (2011). La vejez en México: una mirada general sobre la situación socioeconómica y familiar de los hombres y mujeres adultos mayores. *Perspectivas Sociales/Social Perspectives*, 13(1), 143-165.
- Garay, S., Montes de Oca, V. y Arroyo, C. (2018). Costos de los cuidados e implicaciones para las cuidadoras de personas mayores en México. Ponencia presentada en el *Seminario Final de Transferencia de Resultados. Envejecimiento Activo, Calidad de Vida y Género*. Madrid, España, del 19 al 20 de noviembre de 2018.
- Garay, S., Montes de Oca, V. y Guillén, J. (2014). Social support and social networks among the elderly in Mexico. *Journal of Population Ageing*, 7(2), 143-159. doi: 10.1007/s12062-014-9099-2
- Garay, S., Montes de Oca, V. y Mancinas, S. (2012). ¿Solidarios o dependientes? Una mirada a los apoyos otorgados y recibidos por parte de la población adulta mayor. En L. M. Gutiérrez y D. Kershenovich. (Coords.), *Envejecimiento y salud: una propuesta para un plan de acción* (pp. 153-162). México: Academia Nacional de Medicina de México, Academia Mexicana de Cirugía, Instituto de Geriátrica-Universidad Nacional Autónoma de México.
- Giraldo, L. (2006). *Malos tratos hacia las personas adultas mayores: una caracterización sociodemográfica en la Ciudad de México*. Tesis de maestría. México: El Colegio de México.
- González de la Rocha, M. (1986). *Los recursos de la pobreza. Familias de bajos ingresos en Guadalajara*. Guadalajara: El Colegio de Jalisco-CIESAS. doi: 10.24201/edu.v3i2.686
- González de la Rocha, M. (1999). La reciprocidad amenazada: un costo más de la pobreza urbana. En R. Enríquez. (Coord.), *Hogar, pobreza y bienestar en México*. (pp. 13-36). Guadalajara: ITESO.
- Guzmán, J. M., Huenchuan, S. y Montes de Oca, V. (2003). Redes de apoyo social de las personas mayores: marco conceptual. *Notas de Población*, 77, 35-70. ONU: LC/G.2213-P
- Hakkert, R. y Guzmán, J. M. (2004). Envejecimiento demográfico y arreglos familiares de vida en América Latina. En M. Ariza y O. Oliveira. (Coords.), *Imágenes de la familia en el cambio de siglo* (pp. 479-518). México: Instituto de Investigaciones Sociales-Universidad Nacional Autónoma de México.
- Huenchuan, S. (2009). Envejecimiento e institucionalidad para el cuidado de las personas mayores. *Seminario regional las familias latinoamericanas interrogadas. Hacia la articulación del diagnóstico, la legislación y las políticas*. Santiago de Chile: Cepal.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (1992). *Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (Enadid) 1992*. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/enadid/1992/>
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (1997). *Los hogares en México*. México: INEGI.

- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2009). Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (Enadid) 2009. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/enadid/2009/>
- Jelín, E. (1995). Familia y género: notas para el debate. *Estudios Feministas*, 3(2), 395-413.
- Lomnitz, L. (1994). *Redes sociales, cultura y poder. Ensayos de antropología latinoamericana*. México: Miguel Ángel Porrúa, FLACSO.
- López, A. (2001). *El perfil sociodemográfico de los hogares en México 1970-1997*. Ciudad de México: Consejo Nacional de Población.
- López, M. e Izazola, H. (1994). *El perfil censal de los hogares y las familias en México*. México: INEGI, Instituto de Investigaciones Sociales-Universidad Nacional Autónoma de México.
- Monteiro, L., Carbajal, M., Garay, S., Montes de Oca, V. y Arroyo, C. (2018). Arreglos familiares de las personas mayores en México y Uruguay: una mirada a los hogares unipersonales. Trabajo presentado en el VIII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, del 23 al 26 de octubre 2018, Puebla, México.
- Montes de Oca, V. (2004). Envejecimiento y protección familiar en México: límites y potencialidades del apoyo al interior del hogar. En M. Ariza y O. Oliveira. (Coords.), *Imágenes de la familia en el cambio de siglo* (pp. 519-563). México: Instituto de Investigaciones Sociales-Universidad Nacional Autónoma de México.
- Montes de Oca, V. (2014). Cuidados y servicios sociales frente a la dependencia en el marco del envejecimiento demográfico en México. En S. Huenchuan y R. Icela Rodríguez. (Eds.), *Autonomía y dignidad en la vejez: teoría y práctica en políticas de derechos de las personas mayores*. Santiago de Chile: Cepal. ONU: LC/L.3942
- Montes de Oca, V. y Garay, S. (2010). Familias, hogares y vejez: cambios y determinantes en los arreglos familiares con personas adultas mayores en México, 1992-2006. En A. M. Chávez y C. Menkes. (Coords.), *Procesos y tendencias poblacionales en el México contemporáneo. Una mirada desde la Enadid 2006* (pp. 402-432). Cuernavaca: Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias-Universidad Nacional Autónoma de México, Secretaría de Salud.
- Ortiz Chávez, V. y Arroyo, C. (2017). Hombres mayores maltratados. Subjetividades y retroalimentación familiar de la violencia. *Iberofórum*, 12(24), 100-124.
- Pérez, J. y Brenes, G. (2006). Una transición en edades avanzadas: cambios en los arreglos residenciales de adultos mayores en siete ciudades latinoamericanas. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 21, 625-661. doi: 10.24201/edu.v21i3.1243
- Quilodrán, J. y Juárez, F. (2009). Las pioneras del cambio reproductivo: un análisis desde sus propios relatos. *Notas de Población*, 87, 63-94.
- Ramos, L. (1994). Family support for the elderly in Latin America: The role of the multigenerational household. *Ageing and the family. Proceedings of the United Nations. International Conference of Aging Populations in the Context of the Family*. Nueva York: Department for Economic and Social Information and Policy Analysis.
- Redondo, N., Garay, S. y Montes de Oca, V. (2015). Modalidades de allegamiento residencial en la población adulta mayor argentina y mexicana: determinantes socioeconómicos y diferencias regionales. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 30(3), 597-649. doi: 10.24201/edu.v30i3.1495

- Redondo, N., Garay, S., Rojo-Pérez, F., Rodríguez-Rodríguez, V., Guidotti, C. y Montes de Oca, V. (2018). Servicios formales para la dependencia y arreglos residenciales de la población adulta mayor. Un estudio comparado de países iberoamericanos. Ponencia presentada en el *VIII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población*, 23-26 de octubre, Puebla, México.
- Saad, P. (2005). Los adultos mayores en América Latina y el Caribe: arreglos residenciales y transferencias informales. *Notas de Población*, 80, 127-154.
- Sluzki, C. (1996). *La red social: frontera de la práctica sistémica*. Barcelona: Gedisa.
- Valderrama, M. J. (2006). *El cuidado, ¿una tarea de mujeres?* Vasconia, (35), 373-385.
- Varley, A. y Blasco, M. (2001). ¿Cosechan lo que siembran? Mujeres ancianas, vivienda y relaciones familiares en el México urbano. En C. Gomes. (Coord.), *Procesos sociales, población y familia. Alternativas teóricas y empíricas en las investigaciones sobre vida doméstica* (pp. 301-322). México: FLACSO y Miguel Ángel Porrúa.

Heterogeneidad de la integración laboral en Colombia: diferencias según el sexo y la pertenencia étnica de desplazados forzados y otros migrantes internos

Heterogeneity of Labor Market Integration: Differences by Gender and Ethnicity of Forcedly Displaced Populations and other Internal Migrants

Johana Navarrete Suárez
Orcid: 0000-0001-8350-1019
nnavarrete@colmex.mx

Claudia Masferrer
Orcid: 0000-0002-0902-7723
cmasferrer@colmex.mx

*Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales,
El Colegio de México, México*

Resumen

Este artículo analiza las diferencias en la integración económica de migrantes internos, hombres y mujeres, tanto voluntarios como forzados, según su pertenencia étnica en Colombia. Utilizando información de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida para el periodo de 2012 a 2016, se estiman una serie de modelos estadísticos que explican tres dimensiones de integración económica: la participación laboral, la posición en el empleo y el nivel de ingresos percibidos mensualmente. Aplicando el marco analítico de la interseccionalidad, este estudio da cuenta de diferentes procesos de integración en poblaciones heterogéneas donde se intersectan la condición migratoria, la pertenencia étnica y el sexo como formas de identidad. Los resultados sugieren que la población desplazada muestra los resultados más desventajosos en las tres dimensiones.

Palabras clave

Desplazamiento
interno forzado
Migración interna
Integración laboral
Indígenas
Afrodescendientes
Colombia

* Agradecemos al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) de México por la beca de posgrado otorgada a la primera autora de este artículo.

Sin embargo, dentro de este grupo las mujeres afrodescendientes y los hombres indígenas experimentan las condiciones más precarias de inserción laboral.

Abstract

This paper studies differences in the economic integration of male and female internal migrants in Colombia by reason for migration (voluntarily and forcedly displaced), and by ethnic status. We use data from the National Survey of Quality of Life for the period between 2012 and 2016 to estimate a series of multivariate models to explain three outcomes of economic integration: labor force participation, class of worker, and monthly earnings. Applying an intersectional approach, this study informs variations in the integration of heterogeneous populations where migration status, ethnicity and gender interact as forms of identity and belonging. Results show that the forcedly displaced show the largest disadvantages for the three outcomes. However, within this group, afrodescendent women and indigenous men face the most precarious forms of labor market incorporation.

Keywords

Forced internal displacement
Internal migration
Labor market integration
Indigenous people
Afrodescendents
Colombia

Recibido: 28/01/2019

Aceptado: 4/07/2019

Introducción

El análisis de los procesos de integración social de los migrantes ha posicionado una serie de discusiones que buscan explicar las tendencias, los patrones y los mecanismos que la facilitan o las barreras que la limitan. Los estudios, sin embargo, suelen enfocarse en los lugares de destino que tradicionalmente reciben un volumen considerable de migrantes. La mayoría de los argumentos elaborados en torno a este tópico se han centrado de manera preponderante en migraciones de tipo voluntario y económico que implican cruces de fronteras internacionales (Alba y Nee, 1997; Gordon, 1964; Portes y Zhou, 1993), aunque también en procesos internos, como los movimientos rural-urbanos (Jie y Taubmann, 2008; Rozelle, Taylor y De Brauw, 1999; Sell, 1988).

Los postulados acerca de la forma en que se dan los procesos de inserción social y económica en estos contextos suponen muchas veces que las explicaciones de por qué migraron estos sujetos provienen de decisiones racionales bajo perspectivas económicas, como la teoría neoclásica, o la nueva economía de la migración. No obstante, en las últimas décadas, la configuración de flujos migratorios en América Latina, originados en contextos marcados por la violencia o el cambio climático, han establecido nuevos retos en la delimitación analítica de estos desplazamientos, muchas veces internos.¹ Para la Agencia de Naciones Unidas para los Refugiados (ACNUR) y el Centro de Monitoreo de Desplazamiento Interno (IDCM, por sus siglas en inglés), es preocupante que este tipo de migraciones aumenten y no sean atendidas de manera eficaz e integral. Uno de los grandes desafíos en torno al tratamiento de este fenómeno

1 Pueden establecerse dos tipos de migraciones forzadas: aquellas que se producen por el cruce de fronteras entre países y se caracterizan como fenómenos de refugio, y aquellas que se producen al interior de las naciones y generan desplazamientos forzados internos. Los Principios Rectores de los Desplazamientos Internos definen a los desplazados internos como "personas o grupos de personas que se han visto forzadas u obligadas a escapar o huir de su hogar o de su lugar de residencia habitual, en particular como resultado o para evitar los efectos de un conflicto armado, de situaciones de violencia generalizada, de violaciones de los derechos humanos o de catástrofes naturales o provocadas por el ser humano, y que no han cruzado una frontera estatal internacionalmente reconocida" (UN doc. E/CN.4/1998/53/Add.2, 11 de febrero de 1998).

es el no reconocimiento por parte de los Estados, pues agudiza las condiciones de vulnerabilidad de las poblaciones desplazadas, que se traducen a su vez en barreras a la integración socioeconómica (ACNUR, 2017; Cluster Global de Protección, 2016; Silva Arias y Castillo, 2012).

A diferencia de otros países, Colombia ha reconocido el fenómeno del desplazamiento interno forzado, situación que ha permitido el registro de los eventos y la construcción de políticas y programas dirigidos a la atención e integración socioeconómica de la población en los territorios de reasentamiento, facilitando con ello el análisis respecto a la forma en que las poblaciones se adaptan e integran en estos contextos (ACNUR-Acción Social, 2007; Comisión de Seguimiento a la Política Pública, 2015; Ibáñez y Velásquez, 2008). Por ello, se sabe que el número de desplazamientos internos forzados supera los 7.5 millones de personas, y a nivel global se encuentra en el segundo lugar de países con el mayor índice de desplazamiento por razones de violencia. Ahora bien, los flujos migratorios internos se entrecruzan con los desplazamientos forzados, pero es incierto hasta qué punto el proceso de adaptación e integración es homogéneo entre estas poblaciones. Es decir, falta comprender mejor las consecuencias del desplazamiento, y si estas difieren de migraciones internas motivadas por otras causas.

En los últimos años, el volumen de población desplazada que se reconoce como indígena y afrodescendiente ha aumentado. Según datos de la ACNUR (2018), se elevó de 4 y 13 %, respectivamente, en 2005, a 6.2 y 21.2 % en 2018. Este cambio en los perfiles ha complejizado los mecanismos y patrones de integración, ya que la identidad étnica juega un papel clave tanto en la selectividad del desplazamiento como en formas desiguales de inserción en los mercados laborales. A pesar de este aumento del desplazamiento indígena y afrodescendiente, y de que los estudios de etnicidad en Colombia han analizado cómo esta moldea la integración social e identitaria de estas poblaciones (Bernal y Flabbi, 2015; Rodríguez Garavito, Cárdenas, Oviedo y Villamizar, 2013; Urrea Giraldo, 2005; Urrea Giraldo y Viáfara López, 2016; Viáfara López, Urrea Giraldo y Correa, 2009), son escasas las investigaciones que exploran la integración económica de los migrantes forzados, según su reconocimiento étnico.

Para cerrar esta brecha en el conocimiento sobre estas poblaciones, este artículo estudia las diversas formas en que se integran económicamente² en el mercado laboral las personas desplazadas, tomando en cuenta la heterogeneidad al interior de esta población, las diferencias por sexo y el reconocimiento étnico en Colombia, y comparando con las poblaciones que migraron internamente por otras causas. Con ello, buscamos contribuir además a la discusión teórica y metodológica sobre cómo estudiar las consecuencias del desplazamiento interno y las relaciones sociales que se materializan como resultado de este fenómeno. Utilizando datos de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (2012-2016), analizamos las diferencias en la integración económica tras estimar una serie de modelos estadísticos que dan cuenta de tres dimensiones: la participación laboral, la posición en el empleo y el nivel de ingresos percibidos mensualmente.

De esta manera, la motivación de este trabajo es analizar la inserción al mercado laboral de migrantes internos desde el enfoque de la interseccionalidad con una metodología cuantitativa y datos de representación nacional. En términos generales,

2 Utilizamos los términos de integración económica e integración laboral como sinónimos, pues los indicadores utilizados son de integración al mercado laboral: la participación, la posición en el empleo y el nivel de ingresos por empleo percibidos mensualmente.

el estudio busca comprender la heterogeneidad dentro de los grupos étnicos y si la población desplazada forzosamente presenta desafíos diferentes respecto a otros migrantes internos.

Las siguientes preguntas de investigación guían este análisis: ¿Cómo se asocia la causa de la migración interna con la integración laboral? ¿Existen patrones y mecanismos diferentes de integración laboral para la población desplazada según su reconocimiento étnico y sexo? ¿Cuál es la variación en la participación laboral, las posiciones en el empleo y los ingresos laborales, cuando se intersectan las identidades étnicas y de género en contextos de migración? Dada la evidencia empírica conocida hasta ahora, se espera que las variaciones en la integración laboral estén condicionadas por la intersección del sexo, la condición migratoria y la pertenencia étnica. Por lo tanto, el análisis permitiría dar cuenta de la materialización de roles de género que operan en las posiciones ocupacionales, así como de barreras específicas para aquellas personas que se reconocen como parte de un grupo étnico y cuya causa de migración se relaciona con la violencia producida por el conflicto armado en Colombia.

Marco contextual y analítico

Desplazamiento forzado de poblaciones indígenas y afrodescendientes: el caso colombiano

Dentro de la región latinoamericana, Colombia ocupa el primer lugar con mayor número de desplazados internos forzados. Según cifras presentadas por el Centro Nacional de Memoria Histórica (2015), el conflicto armado interno ha dejado un saldo de 8,307,777 víctimas, de las cuales nueve de cada diez se declara en condición de desplazamiento forzado. Según cifras oficiales, aunque cuatro de cada diez no identifican al responsable,³ poco más de un tercio se atribuye a los grupos guerrilleros (FARC-EP y ELN), seguido por las autodefensas paramilitares o bandas criminales (18%), otros grupos (4%), o la fuerza pública (1%). En Colombia, el fenómeno del desplazamiento forzado interno afecta mayormente a poblaciones en territorios rurales y que presentan condiciones de vulnerabilidad social y económica que se ven agudizadas por situaciones de desigualdad y discriminación (Ibáñez y Querubín, 2004; Ibáñez y Velásquez, 2008).

La Corte Interamericana de Derechos Humanos (CIDH) y el Observatorio de Discriminación Racial aseguran que las minorías étnicas han sido victimizadas de forma aguda por el conflicto armado al exacerbar condiciones socioeconómicas de desigualdad y despojarlas de tierras colectivas legalmente instituidas (Red Social de Solidaridad, 2001; Rodríguez, Alfonso y Cavelier, 2008). Esto ocurre sobre todo en contextos urbanos, entre poblaciones indígenas y afrodescendientes que llegan a lugares con configuraciones comunitarias y culturales diferentes. Varios estudios analizan los determinantes territoriales del desplazamiento y revelan que existe un traslape en las regiones donde se encuentran los territorios de propiedad colectiva de grupos étnicos y aquellas donde se ha agudizado el conflicto armado, y donde los grupos al margen de la ley buscan apropiarse de estas grandes extensiones de tierra. Además, existen patrones particulares de desplazamiento dentro de los mismos

3 El porcentaje de casos que no presentan información o que no identifican al responsable (41%) se debe a que los datos del "Registro Único de Víctimas respecto al presunto responsable del desplazamiento forzado, responde a la percepción presentada en las declaraciones de las víctimas y no al resultado de investigaciones judiciales" (UARIV, 2013, p. 17).

municipios o departamentos por parte de estas poblaciones que se deben en parte a la falta de recursos para migrar a lugares más lejanos, así como la negativa de fragmentar lazos familiares y/o comunitarios, y un deseo mayor de retorno a los territorios (Ibáñez y Velásquez, 2008).

Las características sociodemográficas del grupo de los desplazados no son homogéneas, sino que existe heterogeneidad en los perfiles por edad, sexo, grupo étnico, escolaridad y otras (Ruiz Ruiz, 2011, 2013; Silva Arias, 2012). Esta heterogeneidad podría traducirse en impactos diferenciados del desplazamiento que pueden contribuir a la creación de desigualdades ya observadas entre la población desplazada, pero que podrían agudizarse para las poblaciones indígenas y afrodescendientes. Investigaciones previas revelan la dificultad que presentan estas poblaciones frente al acceso a sistemas de educación y salud, lo que provoca condiciones adversas para la integración social (Bustillo, 2004; Machado Duque, Calderón Flórez y Machado Alba, 2014; Silva y Guataquí, 2011; UARIV, 2014; Vallejo, 2007; Vallejo Solarte, Castro Castro y Cerezo Correa, 2015). La participación laboral de personas en edad escolar afecta los rendimientos futuros no solo individuales, sino de la familia en su conjunto. Como lo mencionan Ibáñez y Velásquez (2008), la entrada de menores de edad al mercado laboral trunca la trayectoria educativa de estas poblaciones y agudiza fenómenos de pobreza y desigualdad. Esta situación se traduce en un ingreso a espacios laborales precarios donde las condiciones de desigualdad varían entre hombres y mujeres, según la identidad étnica.

El desplazamiento interno es una forma de migración interna. En el caso colombiano, nos interesa diferenciar la migración interna que se da por razones de violencia y conflicto armado de aquella que se produce por otras razones (económicas, reunificación familiar y educativas, entre otras), aunque es posible que las motivaciones puedan encontrarse interrelacionadas.⁴ Aunque el desplazamiento de las últimas décadas, producto del conflicto armado, ha sido el más cuantioso, la migración rural-urbana que se dio en la primera mitad del siglo XX, y que se asemejó a la que la mayoría de los países en la región latinoamericana experimentaron, tuvo dentro de su flujo a grupos de personas que migraron debido a la violencia bipartidista entre liberales y conservadores.⁵ Sin embargo, este desplazamiento no fue masivo y se confundió con aquel que tenía motivaciones económicas en un contexto de urbanización del país. Algunas investigaciones argumentan que, durante la década de los cincuenta, casi una quinta parte de la población total del país sufrió el desplazamiento forzado por razones de violencia y despojo; sin embargo, el Estado no corrobora dicha cifra en tanto que se carecía de un sistema que monitoreara dicha situación (CNMH-UARIV, 2015; GMH, 2013; Ibáñez y Velásquez, 2008; Molano, 1989; Ruiz Ruiz, 2011). Entre los años 1951 y 1964, el porcentaje de población nacida en un municipio distinto al de residencia pasó de 15 a 36 %, mientras que para el año 1993 llegó al 40 %. Para el año 2006, más del 70 % de la población se consideraba como migrante interno (Adams, 1969; Bernal y López, 1970; Flórez, 2003; Martínez, 2001; Silva y Guataquí, 2008).

4 Dentro de las migraciones forzadas se excluyeron los casos que tienen que ver con los desplazamientos internos por eventos naturales debido a que no pueden catalogarse como migraciones de tipo voluntario e implican un análisis particular sobre las afectaciones y consecuencias de este tipo de eventos.

5 Se reconoce como violencia bipartidista a las acciones violentas que tuvieron lugar por la confrontación de facciones específicas del Partido Conservador y Liberal a mediados de siglo XX, cuya génesis está marcada por el asesinato de Jorge Eliécer Gaitán, jefe del liberalismo y candidato presidencial para el periodo 1952-1956 (CNM-UARIV, 2015).

Integración laboral en contextos de migración y diversidad

Después de migrar, las personas viven procesos de adaptación y de inserción en la sociedad receptora que les permiten integrarse social y económicamente. Los estudios de procesos de integración de migrantes se han enfocado en la población que cruza fronteras internacionales. Sin embargo, el presente análisis aplica esta perspectiva a la migración interna a fin de comprender las implicaciones de los movimientos dentro de Colombia, motivado por diferentes causas, tomando en cuenta empíricamente la diversidad étnica del país. Los procesos posteriores a la migración interna no asumen la existencia de una diferencia con las poblaciones “nativas” o locales; sin embargo, asumimos que la causa de la migración y la pertenencia étnica se convierten en atributos que producen diferencias en el momento de la adaptación en contextos de movilidad interna.

En un trabajo pionero, Gordon (1964) propuso una serie de etapas de la integración de inmigrantes internacionales que van desde la aculturación hasta una asimilación estructural con la entrada de los migrantes y sus descendientes a las instituciones primarias de la sociedad receptora y un sentido de pertenencia común por la disminución de prejuicios y discriminación. Con el aumento de la llegada de inmigrantes pertenecientes a minorías étnicas de color y de origen no europeo, los estudios de integración de migrantes en Estados Unidos consideraron la creciente importancia del grupo étnico-racial, así como el de las fronteras étnicas. La propuesta de asimilación segmentada explica cómo las diferencias en la entrada a estas instituciones primarias dependen de modos de incorporación caracterizados por el estatus legal de los migrantes, el contexto de recepción y los recursos familiares y de la comunidad (Portes y Rumbaut, 2006; Portes y Zhou, 1993). Perspectivas contemporáneas agregan a estos factores la importancia de las fronteras sociales (Alba y Nee, 1997, 2003), cambios en procesos de racialización y nociones de diversidad (Lee y Bean, 2010), así como patrones migratorios. En general, el concepto se ha transformado de una visión donde solo los migrantes debían transformarse, hacia una que toma en cuenta cambios tanto en la sociedad de acogida como en los migrantes, así como la integración en distintas dimensiones sociales, económicas y políticas, en un contexto de fronteras étnicas y sociales (Alba y Nee, 2003). Esta perspectiva se ha retomado en otros contextos fuera de Estados Unidos, como España, Tailandia y China (Curran, Garip, Chung y Tangchonlatip, 2005; Curran, Shafer, Donato y Garip, 2006; Garreta, 2003).

Las teorías de migración que buscan explicar las decisiones migratorias se han centrado en perspectivas económicas que suponen un desplazamiento a lugares con mejores niveles de vida —entendido de una manera amplia—, tanto interna como internacionalmente (Lee, 1966; Ravestein, 1965; Sjaastad, 1962; Stark, 1991; Todaro, 1969), aunque también consideran la migración por otras razones, como la reunificación familiar, por ejemplo. En estas perspectivas es central el mercado de trabajo y las posibilidades de mejoras salariales y de bienestar, tanto en el origen como en el destino. El vínculo entre las teorías sobre la decisión de migrar y las teorías de integración pocas veces se establece, aunque los procesos de la toma de decisión y de integración estén marcados por procesos de selección (Silva y Guataquí, 2011). Según Borjas (1990), la causa de la migración tiene repercusiones directas en la probabilidad de ocuparse, en el tipo de trabajo y en los niveles de ingreso, por lo que existen diferentes beneficios laborales de la migración cuando se efectúa por razones económicas o forzadas.

Cuando la migración es forzada, las consecuencias económicas no son tomadas en cuenta como un incentivo de la misma forma que cuando otras consideraciones son vitales, como la sobrevivencia o huir ante la persecución.

Estudios realizados por Gordon, Edwards y Reich (1986) establecen cómo la segmentación en el mercado laboral estadounidense de la población inmigrante es mediada por relaciones de género y étnico-raciales, lo que provoca no solo el aumento de la población en trabajos cada vez más precarios, sino a la vez, segregación espacial dentro de las ciudades. Ahora bien, estos procesos de precarización laboral, tanto por los salarios bajos y las condiciones laborales, afectan en mayor medida a mujeres y minorías étnicas de migrantes y se han identificado en numerosos estudios (Curran, Garip, Chung y Tangchonlatip, 2005; Curran, Shafer, Donato y Garip, 2006; Garreta 2003; Sway, 1984). De trasladarse estos procesos al contexto de migración interna, esperaríamos cierta segmentación laboral definida a partir del grupo étnico y el tipo de migración, ya que como se menciona en la siguiente sección, existe segmentación por sexo, donde consistentemente las mujeres sufren precarización laboral y tienen menores ingresos que los hombres.

Interseccionalidad en Colombia: condición migratoria, identidad étnica y sexo

La inserción e integración en los mercados laborales suele variar y depender de las características sociodemográficas, como el sexo, la edad, el nivel educativo, la pertenencia étnica, la condición migratoria,⁶ entre otras. En el caso de Colombia se evidencia la existencia de este tipo de diferencias en el acceso a mejores condiciones de vida. Así, aunque se han dado profundas transformaciones socioculturales y demográficas que han posibilitado que las mujeres eleven sus tasas de participación y adquieran un mayor estatus educativo, estas presentan resultados laborales desventajosos en comparación con los hombres. Como lo establecen Arango, Castellani y Lora (2016), las mujeres muestran menores tasas de ocupación, salarios más bajos y tasas de desempleo más altas. Dicha situación parece agudizarse en ciudades como Medellín, Cali y Bogotá por el tipo de empleo, la segregación residencial y la distancia a los lugares de trabajo donde las mujeres son las más afectadas, sobre todo en estructuras familiares donde se asumen como jefas de hogar (Díaz Escobar, 2016).

La condición migratoria tiene un papel fundamental en las condiciones de inserción al mercado laboral. Como se mencionó, existen fenómenos de selectividad que provocan que aquellas personas que migran de manera voluntaria presenten mejores resultados que aquellas que lo hacen de manera forzada y aquellas que no migran, en parte por las diferencias en la composición de estas poblaciones. Las condiciones de pobreza y vulnerabilidad económica que sufren los grupos que han migrado forzosamente provoca que las tasas de participación económica sean altas, aunque con tasas de desempleo elevadas. En general, la participación laboral se hace en contextos de informalidad y en empleos con condiciones precarias, ya que la inserción de estas personas se lleva a cabo en actividades de baja calificación y bajas remuneraciones,

6 La condición migratoria se refiere al ser migrante o no; sin embargo, en nuestro análisis distinguimos no solo el haber migrado internamente, sino la motivación de la migración. De esta manera, establecemos tres condiciones: i) ser desplazado interno forzado por causas de violencia armada; ii) ser migrante interno por otras causas (referida como voluntaria), y iii) aquella que hace referencia a la inexistencia de un cambio de residencia en el periodo analizado.

que requieren de poca experiencia, exceden las jornadas de trabajo acordes con la norma y no ofrecen seguridad social, lo cual provoca la agudización de las trampas de pobreza (Garay, 2009b; Ibáñez y Moya, 2006; Ibáñez y Velásquez, 2008; Silva y Guataquí, 2008).

En el ámbito de los ingresos, se ha encontrado que las personas desplazadas perciben ingresos por debajo del valor mínimo legal establecido. Aunque las condiciones de empleo de los centros urbanos proporcionan mejores condiciones salariales, la población desplazada exhibe niveles más bajos que el resto. Para Ibáñez y Velásquez (2008) se ha evidenciado un aumento en los salarios reales. Sin embargo, dicho comportamiento parece responder a una mejoría general del mercado laboral y no de las condiciones de la población desplazada en particular. Igualmente, la Comisión de Seguimiento (2015) determinó que más de dos tercios de la población desplazada se encuentra percibiendo salarios por debajo del mínimo legal, situación que se agudiza en el caso de las mujeres donde solo el 6 % de aquellas que se encuentran ocupadas perciben un salario superior al mínimo legal.

Ahora bien, las variaciones en el desempeño laboral de las personas que se reconocen como parte de un grupo étnico han sido ampliamente estudiadas, y han demostrado que existen gradientes de inserción que no solo tienen que ver con la dificultad para insertarse exitosamente en el mercado laboral, sino que se traduce en el tipo de actividades laborales que desempeñan. Para muchos investigadores, las posiciones en el empleo y las actividades laborales dependen de las habilidades adquiridas por las personas en sus lugares de origen y a la vez a la materialización de estereotipos que provocan que personas indígenas y afrodescendientes sean más demandadas en ciertos oficios (Garay, 2009a, 2009b; Rodríguez et al., 2013; Urrea, 2005; Urrea et al., 2007; Urrea y Viáfara, 2016; Viáfara et al., 2009; Viáfara y Urrea, 2006).

Metodología

Datos

Este estudio utiliza la Encuesta de Calidad de Vida (2012-2016), que incluye información específica sobre las comunidades étnicas de estudio y permite rastrear el cambio de residencia hasta diez años antes de la aplicación del instrumento. Si bien no es una fuente de datos longitudinal, su perspectiva transversal permite revisar algunos cambios durante este periodo. La población objetivo de este estudio sobre integración laboral son las personas mayores de 12 años, cuya muestra analítica está constituida por 288,253 casos. Sin embargo, de estos, el análisis de tipo de empleo se hizo para una muestra de 156,788 personas que se declararon como ocupadas, y el análisis sobre brechas salariales para una muestra de 148,156 personas ocupadas que reciben ingresos por salario.

Variables

Dependientes

El análisis de la integración laboral se llevó a partir de tres dimensiones: participación laboral; posición en el empleo, e ingreso laboral. Para analizar las probabilidades de ocupación para las personas mayores de 12 años, se construyeron dos transiciones para dar cuenta del tránsito de las personas dentro de la población en edad de trabajar

(PET). Dentro de la primera transición la variable dependiente es dicotómica y busca identificar si la persona está dentro o fuera de la fuerza laboral. En la segunda transición se busca identificar si la persona se encuentra ocupada o desempleada. Para analizar las probabilidades de ocupar determinada posición en el mercado laboral en las personas mayores de 12 años, se construyó una variable dependiente categórica que buscó identificar si la persona es i) trabajador subordinado y remunerado; ii) empleador; iii) trabajador por cuenta propia, o iv) trabajador sin pago. Finalmente, para estudiar al ingreso laboral, se analizó su nivel para las personas mayores de 12 años que se encontraban ocupadas y declararon un ingreso monetario positivo. Para realizar el análisis en los 5 años propuestos se deflactó el ingreso tomando como base el índice de precios del año 2016. Adicionalmente, se realizó la transformación logarítmica del ingreso mensual (y se tomaron valores entre 4.58 y 19.46).

Independientes

Para definir las variables independientes de interés (condición migratoria y pertenencia étnica) fue importante establecer quiénes se consideran como población desplazada, y quiénes se ubican dentro de un grupo étnico a través del autorreconocimiento. Retomamos el concepto establecido en la Ley 387 de 1997 que considera como desplazado a

toda persona que se ha visto forzada a migrar dentro del territorio nacional abandonando su localidad de residencia o actividades económicas habituales, porque su vida, su integridad física, su seguridad o libertad personales han sido vulneradas o se encuentran directamente amenazadas con ocasión de cualquiera de las siguientes situaciones: Conflicto armado interno; disturbios y tensiones interiores, violencia generalizada, violaciones masivas de los Derechos Humanos, infracciones al Derecho Internacional humanitario u otras circunstancias emanadas de las situaciones anteriores que puedan alterar drásticamente el orden público. (art. 1. Ley 387/97)

Para la variable de condición migratoria se construyó un indicador categórico a partir de la información sobre causas de la migración que distingue a: i) aquellos que declararon desplazamiento forzado por razones de violencia; de ii) otros migrantes internos, es decir, aquellas personas que migraron por causas distintas a la violencia donde se agrupan migrantes educativos, laborales, de reagrupación familiar y otros, y iii) no migrantes, donde se consideró a la población que declaró no haber realizado un cambio de residencia (referencia: el año anterior a la aplicación de la encuesta).

Para la definición de pertenencia étnica en Colombia se reconoce la existencia de cuatro grupos: la población indígena, la población raizal del Archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina, la población negra o afrocolombiana (incluye a la población palenquera de San Basilio del municipio de Mahates), y la población rrom o gitana (DANE, 2017b). Específicamente, para los objetivos de este análisis, diferenciamos solo entre dos grupos étnicos: indígenas y afrodescendientes. Por ello, la variable de reconocimiento étnico se define de la siguiente manera: a) indígenas; b) afrodescendientes (incluyendo a la población raizal), y c) personas que no se reconocen como parte de un grupo étnico (aquellas que respondieron no ser parte de los cuatro grupos étnicos reconocidos en Colombia; aquellas que no informaron su pertenencia étnica, y la población rrom), aquí denominados como otros.

Además, tomamos en cuenta variables independientes de control que permiten dar cuenta de la influencia de las características individuales y familiares en los procesos estudiados. Dentro del componente sociodemográfico consideramos la variable

dicotómica del sexo y las variables continuas de edad y edad al cuadrado. La inclusión de la edad se usa para establecer la relación lineal de esta variable, mientras que la edad al cuadrado establece la transformación cuadrática de la primera variable para evidenciar la existencia de rendimientos marginales crecientes o decrecientes. Para el nivel de escolaridad se construyó una variable categórica de seis niveles: i) sin primaria; ii) primaria (referencia); iii) secundaria; iv) educación media; v) educación técnica, y vi) educación superior. La situación conyugal se define con una variable categórica que hace diferencia entre las personas en una unión (referencia), solteras y exunidas (separadas, divorciadas o viudas).

Como variables contextuales se incluyeron además el tamaño de localidad, el sector laboral, la región geográfica y el año de levantamiento de la encuesta para tomar en cuenta características geográficas y temporales de los mercados laborales locales. El tamaño de la localidad es una variable dicotómica que distingue la cabecera urbana, que incluye áreas metropolitanas, áreas urbanas y cabeceras municipales (referencia), de los centros poblados y rurales (caseríos, inspecciones de policía, corregimiento municipal y área rural dispersa). La variable categórica de sector de actividad distingue al primario, secundario, y terciario (referencia). Para la región geográfica se mantuvo la categorización establecida por la fuente de datos: Caribe, Oriental, Central, Pacífica (sin valle), Bogotá (referencia), Antioquia, Valle del Cauca, San Andrés, Orinoquía —Amazonía—. Por último, la variable categórica de año toma los valores del 2012 (referencia) al 2016.

Estrategia analítica

Para responder a las preguntas de investigación, en este estudio se estimaron tres tipos de regresiones. Se usó una regresión logística secuencial para analizar la participación laboral, pues el método permite hacer relaciones entre procesos que pueden observarse como una secuencia de transiciones, o bien procesos que implican exposiciones diferenciadas al riesgo (Buis, 2015). Inicialmente se calculó un modelo logístico multinomial para la predicción de la participación laboral. Sin embargo, al realizar las pruebas de independencia de alternativas irrelevantes (IAI) a través de las pruebas de Hausman y Suest se estableció la violación del supuesto, por lo que se decidió estimar un modelo secuencial con el fin de determinar las probabilidades de pasar de la PEI a la PEA; y luego de estar en la PEA, se calculó la probabilidad de encontrarse ocupado. En el caso de la posición en el empleo se estimó una regresión multinomial, y finalmente, para dar cuenta del nivel de ingresos y analizar brechas salariales, se estimó una regresión lineal en el logaritmo del ingreso. Las estimaciones se hicieron en modelos estratificados por sexo para tomar en cuenta diferentes mecanismos de integración laboral para hombres y mujeres. Las pruebas de la significancia estadística de la interacción de la variable de condición migratoria con la de pertenencia étnica mostraron resultados de diferencia significativa en todos los modelos. Es decir, el efecto del tipo de migración interna depende de la pertenencia étnica de los individuos.

Para dar cuenta de la configuración estructural de la desigualdad en los escenarios laborales empleamos interacciones entre las variables de interés con el fin de identificar el impacto que tiene en la integración laboral cada condición migratoria según la identidad étnica. Esta estrategia metodológica de análisis interseccional desde una perspectiva cuantitativa permite descubrir la configuración estructural de desigualdades al entender que las desventajas sociales se encuentran expresadas no de un modo aditivo, sino mediadas por estos factores. Como lo establecen Scott y Siltanen (2012), el uso de

regresiones múltiples en las que además de la interacción simple se contemple la comparación de escenarios permite dar cuenta de interrogantes significativos sobre los contextos y el desarrollo de enfoques heurísticos de los patrones de intersección de género y otras variables de desigualdad. Así mismo, atendiendo a que la investigación interseccional debe poder ilustrar las matrices dinámicas e interdependientes de privilegios y desventajas que afectan los resultados del mercado laboral en todas las ubicaciones sociales, las interacciones incluidas contemplan la situación de hombres y mujeres teniendo en cuenta un análisis étnico-racial que no se agota en la identidad afrodescendiente o negra y que además inserta la condición migratoria como escenario particular de reproducción social (Browne y Misra, 2003; Sigle, 2016).

Resultados

Análisis descriptivo

El Cuadro 1 presenta características sociodemográficas básicas según condición migratoria y pertenencia étnica para hombres y mujeres. Se observa una mayor presencia relativa de indígenas y afrodescendientes en el grupo de la población que ha migrado forzosamente: alrededor del 18 % de la población se reconoce como parte de estos grupos étnicos, mientras que entre los no migrantes este no alcanza el 15 %, y entre los migrantes voluntarios no alcanza el 12 %. El grupo con la población más joven es aquel que no ha migrado, ya que los hombres tienen una edad media de 24 años, y las mujeres de 26. En el resto de los grupos la edad oscila entre los 34 y 36 años respectivamente. Como se espera, por mecanismos de selectividad educativa asociados al migrar para trabajar o estudiar, son los migrantes voluntarios aquellos con un mayor nivel de escolaridad, aunque esto varía según el grupo étnico: los hombres y mujeres indígenas son los que tienen menores años de escolaridad.

Las personas desplazadas forzadas tienen tasas más altas de desempleo que el resto de la población, mientras que las personas que migraron por otras razones tienen las tasas más bajas en comparación con los desplazados y quienes no migraron, a excepción de las mujeres indígenas. Dentro de cada tipo de condición migratoria, es la población afrodescendiente la que tiene las tasas más altas de desempleo, siendo las mujeres, en todas las condiciones migratorias, las más afectadas. Esto puede deberse a barreras de tipo racial, que le han impedido a esta población ingresar de manera integral al mercado laboral, y que se agudizan cuando las personas han tenido que migrar de manera forzada. Las tasas más altas de desocupación las registran los hombres y mujeres afrodescendientes (11.4 y 18.6 % respectivamente) que han sido desplazados por la violencia, y aquellos que no migraron (9.6 y 13.3 %).

Como es de esperarse, los hombres en todas las condiciones migratorias muestran los valores más altos de ocupación, aunque varían por condición migratoria. Los hombres indígenas presentan tasas altas de ocupación en todas las condiciones migratorias, lo que demuestra una mayor capacidad de inserción laboral, aunque esto no implique que los empleos en los que se ubican tengan ingresos y condiciones adecuadas o mejores al resto de la población. Ahora bien, las mujeres afrodescendientes muestran mayor participación en actividades remuneradas que otras. Si bien dentro del grupo de personas que migraron por razones distintas a la violencia sus tasas de desempleo son más altas que el resto de las mujeres, también tienen tasas de inactividad menores, por lo que parecen tener mejores resultados en el contexto de inserción laboral.

Cuadro 1
Indicadores sociodemográficos según sexo, condición migratoria y pertenencia étnica. Colombia, 2012-2016

| Indicadores sociodemográficos | Desplazados forzados por violencia | | | Migrantes voluntarios | | | No migrantes | | |
|-------------------------------|------------------------------------|-------|-------|-----------------------|-----------|-------|--------------|--------|--------|
| | Indígenas | Afros | Otros | Total | Indígenas | Afros | Otros | Total | Total |
| Hombres | | | | | | | | | |
| N (miles) | 155 | 397 | 2,473 | 3,026 | 816 | 1,934 | 20,426 | 23,177 | 89,052 |
| % | 5.1 | 13.1 | 81.7 | 100 | 3.5 | 8.3 | 88.1 | 100 | 100 |
| Edad (mediana) | 33 | 31 | 35 | 34 | 33 | 34 | 35 | 35 | 24 |
| Años de escolaridad (mediana) | 5 | 7 | 5 | 5 | 6 | 9 | 9 | 9 | 7 |
| Indicadores empleo | | | | | | | | | |
| PET | 89.3 | 87.9 | 90.5 | 90.1 | 85.8 | 87.9 | 89.1 | 88.9 | 74.2 |
| TO | 75.5 | 70.5 | 70.4 | 70.7 | 76.8 | 74.2 | 74.2 | 74.3 | 65.6 |
| TD | 7.7 | 11.4 | 7.8 | 8.3 | 4.9 | 7.5 | 6.1 | 6.2 | 7.8 |
| TGP | 81.8 | 79.6 | 76.3 | 77.0 | 80.7 | 80.3 | 79 | 79.2 | 71.1 |
| TI | 18.2 | 20.4 | 23.7 | 23.0 | 19.3 | 19.7 | 21 | 20.8 | 28.8 |
| Posición en el empleo | | | | | | | | | |
| Subordinados y remunerados | 31.4 | 37.2 | 39.9 | 39.0 | 42.5 | 51.1 | 52.5 | 52.0 | 42.5 |
| Empleadores | 1.4 | 1.9 | 5.5 | 4.7 | 3.2 | 3.1 | 4.8 | 4.5 | 3.4 |
| Cuenta propia | 51.2 | 53.7 | 42.0 | 44.3 | 39.8 | 40.5 | 35.0 | 35.8 | 42.0 |
| Sin pago | 15.9 | 7.2 | 12.6 | 12.0 | 14.5 | 5.3 | 7.7 | 7.7 | 12.1 |

(continúa)

Cuadro 1
Indicadores sociodemográficos según sexo, condición migratoria y pertenencia étnica. Colombia, 2012-2016 (continuación)

| Indicadores sociodemográficos | Desplazados forzados por violencia | | | | Migrantes voluntarios | | | | No migrantes | | | |
|-------------------------------|------------------------------------|-------|-------|-------|-----------------------|-------|--------|--------|--------------|-------|--------|--------|
| | Indígenas | Afros | Otros | Total | Indígenas | Afros | Otros | Total | Indígenas | Afros | Otros | Total |
| Mujeres | | | | | | | | | | | | |
| N (miles) | 186 | 414 | 2,790 | 3,392 | 838 | 2,043 | 21,847 | 24,728 | 4,117 | 8,395 | 77,980 | 90,492 |
| % | 5.5 | 12.2 | 82.3 | 100 | 3.4 | 8.3 | 88.3 | 100 | 4.5 | 9.3 | 86.2 | 100 |
| Edad (mediana) | 33 | 32 | 37 | 36 | 31 | 33 | 35 | 35 | 22 | 23 | 27 | 26 |
| Años de escolaridad (mediana) | 5 | 7 | 6 | 6 | 8 | 10 | 9 | 9 | 5 | 8 | 8 | 8 |
| Indicadores empleo | | | | | | | | | | | | |
| PET | 87.1 | 89.4 | 91.4 | 91.0 | 89.4 | 90.0 | 90.6 | 90.5 | 70.6 | 73.0 | 76.3 | 75.7 |
| TO | 47.0 | 43.8 | 43.6 | 43.8 | 50.7 | 48.3 | 46.9 | 47.1 | 41.5 | 39.9 | 41.2 | 41.1 |
| TD | 14.8 | 18.6 | 10.4 | 11.7 | 10.2 | 12.2 | 8.9 | 9.2 | 7.7 | 13.3 | 9.1 | 9.4 |
| TGP | 55.2 | 53.7 | 48.7 | 49.6 | 56.5 | 55.1 | 51.4 | 51.9 | 45.0 | 46.0 | 45.4 | 45.4 |
| TI | 44.8 | 46.3 | 51.3 | 50.4 | 43.5 | 44.9 | 48.6 | 48.1 | 55.0 | 54.0 | 54.7 | 54.7 |
| Posición en el empleo | | | | | | | | | | | | |
| Subordinados y remunerados | 28.2 | 37.5 | 38.8 | 37.9 | 39.0 | 50.1 | 49.1 | 48.8 | 28.0 | 50.4 | 49.9 | 48.6 |
| Empleadores | 2.6 | 0.5 | 2.0 | 1.8 | 3.5 | 2.0 | 3.0 | 2.9 | 1.3 | 1.6 | 2.1 | 2.0 |
| Cuenta propia | 60.9 | 57.8 | 50.1 | 52.0 | 46.7 | 43.7 | 41.6 | 42.0 | 49.6 | 43.9 | 41.9 | 42.7 |
| Sin pago | 8.3 | 4.1 | 9.1 | 8.2 | 10.9 | 4.2 | 6.4 | 6.3 | 21.0 | 4.1 | 6.1 | 6.7 |

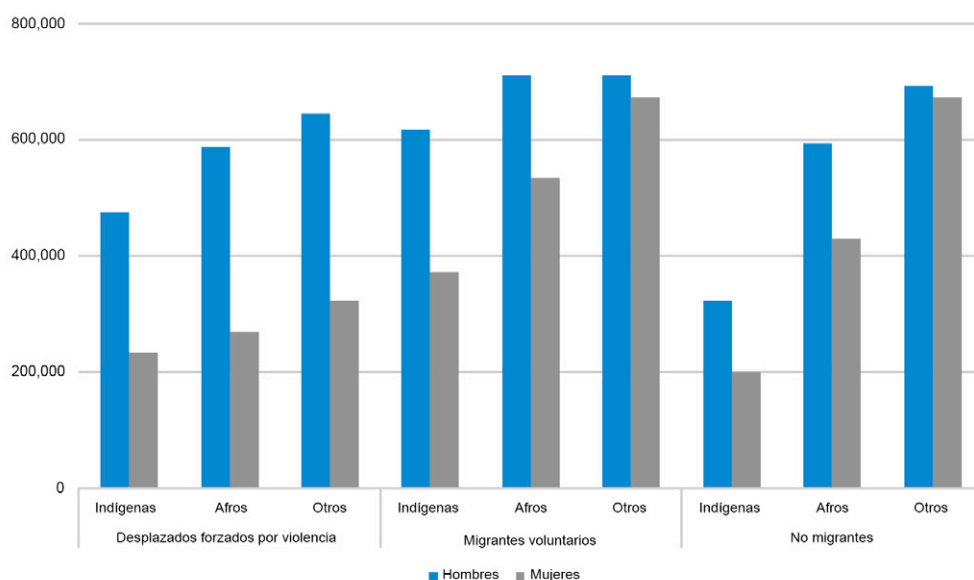
Nota: PET se refiere a la Población en Edad de Trabajar; TO: Tasa de Ocupación; TD: Tasa de Desempleo; TGP: Tasa General de Participación; TI: Tasa de Inactividad. Para los indicadores de empleo se tomó a la población mayor de 12 años.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

Los patrones observados dan cuenta de una integración diferenciada en el mercado laboral, no solo entre hombres y mujeres, sino para migrantes internos, desplazados forzados y los que no migraron, y la pertenencia étnica indígena o afrodescendiente. En el caso de la población no migrante, las tasas de participación laboral muestran una clara diferencia para hombres y mujeres. Sin embargo, en el caso de las condiciones migratorias y la pertenencia étnica, los patrones reflejan la intersección con identidades que parecen agudizar las condiciones de vulnerabilidad.

¿Cómo se traduce lo anterior en los ingresos laborales? Comparando el ingreso laboral mediano mensual vemos que los migrantes voluntarios tienen ingresos más altos cuando no se reconocen como parte de un grupo étnico (ver Gráfica 1). Sin embargo, entre aquellos que no se reconocen como indígenas o afrodescendientes, solo se observan valores ligeramente más altos para los hombres, confirmando parcialmente la hipótesis alrededor de los efectos que tiene la migración de naturaleza económica o laboral. Entre el grupo de población desplazada, los ingresos son menores para todas las subpoblaciones en comparación con los no migrantes o migrantes voluntarios. No obstante, este desplazamiento permite que hombres y mujeres indígenas obtengan un mayor nivel de ingresos que aquellos que no migraron; una situación que es contraria para la población que no se reconoce como parte de un grupo étnico y para las mujeres afrodescendientes.

Gráfica 1
Ingreso mediano según condición migratoria, reconocimiento étnico y sexo



Nota: Un dólar estadounidense equivale a 3,050 pesos colombianos para el año 2016.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

Análisis multivariado

A continuación, presentamos los resultados del análisis multivariado que toma en cuenta las características demográficas de la población, así como variables de contexto geográfico y temporal para analizar cómo se asocian la condición migratoria y la pertenencia étnica a los diferentes indicadores laborales.

Participación laboral

El modelo secuencial estimado considera dos transiciones: la primera estima encontrarse dentro o fuera de la fuerza laboral, y la segunda, encontrarse ocupado o desempleado para aquellas personas que se encuentran dentro de la fuerza laboral. El Cuadro 2 muestra las razones de momios estimadas para los modelos secuenciales estratificados por sexo.

Hombres

Para la primera transición, se encontró que residir en territorios rurales, y haber migrado por razones distintas a la violencia son elementos que privilegian su presencia dentro de la PEA. En cuanto a la pertenencia étnica, reconocerse como indígena aumenta la probabilidad de encontrarse dentro de la PEA, a la vez que tener el nivel de educación media muestra la propensión más alta de estar en este grupo (or = 2.46). En comparación con Bogotá, las probabilidades de encontrarse en la PEA son menores en otras regiones, exceptuando la región Central y San Andrés, ya que estas muestran una mayor propensión debido a un mejoramiento del aparato productivo, que en los últimos diez años ha permitido que se eleve la tasa de ocupación respecto a las principales zonas metropolitanas (DANE, 2017a).

La Gráfica 2 muestra probabilidades de ocupación medias estimadas a partir de los modelos secuenciales para hombres y mujeres por separado. A lo largo del periodo de análisis, los hombres que no se reconocen como parte de un grupo étnico mantienen las probabilidades más bajas dentro de todas las condiciones migratorias, seguidos por la población afrodescendiente e indígena. No obstante, mientras los indígenas muestran probabilidades altas dentro de la población que no ha migrado y aquella que lo hizo por razones de violencia, aquellos que se reconocen como afrodescendientes alcanzan una mayor probabilidad cuando lo han hecho de manera voluntaria. Igualmente, es la población desplazada, en comparación con los otros grupos, quienes muestran mayores probabilidades de encontrarse dentro de la PEA, situación que refuerza la idea de que mayores condiciones de vulnerabilidad las llevan a presionar, en mayor medida, el ingreso al mercado laboral. Sin embargo, en el caso de los hombres que no se reconocen como parte de un grupo étnico las probabilidades son menores cuando migran de manera forzada, cuestión que no sucede con quienes integran los grupos étnicos.

Las estimaciones para la segunda transición (ocupado vs. desempleado) muestran que migrar por razones distintas a la violencia incrementa la posibilidad de encontrarse ocupado, contrario a lo que sucede cuando la migración es forzada. En el caso de la pertenencia étnica, aquellos que se reconocen como afrodescendientes muestran menores posibilidades de encontrarse ocupados, en comparación con aquellos que no se reconocen como parte de un grupo étnico. En este caso, el efecto de la educación revela que solo cuando se alcanza el nivel de estudios superiores aumenta la propensión a estar ocupados, mientras que el resto de los niveles muestran propensiones más bajas. Los migrantes que pertenecen a un grupo étnico tienen probabilidades más bajas de ocupación. Entre los desplazados forzados y aquellos que no migraron, los indígenas tienen las probabilidades medias estimadas más altas de ocupación. Igualmente, quienes pertenecen a la población afrodescendiente muestran altas probabilidades de ocupación con relación al resto, cuando la migración es voluntaria. Esta situación puede explicarse por la existencia de estrategias y mecanismos de tipo identitario que podrían estar generando una selección particular en el ingreso al mercado laboral.

Existen diferencias de ocupación a lo largo de los años motivadas por cuestiones del contexto económico nacional, lo que hizo que aumentara entre 2012 y 2014, pero luego descendiera para 2016. La población afrodescendiente tiene probabilidades más bajas de encontrarse ocupada respecto a los indígenas y aquellos que no se reconocen como parte de un grupo étnico, con excepción de la población desplazada, ya que quienes

se reconocen como indígenas o afrodescendientes tienen las mismas probabilidades estimadas de ocupación. Quienes se reconocen como indígenas y aquellos que no pertenecen a ningún grupo étnico tienen probabilidades similares dentro de las poblaciones que migraron de manera voluntaria y aquellas que no lo hicieron.

Mujeres

Las estimaciones de la primera transición del modelo secuencial muestran una mayor participación en la fuerza laboral cuando se da un evento de migración forzada y se reside en localidades urbanas, a la vez que el reconocimiento como indígena y afrodescendiente revela mayores posibilidades de estar fuera de la PEI. Es fundamental resaltar que el efecto de la educación parece favorecer en mayor medida a las mujeres, ya que cuando alcanzan un nivel de educación media casi duplican las posibilidades de estar dentro de la PEA, y alcanzar el nivel de educación superior eleva la posibilidad hasta cinco veces con relación al nivel de básica primaria. En cuanto a las diferencias regionales, el Pacífico muestra propensiones más altas de participación con relación a Bogotá. Dentro del periodo de análisis, se confirma que las mujeres que se reconocen como indígenas presentan mayores probabilidades medias de participación laboral sin importar la condición migratoria y frente al resto de la población (ver Gráfica 2, que muestra probabilidades medias estimadas a partir de modelos secuenciales). Sin embargo, se observa un descenso en las probabilidades a lo largo del periodo para todos los grupos poblacionales.

Las estimaciones de la segunda transición muestran que, al igual que los hombres, migrar de manera voluntaria y alcanzar el nivel de estudios superiores incrementa la posibilidad de encontrarse ocupado en lugar de desempleado, mientras que reconocerse como afrodescendiente en comparación a aquellas mujeres que no se reconocen como parte de un grupo étnico la reduce. A través del tiempo se observa un leve descenso de la probabilidad entre el 2012 y 2013; sin embargo, a partir de este último se incrementa hasta el año 2015 y sufre un descenso finalizando el año 2016, donde se evidencian probabilidades más altas que las registradas para el año 2012.

Las probabilidades cambian en todas las condiciones migratorias de manera homogénea mostrando que, aunque las tendencias son sensibles a los cambios del mercado laboral, las probabilidades no mejoran de manera independiente a estos. Como se anticipaba, en general la población afrodescendiente tiene las probabilidades más bajas de encontrarse ocupada respecto a la indígena y aquella que no se reconoce como parte de un grupo étnico, independientemente de su condición migratoria.

Posición en el empleo

Una vez que se analizó el encontrarse ocupado vs. desempleado para aquellos que participan en la fuerza laboral, en esta sección se analizan las posiciones en el empleo a partir de estimaciones de regresión multinomial, tomando como categoría de referencia al grupo de trabajadores subordinados y remunerados (ver Cuadro 3). Debido

a la complejidad explicativa de este tipo de modelos se analizarán las variables de interés dando cuenta de las probabilidades medias estimadas que buscan evaluar las variaciones cuando se observa la intersección de estas categorías identitarias.

El riesgo de ser trabajadores por cuenta propia (en lugar de subordinado con remuneración) se reduce para los hombres cuando se migra por razones distintas a la violencia, mientras que ser desplazado forzado no muestra diferencias estadísticamente significativas respecto a los que no migraron. Para las mujeres, los riesgos de ser trabajadoras por cuenta propia respecto a trabajadoras subordinadas es mayor con el cambio de residencia ($rr = 1.16$ desplazadas forzadas; 1.05 otras migrantes). Con relación a la pertenencia étnica, en el caso de hombres y mujeres se encontraron riesgos más altos de trabajo por cuenta propia cuando se reconocen como parte de un grupo étnico (indígena y afrodescendiente) en comparación con los que no. Sin embargo, en el caso de las mujeres, los resultados hallados para las afrodescendientes no fueron estadísticamente significativos.

En cuanto a ser trabajadores sin pago, se observó que el riesgo de ocupar esta posición (en lugar de trabajador subordinado) es casi seis veces mayor para las mujeres que para los hombres. En el caso de hombres y mujeres, los que migraron por razones de violencia y por otras causas tienen un mayor riesgo de ser trabajador sin pago (vs. trabajador subordinado) respecto a aquellos que no migraron. Para los hombres, sin embargo, este último tipo de migración no presenta diferencias estadísticamente significativas. Reconocerse como indígena duplica, en ambos casos, el riesgo de ocupar esta posición respecto a quienes no se reconocen como parte de un grupo étnico y respecto a los trabajadores subordinados, mientras que las diferencias por reconocerse como afrodescendiente no son estadísticamente significativas.

Cuadro 2
*Razón de momios estimados para modelos secuenciales
estratificados para hombres y mujeres. Colombia, 2012-2016*

| Variables independientes | (Hombres) | | (Mujeres) | |
|--|-------------|------------------------|-------------|------------------------|
| | PEA vs. PEI | Ocupado vs. desocupado | PEA vs. PEI | Ocupado vs. desocupado |
| Condición migratoria (No migrantes) | | | | |
| Desplazados forzados | 1.12** | 0.80*** | 1.42*** | 0.82** |
| Otros migrantes | 1.19*** | 1.20*** | 1.15** | 0.94* |
| Reconocimiento étnico (otros) | | | | |
| Indígenas | 1.09** | 1.01 | 1.38*** | 1.33*** |
| Afrodescendientes | 0.99 | 0.73*** | 1.06*** | 0.65*** |
| Edad | 0.98*** | 1.01*** | 0.99 | 1.05*** |
| Nivel de escolaridad (Básica primaria) | | | | |
| Sin primaria | 0.55*** | 1.03 | 0.59*** | 1.03 |
| Básica secundaria | 0.47*** | 0.84*** | 0.85*** | 0.93 |
| Educación media | 1.53*** | 0.72*** | 1.92*** | 0.79*** |
| Educación técnica | 2.46*** | 0.80** | 4.21*** | 0.84*** |
| Educación superior | 1.61*** | 1.02 | 5.04*** | 1.24*** |

(continúa)

Cuadro 2 (continuación)

| Variables independientes | (Hombres) | | (Mujeres) | |
|---------------------------------------|-------------|------------------------|-------------|------------------------|
| | PEA vs. PEI | Ocupado vs. desocupado | PEA vs. PEI | Ocupado vs. desocupado |
| Situación conyugal (unido) | | | | |
| Soltero | 0.10*** | 0.39*** | 0.53*** | 0.76*** |
| Exunido | 0.52*** | 0.65*** | 1.55*** | 0.77*** |
| Tamaño de localidad (cabecera urbana) | | | | |
| Centro poblado y rural | 1.60** | 1.96*** | 0.76*** | 1.21** |
| Región (Bogotá) | | | | |
| Caribe | 0.90*** | 0.73*** | 0.67*** | 0.62*** |
| Oriental | 0.89*** | 0.81*** | 0.79*** | 0.91 |
| Central | 1.08** | 0.91 | 0.82*** | 0.82*** |
| Pacífica | 1.05 | 1.10 | 1.18*** | 1.08 |
| Antioquia | 1.02 | 0.88** | 0.70*** | 0.95 |
| Valle del Cauca | 0.82*** | 0.72*** | 0.79*** | 0.77*** |
| San Andrés | 1.32*** | 1.62*** | 1.07 | 1.44*** |
| Orinoquía-Amazonía | 1.02 | 0.68*** | 0.79*** | 0.82** |
| Año (2012) | | | | |
| 2013 | 0.98 | 1.04 | 1.02 | 0.98 |
| 2014 | 0.96** | 1.20*** | 1.01 | 1.14*** |
| 2015 | 0.96* | 1.14*** | 0.98 | 1.22*** |
| 2016 | 0.98 | 1.13*** | 0.94*** | 1.09** |
| Interacción migración y etnicidad | | | | |
| Desplazados forzados#indígenas | 1.38* | 0.84 | 0.97 | 0.59* |
| Desplazados forzados#afros | 1.29** | 1.18 | 0.97 | 0.92 |
| Otros migrantes#indígenas | 0.98 | 0.99 | 0.96 | 0.94 |
| Otros migrantes#afros | 1.17*** | 1 | 1.04 | 0.94 |
| N | | 137,850 | | 150,403 |
| Prob > chi ² | | 0.0001 | | 0.0001 |
| BIC | | 179240.1 | | 225050.3 |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Nota: El tamaño de la muestra es de 288,253 personas mayores de 12 años. Las categorías de referencia de cada variable se encuentran entre paréntesis.

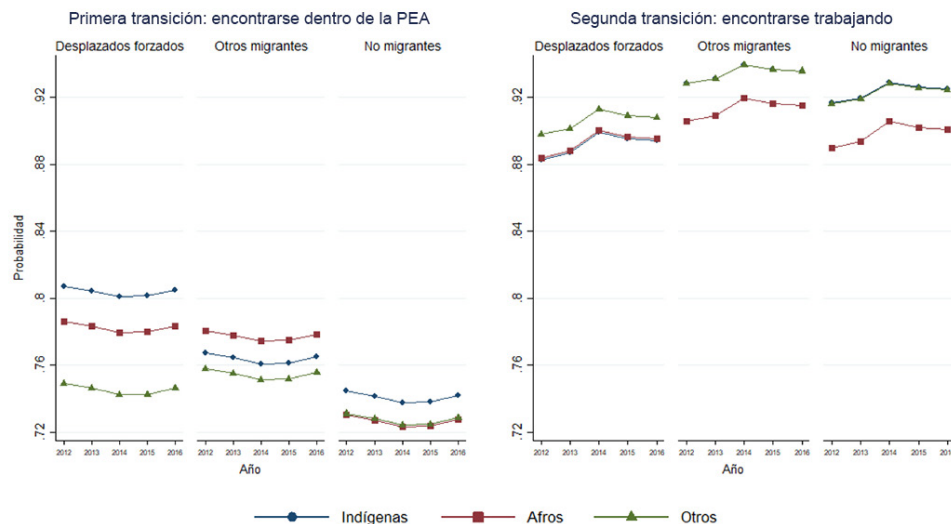
Transición 1. Dentro de la fuerza laboral vs. Fuera de la fuerza laboral; Transición 2. Ocupado vs. desempleado. Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

Los resultados de los modelos incluyen controles de variables sociodemográficas y contextuales. Es decir, las estimaciones toman en cuenta que los riesgos de ocupar ciertas posiciones en el mercado laboral se encuentran asociados a las regiones de residencia, el nivel educativo, la edad y el tipo de localidad. El cálculo de las probabilidades medias estimadas para las tres posiciones ocupacionales (trabajadores subordinados, por cuenta propia y sin pago) para los individuos de la muestra, por año, muestran los efectos diferenciados de las variables de interés a lo largo del tiempo (Gráfica 3).

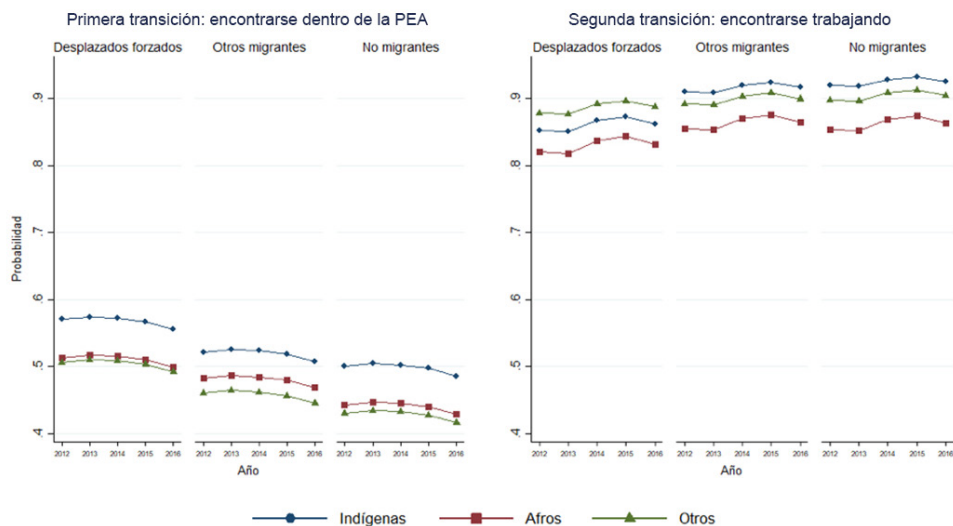
Gráfica 2

Probabilidad media estimada de encontrarse dentro de la fuerza laboral y encontrarse trabajando según año, condición migratoria y pertenencia étnica para hombres y mujeres en Colombia, 2012-2016

Hombres



Mujeres



Nota: La probabilidad media estimada se calculó a partir de los modelos estratificados por sexo con interacciones como el promedio de la probabilidad estimada para los individuos de cada grupo.
Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

La Gráfica 3 muestra que, para hombres y mujeres, las probabilidades de ser trabajador remunerado han aumentado de 2012 a 2016. El aumento se ha dado entre los migrantes sin importar su grupo étnico, aunque existen diferencias dentro de cada condición migratoria para hombres y mujeres. Dentro del grupo de los hombres que migraron voluntariamente y aquellos que no migraron, los indígenas exhiben las probabilidades más bajas, pero dentro de los no migrantes, la diferencia de estos respecto al resto es mucho mayor. En el caso de la población desplazada forzada, se observa el alto impacto que tiene esta migración en el grupo de los afrodescendientes, ya que al pasar el tiempo sus probabilidades continúan siendo más bajas que para el resto de la población. Esta situación podría confirmar el traslado de ciertas condiciones de vulnerabilidad para los grupos étnicos que amplía las brechas de desigualdad y que parecerían poder explicarse a través de su constitución identitaria, además de otras características contextuales.

En el caso de las mujeres, se observa una menor probabilidad de ser trabajadora remunerada para la población afrodescendiente que ha sido desplazada por la violencia en comparación con las indígenas y aquellas que no se reconocen como parte de un grupo étnico. Adicionalmente, dentro de las mujeres que migraron por otras razones las diferencias según el reconocimiento étnico son muy pequeñas. Es decir, a diferencia de los hombres que migraron internamente de manera voluntaria, las mujeres indígenas y afrodescendientes tienen las mismas probabilidades que aquellas que no se reconocen como parte de un grupo étnico, mostrando particularmente para las indígenas, una mayor inserción en contextos de formalidad laboral.

Las probabilidades de ser un trabajador por cuenta propia son más altas para las mujeres migrantes, y en el caso de las indígenas que no migraron. Asimismo, las probabilidades son mayores en el caso de los hombres, ya que a pesar de algunos valores bajos para el año 2016, las probabilidades son mayores a las del inicio del periodo. En el caso de las mujeres se ve una situación contraria, ya que luego del 2015 las probabilidades de ser trabajadora por cuenta propia son menores que en 2012. Dentro de la población desplazada por violencia, las probabilidades son mayores para las mujeres, a la vez que son las poblaciones afrodescendientes e indígenas las que tienen probabilidades más altas de emplearse en esta posición en comparación con aquellas personas que no se reconocen como parte de un grupo étnico. Entre los migrantes voluntarios hombres, los indígenas y afrodescendientes muestran probabilidades similares, a la vez que son superiores a las que exhiben aquellos que no se reconocen como parte de un grupo étnico. Para las mujeres en esta condición migratoria se observó que aquellas que se reconocen como indígenas muestran las probabilidades más bajas con relación al resto de la población y son las afrodescendientes quienes tienen mayores posibilidades de ocuparse en trabajos por cuenta propia que aquellas que no se reconocen como parte de un grupo étnico.

En resumen, las poblaciones indígenas y afrodescendientes muestran mayores diferencias en cuanto a la posición en el empleo cuando se da la migración. Las mujeres afrodescendientes que cambiaron de residencia presentan mayores probabilidades de ser trabajadoras por cuenta propia, situación que se agudiza cuando se da el desplazamiento por violencia. Entre la población indígena, las mujeres presentan probabilidades más altas de trabajo por cuenta propia que los hombres.

Ingreso laboral

Para finalizar, se analizan brechas en el ingreso mensual para los individuos que se encuentran ocupados como trabajadores remunerados y cuenta propia, con estimaciones de una regresión lineal de la transformación logarítmica de la variable del ingreso mensual. Estos modelos consideran la relación no lineal entre el ingreso (variable dependiente) y las variables independientes. El Cuadro 4 muestra los resultados de la regresión lineal estimada.

Tanto para hombres como mujeres, las características individuales se asocian al nivel de ingreso mensual, aunque este varía según el tipo de migración. Los hombres tienen ingresos 20 % más altos cuando migran de manera voluntaria, mientras que las mujeres solo muestran ingresos 5 % más altos, manteniendo todas las demás características constantes. Un hallazgo importante es que el desplazamiento forzado parece no afectar los ingresos que perciben los hombres. Sin embargo, para las mujeres que migran de manera forzada, sus ingresos son un 15 % más bajos que para aquellas que no migraron.

El reconocimiento étnico tiene un papel importante en la determinación del nivel de ingresos. Reconocerse como indígena provoca que hombres y mujeres registren ingresos respectivamente 20 y 13 % menores que aquellas personas que no se reconocen como parte de un grupo étnico, mientras que los afrodescendientes no presentan diferencias estadísticamente significativas. Para hombres y mujeres, la educación muestra retornos positivos a partir de la básica secundaria: para las mujeres el ingreso se duplica cuando se llega al nivel de educación técnica y para los hombres a partir del nivel superior. Las variaciones del ingreso mensual para hombres y mujeres a través de los años muestran una disminución para 2016, situación que impacta a hombres y mujeres con la misma intensidad. Igualmente, las mujeres percibieron ingresos menores que los hombres durante todo el periodo, con una mayor desventaja para aquellas que son desplazadas forzadas.

La Gráfica 4 muestra el promedio de la predicción del logaritmo del ingreso a partir de los modelos de regresión lineal estimados, y muestra que, entre los hombres, la población indígena es la más afectada en cualquiera de las condiciones migratorias, pues el nivel de sus ingresos fluctúa con la misma intensidad, pero siempre se mantienen más bajos que el resto de la población. Además, la población afrodescendiente tiene niveles similares promedio a los de aquellos que no se reconocen como parte de un grupo étnico dentro de la condición de no migrantes y aquellos que migraron por razones distintas a la violencia.

Entre las mujeres se observa que la población desplazada muestra los niveles más bajos de ingresos respecto al resto. Dentro de la población que migró por razones distintas a la violencia y aquella que no migró, son las indígenas quienes tienen los ingresos más bajos, aunque es posible observar que las diferencias entre la población afrodescendiente y aquella que no se reconoce como parte de un grupo étnico se amplían cuando se da un evento migratorio y son más altas cuando la migración se da de manera forzada. Por ello, las mujeres afrodescendientes desplazadas forzosamente son las que perciben los ingresos más bajos.

Cuadro 3
*Razón de riesgos relativos estimados para modelos de regresión multinomial
 estratificados por sexo sobre la posición en el empleo. Colombia, 2012-2016*

| Variables independientes | Hombres | | | Mujeres | | |
|---|-------------|---------------|----------|-------------|---------------|----------|
| | Empleadores | Cuenta propia | Sin pago | Empleadores | Cuenta propia | Sin pago |
| Categoría base: trabajadores subordinados y remunerados | | | | | | |
| Condición migratoria (no migrantes) | | | | | | |
| Desplazados forzados | 1.00 | 0.96 | 1.61*** | 1.11 | 1.16*** | 1.60*** |
| Otros migrantes | 0.74*** | 0.73*** | 0.97 | 1.22*** | 1.05** | 1.48*** |
| Reconocimiento étnico (otros) | | | | | | |
| Indígenas | 1.74*** | 1.23*** | 2.78*** | 1.90*** | 1.22*** | 2.23*** |
| Afrodescendientes | 0.97 | 1.18*** | 1.19* | 0.92 | 1.00 | 0.88 |
| Edad (30-49) | | | | | | |
| 12-14 | 0.20*** | 0.75*** | 31.06*** | 0.31 | 1.46** | 48.53*** |
| 15-19 | 0.23*** | 0.84*** | 7.50*** | 0.29*** | 0.81*** | 5.1*** |
| 20-29 | 0.41*** | 0.76*** | 1.69*** | 0.39*** | 0.78*** | 1.07 |
| 50-64 | 1.94*** | 1.54*** | 1.80*** | 2.13*** | 1.49*** | 1.76*** |
| 65 y más | 5.10*** | 3.25*** | 12.30*** | 7.40*** | 4.62*** | 6.08*** |
| Escolaridad (básica primaria) | | | | | | |
| Sin primaria | 0.85*** | 0.95 | 1.07 | 1.02 | 1.26*** | 1.18 |
| Básica secundaria | 1.03 | 0.88*** | 1.34*** | 1.04 | 0.82*** | 0.80*** |
| Educación media | 0.96 | 0.54*** | 1.39*** | 1.02 | 0.58*** | 0.68*** |
| Educación técnica | 0.72*** | 0.34*** | 1.04 | 0.82** | 0.34*** | 0.36*** |
| Educación superior | 1.13 | 0.31*** | 1.07 | 0.71*** | 0.22*** | 0.20*** |
| Situación conyugal (unido) | | | | | | |
| Soltero | 0.75*** | 1.19*** | 4.99*** | 0.60*** | 0.71*** | 0.53*** |
| Exunido | 0.88*** | 1.18*** | 1.50*** | 0.91* | 0.81*** | 0.18*** |
| Sector (terciario) | | | | | | |
| Primario | 6.49*** | 0.50*** | 1.36*** | 11.03*** | 0.79*** | 4.19*** |
| Secundario | 1.07 | 0.62*** | 0.64*** | 1.21** | 1.30*** | 0.91 |
| Tamaño de localidad (cabecera urbana) | | | | | | |
| Centro poblado y rural | 1.53*** | 0.96** | 1.59*** | 1.28*** | 1.30*** | 1.64*** |

(continúa)

Cuadro 3 (continuación)

| Variables independientes | Hombres | | | Mujeres | | |
|---|-------------|---------------|----------|-------------|---------------|----------|
| Categoría base: trabajadores subordinados y remunerados | Empleadores | Cuenta propia | Sin pago | Empleadores | Cuenta propia | Sin pago |
| Región (Bogotá) | | | | | | |
| Caribe | 2.78*** | 1.96*** | 4.10*** | 1.95*** | 1.97*** | 3.13*** |
| Oriental | 2.48*** | 1.36*** | 2.70*** | 2.64*** | 1.34*** | 2.47*** |
| Central | 2.54*** | 1.03 | 3.48*** | 2.26*** | 1.24*** | 3.54*** |
| Pacífica | 4.74*** | 1.33 | 4.64*** | 3.02*** | 1.99*** | 3.58*** |
| Antioquia | 1.46*** | 1.37*** | 1.45* | 1.22 | 0.84*** | 1.02 |
| Valle del Cauca | 1.04 | 1.42*** | 1.88*** | 1.54*** | 1.29*** | 2.39*** |
| San Andrés | 2.07*** | 1.46*** | 0.91 | 1.19 | 0.58*** | 0.53** |
| Orinoquía-Amazonía | 4.39*** | 1.51*** | 1.95** | 4.07*** | 1.53*** | 1.33 |
| Año (2012) | | | | | | |
| 2013 | 1.25*** | 1.00 | 1.09 | 1.08 | 0.98 | 1.11* |
| 2014 | 0.95 | 1.00 | 1.05 | 0.90 | 0.93** | 0.82*** |
| 2015 | 0.97 | 0.95** | 0.65*** | 0.85** | 0.85*** | 0.60*** |
| 2016 | 0.91*** | 1.01 | 0.54*** | 0.92 | 0.87*** | 0.57*** |
| Interacción migración y étnia | | | | | | |
| Desplazados forzados#indígenas | 0.38*** | 1.07 | 0.23*** | 0.57 | 0.95 | 0.17*** |
| Desplazados forzados#afros | 0.97 | 1.21 | 0.17** | 0.55 | 1.32** | 1.01 |
| Otros migrantes#indígenas | 0.70*** | 0.96 | 0.68* | 0.73 | 0.83* | 0.49*** |
| Otros migrantes#afros | 0.90 | 0.93 | 0.85 | 0.95 | 1.05 | 0.96 |
| N | 95,785 | | | 61,003 | | |
| Prob > chi ² | 0.0001 | | | 0.0001 | | |
| BIC | 173252.2 | | | 104199.1 | | |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

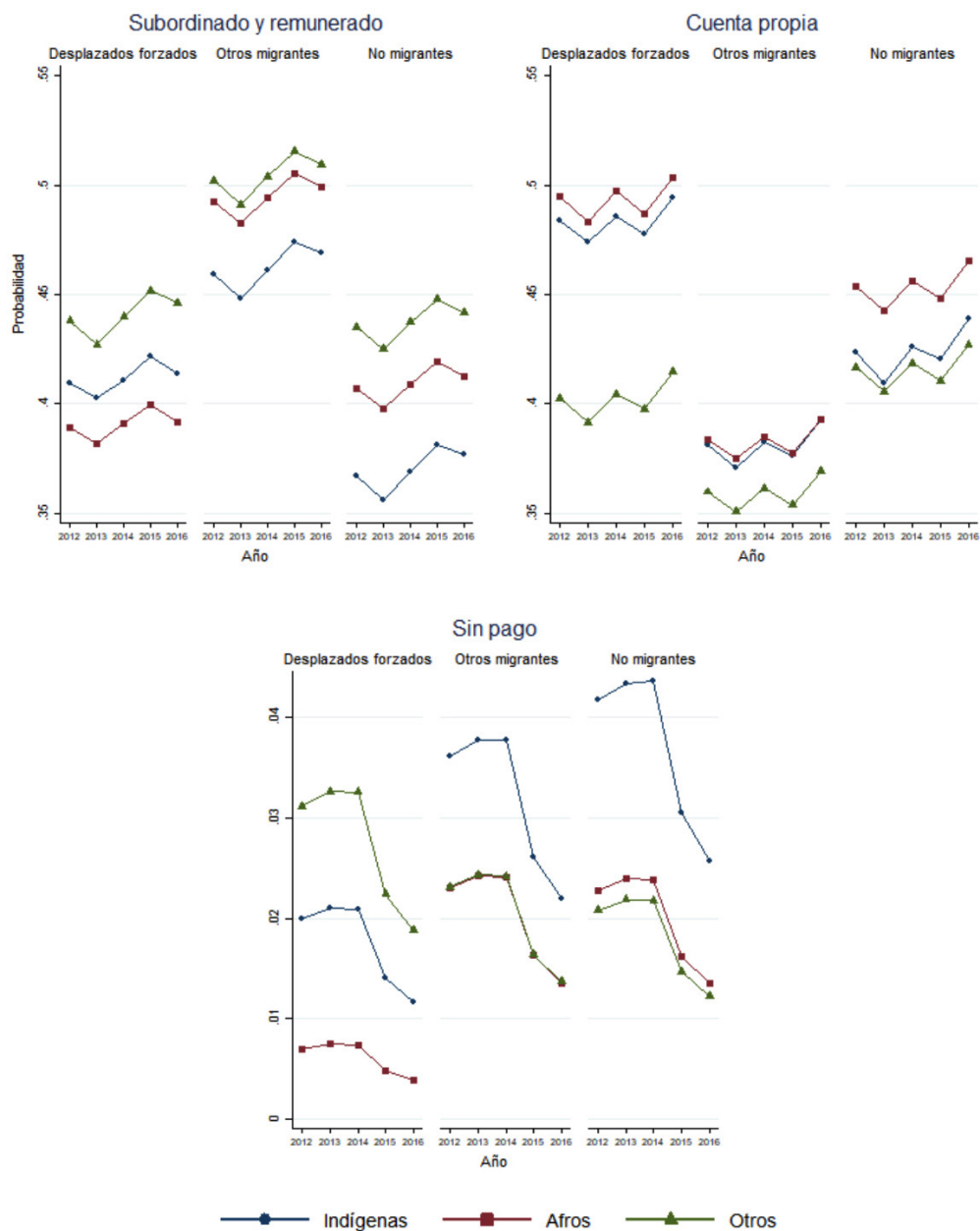
Nota: El tamaño de la muestra es de 156,788 personas mayores de 12 años. Las categorías de referencia de cada variable se encuentran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

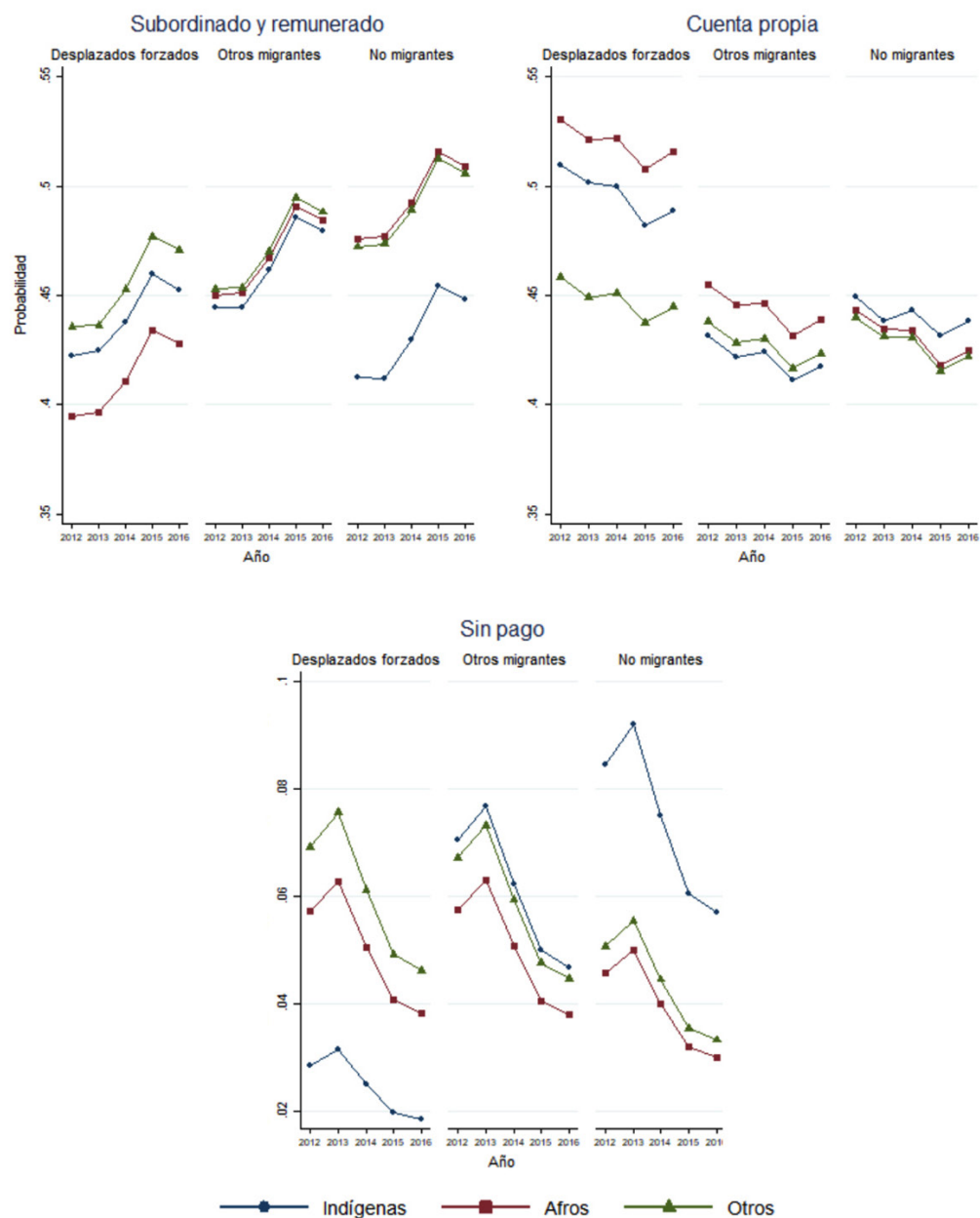
Gráfica 3

Probabilidad media estimada de la posición en el empleo, según año, condición migratoria y pertenencia étnica para hombres y mujeres. Colombia, 2012-2016

Hombres



Mujeres



Nota: La probabilidad media estimada se calculó a partir de los modelos estratificados por sexo con interacciones como el promedio de la probabilidad estimada para los individuos de cada grupo.
Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

Cuadro 4
*Regresión lineal de mínimos cuadrados para el logaritmo
del ingreso mensual. Colombia, 2012-2016*

| Variables independientes | Hombres | Mujeres |
|--|----------|----------|
| Condición migratoria (no migrantes) | | |
| Desplazados forzados | 0.03 | -0.16*** |
| Otros migrantes | 0.18*** | 0.05*** |
| Reconocimiento étnico (otro) | | |
| Indígenas | -0.22*** | -0.14*** |
| Afrodescendientes | -0.03* | 0.00 |
| Edad | 0.06*** | 0.07*** |
| Edad ² | 0.00*** | 0.00*** |
| Nivel de escolaridad (básica primaria) | | |
| Sin primaria | -0.14*** | -0.14*** |
| Básica secundaria | 0.16*** | 0.28*** |
| Educación media | 0.34*** | 0.58*** |
| Educación técnica | 0.57*** | 1.03*** |
| Educación superior | 0.95*** | 1.60*** |
| Situación conyugal (unido) | | |
| Soltero | -0.34*** | 0.02 |
| Exunido | -0.12*** | 0.09*** |
| Tamaño de localidad (cabecera urbana) | | |
| Centro poblado y rural | -0.10*** | -0.26*** |
| Sector (terciario) | | |
| Primario | -0.20*** | -0.08*** |
| Secundario | 0.06*** | -0.08*** |
| Región (Bogotá) | | |
| Caribe | -0.20*** | -0.42*** |
| Oriental | -0.19*** | -0.28*** |
| Central | -0.17*** | -0.35*** |
| Pacífica | -0.50*** | -0.55*** |
| Antioquia | -0.29*** | -0.36*** |
| Valle del Cauca | -0.12*** | -0.36*** |
| San Andrés | -0.01 | 0.19*** |
| Orinoquía-Amazón | -0.29*** | -0.37*** |
| Año (2012) | | |
| 2013 | -0.04*** | -0.03* |
| 2014 | 0.03** | 0.04** |
| 2015 | -0.03** | 0.01 |
| 2016 | -0.14*** | -0.05*** |
| Interacción migración y étnia | | |
| Desplazados forzados#indígenas | -0.07 | 0.10 |
| Desplazados forzados#afros | -0.10 | -0.09 |
| Otros migrantes#indígenas | 0.01 | 0.02 |
| Otros migrantes#afros | 0.01 | -0.02 |
| N | 91,275 | 56,881 |
| F | 400.2 | 450.5 |
| R-squared | 0.14 | 0.22 |

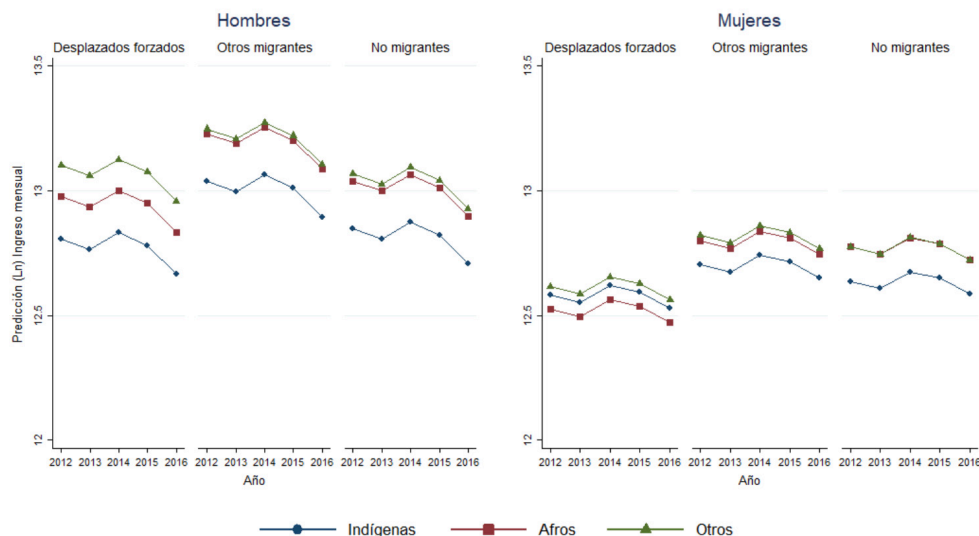
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Nota: El tamaño de la muestra es de 148,156 personas mayores de 12 años. Las categorías de referencia de cada variable se encuentran entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

Estas tendencias son interesantes ya que al observarse la condición de desplazamiento forzado se evidencia una caída de los salarios para todas las poblaciones, pero se configura una brecha entre los grupos étnicos respecto a aquellos que no se reconocen como parte de estos, lo que muestra un deterioro más profundo en las condiciones laborales de estas poblaciones, particularmente para las mujeres que se reconocen como afrodescendientes y los hombres que se reconocen como indígenas.

Gráfica 4
Ingreso mensual, según año, condición migratoria y reconocimiento étnico para hombres y mujeres. Colombia, 2012-2016



Nota: La probabilidad media estimada se calculó a partir de los modelos estratificados por sexo con interacciones como el promedio de la probabilidad estimada para los individuos de cada grupo.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ENCV 2012-2016.

Conclusiones

Los resultados confirman que la integración al mercado laboral de las personas que han migrado internamente muestra variaciones según las causas de la migración, el reconocimiento étnico y el sexo. Los resultados señalan que la intersección de identidades cobra importancia como elemento de análisis. Así, la integración laboral de los distintos tipos de migrantes depende de la etnicidad y no es la misma para hombres y mujeres. Como en otros contextos internacionales, la participación laboral femenina es menor que la masculina dentro de la población que no es migrante interna, pero para los que sí migraron dentro de Colombia, especialmente aquellos que se desplazaron por razones de violencia armada, la pertenencia étnica refleja una intersección con identidades que parecen agudizar las condiciones de vulnerabilidad.

En el caso de los ingresos medios, los hombres indígenas perciben los salarios más bajos sin importar su condición migratoria, mientras que los afrodescendientes y aquellos que no se reconocen como parte de un grupo étnico tienen niveles similares. En el caso de las mujeres indígenas los ingresos son menores cuando no se ha migrado o lo han hecho por razones distintas a la violencia. Sin embargo, dentro de la población

desplazada son las afrodescendientes quienes registran los ingresos más bajos. Un hallazgo importante es que, para estas mujeres, la migración afecta de manera importante el nivel de ingresos percibidos, siendo más agudo el impacto cuando la migración ha sido forzada.

Las tasas de ocupación mayores dentro de la población desplazada, que dentro de otras poblaciones pueden explicarse posiblemente por el efecto de los programas de estabilización socioeconómica diseñados para la reparación de las víctimas del conflicto, les pudo haber brindado una mayor probabilidad de ocupación y generación de ingresos. Sin embargo, una explicación alternativa para tener presente es que, a pesar de la existencia de acciones institucionales, los niveles de vulnerabilidad económica que enfrentan los hogares compuestos por estas poblaciones puede obligar a sus integrantes a encontrarse permanentemente ocupados, teniendo incentivos para la participación de todos los miembros del núcleo familiar.

La mayor participación laboral entre las mujeres que fueron desplazadas podría estar reflejando dos tipos de fenómenos. Por un lado, que la migración a localidades urbanas modifica el sentido de las estructuras familiares y permite que más mujeres accedan al mercado laboral, lo que a la vez contribuye a la deconstrucción de los roles de género en la que los hombres destinarían cada vez más horas para el trabajo doméstico y de cuidado. Por otro lado, estos resultados podrían evidenciar que, en el caso del desplazamiento forzado, la desestructuración del núcleo familiar, producto del conflicto armado y la violencia, provocó que más mujeres asumieran la jefatura del hogar, situación que trae consigo un aumento en la participación laboral femenina. Aunque nuestros resultados no pueden dar cuenta de estos mecanismos, esperamos que investigaciones futuras ayuden a vislumbrar si el trabajo femenino en estas poblaciones puede considerarse como estrategias de sobrevivencia o adaptación ante la migración, resultado del empoderamiento de las mujeres, o indicadores de mayor integración.

Es posible que el cambio de residencia y de entorno favorezcan la posibilidad de encontrarse dentro de la PEA. En el caso de la migración por razones distintas a la violencia es la tendencia más esperada, ya que la migración laboral suele ser selectiva y estos procesos pueden facilitar una integración a los mercados laborales de los lugares de destino. Sin embargo, esta participación laboral no siempre se traduce en mejores ingresos, en particular para las poblaciones indígenas. Aunque en términos generales la población indígena presenta las menores probabilidades de ocupación cuando se ha migrado forzosamente, entre las mujeres indígenas, estas probabilidades son mayores que las de las afrodescendientes. Entre los hombres, quienes se reconocen como indígenas y aquellos que no hacen parte de ningún grupo étnico tienen probabilidades similares dentro de las poblaciones que migraron de manera voluntaria y aquellas que no lo hicieron, mientras que en el caso de las mujeres las indígenas tienen probabilidades más altas que aquellas mujeres que no se reconocen como parte de un grupo étnico. En general, estos resultados apuntan a nuevas interrogantes sobre las estrategias y los mecanismos de carácter identitario que podrían operar detrás de dicha selección en el mercado laboral.

Heterogeneidad e interseccionalidad

Los resultados hacen evidente que las causas de la migración y su intersección con la identidad étnica y el sexo tienen efectos diferenciados en la posición en el empleo que podrían establecer la existencia de una serie de mecanismos que se encuentran

operando en la delimitación de las posiciones en el mercado laboral de ciertos grupos, aun tomando en cuenta características sociodemográficas, educativas y del contexto geográfico. Es decir, algunos sujetos tienen probabilidades de acceso a posiciones con mejores condiciones laborales y es posible que esta situación se sostenga en el tiempo. Aunque podría existir la modificación de roles de género, es posible que otros mecanismos operen en contra del mejoramiento de las condiciones laborales de las mujeres, de igual manera que la existencia de estereotipos asignados a las identidades étnicas profundizarían las condiciones estructurales de desigualdad y discriminación, en particular hacia las poblaciones indígenas y afrodescendientes. Por lo tanto, lo que resulta de esta intersección identitaria es la conjunción de múltiples estructuras de poder que, en algunas ocasiones, terminan por configurar nuevas dimensiones de desigualdad.

La estrategia metodológica de llevar a cabo los análisis y reflexiones a través de un enfoque interseccional desde una perspectiva cuantitativa, permitió acercarnos a la forma en que las identidades entrelazan condiciones de desigualdad y discursos de poder que fortalecen o configuran estereotipos acerca de la reproducción social y la delimitación de sus espacios. Si bien la mayoría de los estudios que aplican este enfoque son de corte cualitativo, nuestra propuesta de acercamiento estadístico a partir del uso de interacciones de tres variables indicadoras de dimensiones sociales constituye una herramienta útil para complejizar el análisis de las múltiples formas de desigualdad que atraviesan a los sujetos migrantes en el proceso de integración.

A partir de una revisión de los elementos centrales del análisis interseccional, Dhamoon (2011) establece que dentro de este enfoque se lleva a cabo el estudio de cuatro aspectos de la vida sociopolítica: “las identidades de un individuo o conjunto de individuos o grupos sociales que se marcan como diferentes (por ejemplo, una mujer musulmana o una mujer negra), las categorías de diferencia (p. ej., raza y género), los procesos de diferenciación (p. ej., racialización y género) y los sistemas de dominación (p. ej., racismo, colonialismo, sexismo y patriarcado)” (p. 233). En ese sentido, es claro que existen condiciones estructurales del mercado laboral que afectan de manera general a las poblaciones. Sin embargo, al revisar los efectos de las intersecciones identitarias es posible observar que existen ciertas formas de reconocimiento que se convierten en elementos estratégicos o de protección frente a la integración laboral, así como también pueden agudizar y ampliar las brechas de desigualdad e inequidad social. Como lo establece la Cepal (2017) “las desigualdades étnico-raciales, junto con las de género, las territoriales y aquellas relacionadas con el ciclo de vida, constituyen ejes estructurantes de la matriz de la desigualdad social en América Latina” (p. 73).

Los resultados acerca de la intersección identitaria y su efecto en la variación de la integración laboral confirmaron que existen efectos específicos en estos procesos después de migrar internamente. Tal como se esperaba, y como lo muestran investigaciones previas (Díaz Escobar, 2016; Ibáñez y Moya, 2006; Ibáñez y Velásquez, 2008; Viáfara López y Urrea Giraldo, 2006), las mujeres mostraron diferentes resultados en la participación laboral, y estos estuvieron mediados por su condición de desplazamiento forzado y el reconocimiento étnico. Se anticipaba que por la naturaleza de la migración voluntaria la selectividad en el mercado laboral fuese positiva para este grupo de personas. Como han determinado varias investigaciones, existe un tipo de selectividad negativa que enfrentan las poblaciones desplazadas en su ingreso al mercado laboral (Borjas, 1987 y 1990; Silva y Guataquí, 2011). Sin embargo, este efecto negativo podría ser contrarrestado a través de las acciones de estabilización

socioeconómica que el Estado colombiano ha dispuesto para ello. Estas estrategias parecen funcionar en los primeros meses de recepción de la población, pero los beneficios no se mantienen en el tiempo ni subsanan las desigualdades estructurales a las que se enfrentan estas poblaciones en los territorios de destino. La Comisión de Seguimiento (2015) estableció que la cobertura de los programas apenas ha logrado la vinculación del 0.19% de la población víctima, evidenciando que el conjunto de la población desplazada se encuentra desprotegida ante las barreras de selección que el mercado laboral puede imponer.

Nuevas interrogantes y futuras investigaciones

A partir de la evidencia encontrada en esta investigación surgen cuestionamientos particulares acerca de mecanismos que no son posibles de analizar a través de las fuentes de información utilizadas. Comprender el efecto de las características de los entornos culturales permitiría dar cuenta de las variaciones en la integración laboral de las personas que se han desplazado y que se reconocen como parte de un grupo étnico. En futuras investigaciones sería pertinente establecer metodologías que posibiliten observar por un lado las direcciones que plantean la relación entre la identidad y la integración social, y por otro la configuración de discursos estereotipados sobre las formas de identidad que podrían materializar formas de discriminación y segregación según la condición migratoria, el reconocimiento étnico y el género o bien, que permitan el desarrollo de configuraciones particulares desde donde los sujetos agencian alternativas de integración basándose en el reconocimiento de su identidad.

La ampliación en la comprensión de estos mecanismos sociales permitiría profundizar hipótesis acerca de la construcción de discursos y relaciones que se imbrican en el proceso de integración y producen formas de identidad que podrían determinar la distribución de las poblaciones migrantes en la dimensión laboral. Igualmente, surgen nuevas interrogantes frente a qué otro tipo de variables podrían afectar la integración de las poblaciones desplazadas por la violencia, entre las que se encuentran el tiempo de duración del desplazamiento, sobre todo en contextos donde la condición de desplazamiento puede persistir a lo largo de varias décadas, así como el tipo de actividades económicas que desempeñan las personas teniendo en cuenta su pertenencia étnica y sexo, dado que podrían convertirse en indicadores de demarcación social y escenarios de segregación de tipo racial y étnico. Sirva este análisis como punto de partida para investigaciones futuras que respondan a estas nuevas interrogantes.

Referencias

- ACNUR (Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados) (2017). Tendencias globales. *Desplazamiento forzado en 2016*. Madrid, España: ACNUR.
- ACNUR (Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados) (2018). *Informe. Colombia*. Septiembre 2018. Bogotá: ACNUR.
- ACNUR-Acción Social (Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Refugiados) (2007). *Avances, retos y rutas de la aplicación de la política pública al desplazamiento*. Bogotá: ACNUR-Acción Social.

- Adams, D. W. (1969). Rural migration and agricultural development in Colombia. *Economic Development and Cultural Change*, 17(4), 527-539. doi: 10.1086/450381
- Alba, R. y Nee, V. (1997). Rethinking assimilation theory for a new era of immigration. *International Migration Review*, 31(4), 826-874. doi: 10.2307/2547416
- Alba, R. y Nee, V. (2003). *Remaking the American mainstream: Assimilation and contemporary immigration*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press. doi: 10.4159/9780674020115
- Arango Thomas, L. E., Castellani, F. y Lora, E. (2016). *Desempleo femenino en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
- Barbary, O. y Urrea, F. (2004). *Gente negra en Colombia. Dinámicas sociopolíticas en Cali y el Pacífico*. Cali: CIDSE, UNIVALLE, IRD, Colciencias.
- Bernal, R. y Flabbi, L. (2015). Desempeño económico y raza: ¿evidencia de discriminación en Colombia? En P. Urdinola. (Ed.), *Aplicaciones en demografía* (pp. 145 - 174). Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
- Bernal, S. y López, A. (1970). Estudios de migración en Colombia. En R. Cardona Gutiérrez. (Ed.), *Las migraciones internas*. Bogotá: Andes.
- Borjas, G. (1987). Self selection and the earnings of inmigrants. *The American Economic Review*, 77(4), 531-553. doi: 10.3386/w2248
- Borjas, G. (1990). Immigration and Self-selection. En R. B. Freeman y J. M. Abowd, *Immigration, trade and the labor market*. Chicago: University of Chicago Press. doi: 10.3386/w2566
- Browne, I. y Misra, J. (2003). The intersection of gender and race in the labor market. *The Annual Review of Sociology*, 29, 487-513. doi: 10.1146/annurev.soc.29.010202.100016
- Buis, M. L. (2015). Not all transitions are equal: The relationship between effects on passing steps in a sequential process and effects on the final outcome. *Sociological Methods & Research*, 46(3), 649-680. doi: 10.1177/0049124115591014
- Bustillo, J. M. (2004). El derecho a la salud de los desplazados en Colombia: entre la formalidad y la realidad. *Revista Migraciones Forzadas*, 19(20), 48-50.
- Cepal (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2017). *Situación de las personas afrodescendientes en América Latina y desafíos de políticas para la garantía de sus derechos*. Santiago de Chile: Cepal.
- Cluster Global de Protección. (2016). *Marcos normativos sobre desplazamiento interno. Desarrollo mundiales, regionales y nacionales*. Ginebra: ACNUR, IDCM, NRC.
- CNMH-UARIV (Centro Nacional de Memoria Histórica, Unidad para la Atención y Reparación Integral a las Víctimas) (2015). *Una nación desplazada. Informe nacional del desplazamiento forzado en Colombia*. Bogotá: CNMH, UARIV.
- Comisión de Seguimiento a la Política Pública sobre Desplazamiento Forzado. (2015). *Reflexiones sobre la situación actual de la población desplazada*. Bogotá: Comisión de Seguimiento a la Política Pública sobre Desplazamiento Forzado.
- Curran, S. R., Garip, F., Chung, C. Y. y Tangchonlatip, K. (2005). Gendered migrant social capital: Evidence from Thailand. *Social Forces*, 84(1), 225-255. doi: 10.1353/sof.2005.0094
- Curran, S. R., Shafer, S., Donato, K. M. y Garip, F. (2006). Mapping gender and migration in sociological scholarship: Is it segregation or integration? *International Migration Review*, (40), 199-223. doi: 10.1111/j.1747-7379.2006.00008.x

- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (2017a). *Boletín técnico. Mercado laboral por regiones*. Bogotá: DANE.
- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (2017b). *Ficha Metodológica Encuesta Nacional de Calidad de Vida – ECV 2016*. Bogotá, D. C.: DANE.
- Dhamoon, R. K. (2011). Considerations on mainstreaming intersectionality. *Political Research Quarterly*, 64(1), 230-243. doi: 10.1177/1065912910379227
- Díaz Escobar, A. M. (2016). Acceso a fuentes de empleo de las mujeres en Bogotá. En L. E. Arango Thomas, F. Castellani y E. Lora. (Eds.), *Desempleo femenino en Colombia* (pp. 231-266). Bogotá: Banco de la República.
- Flórez, C. (2003). *Migration and the urban informal sector in Colombia*. Bogotá: Universidad de los Andes.
- Garay Salamanca, L. J. (2009a). *El desplazamiento forzado en el caso de las comunidades indígenas*. Bogotá: Comisión de Seguimiento de las Políticas Públicas sobre el Desplazamiento Forzado.
- Garay Salamanca, L. J. (2009b). Tragedia humanitaria del desplazamiento forzado en Colombia. *Estudios Políticos*, (35), 153-177.
- Garreta Bochaca, J. (2003). *La integración sociocultural de las minorías étnicas (gitanos e inmigrantes)*. Barcelona: Anthropos.
- GMH (Centro de Memoria Histórica) (2013). *¡Basta ya! Colombia: memorias de guerra y dignidad*. Bogotá: Imprenta Nacional.
- Gordon, D., Edwards, R. y Reich, M. (1986). *Trabajo segmentado, trabajadores divididos*. Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Gordon, M. M. (1964). *Assimilation in American life: The role of race, religion and national origins*. Nueva York: Oxford University Press. doi: 10.2307/1528995
- Horbath, J. E. (2006). La discriminación laboral de los indígenas en los mercados urbanos de trabajo en México: revisión y balance de un fenómeno persistente. *V Congreso Nacional AMET 2006. Trabajo y reestructuración: los retos del nuevo siglo* (pp. 1-36). México: Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales-México.
- Ibáñez, A. M. y Moya, A. (2006). *¿Cómo el desplazamiento forzado deteriora el bienestar de los hogares desplazados? Análisis y determinantes del bienestar en los municipios de recepción*. Bogotá: Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico, Universidad de los Andes.
- Ibáñez, A. M. y Querubin, P. (2004). *Acceso a tierras y desplazamiento forzado en Colombia*. Bogotá: Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico, Universidad de los Andes.
- Ibáñez, A. M. y Velásquez, A. (2008). El impacto del desplazamiento forzoso en Colombia: condiciones socioeconómicas de la población desplazada, vinculación a los mercados laborales y políticas públicas. *Serie Políticas Sociales*, 145, 1-74.
- Jie, F., & Taubmann, W. (2002). Migrant enclaves in large Chinese cities. En J. R. Logan. (Ed.), *The new Chinese city: Globalization and market reform* (pp. 181-197). Oxford: Blackwell Publishers. doi: 10.1002/9780470712863.ch12
- Lee, E. S. (1966). A theory of migration. *Demography*, 3(1), 47-57. doi: 10.2307/2060063
- Lee, J. y Bean, F. D. (2010). *The diversity paradox: Immigration and the color line in twenty-first century America*. Nueva York: Russell Sage Foundation.

- Machado Duque, M. E., Calderón Flórez, V. y Machado Alba, J. E. (2014). Determinantes socioeconómicos, inseguridad alimentaria y desnutrición crónica en población desplazada de primera infancia, Pereira, Colombia. *Revista Médica de Risaralda*, 20(1), 3-8. doi: 10.22517/25395203.8533
- Martínez Gómez, C. L. (2001). *Las migraciones internas en Colombia: análisis territorial y demográfico según los censos de 1973 y 1993*. (Tesis de doctorado). Universidad Autónoma de Barcelona, España.
- Molano, A. (1989). *Siguiendo el corte: relatos de guerra y de tierras*. Bogotá: El Áncora.
- Portes, A. y Rumbaut, R. G. (2006). *Immigrant America: A portrait*. Berkeley: University of California Press.
- Portes, A. y Zhou, M. (1993). The new second generation: Segmented assimilation and its variants. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, (530), 74-96. doi: 10.4324/9780429499821-51
- Ravenstein, E. G. (1965). The laws of migration. *Journal of the Statistical Society of London*, 48(2), 167-235. doi: 10.2307/2979181
- Red Social de Solidaridad. (2001). *Diagnóstico del desplazamiento forzado en la región sur colombiana*. Bogotá: RSS.
- Rodríguez Garavito, C. A., Alfonso Sierra, T. A. y Cavelier Adarve, I. (2008). *El derecho a no ser discriminado: primer informe sobre discriminación racial y derechos humanos de la población afrocolombiana*. Bogotá: Centro de Investigaciones Sociojurídicas, Universidad de los Andes.
- Rodríguez Garavito, C. A., Cárdenas, J. C., Oviedo, J. D. y Villamizar, S. (2013). *La discriminación racial en el trabajo. Un estudio experimental en Bogotá*. Bogotá: Observatorio de Discriminación racial, Dejusticia.
- Rozelle, S., Taylor, J. E. y De Brauw, A. (1999). Migration, remittances, and agricultural productivity in China. *American Economic Review*, 89(2), 287-291. doi: 10.1257/aer.89.2.287
- Ruiz Ruiz, N. Y. (2011). El desplazamiento forzado en Colombia: una revisión histórica y demográfica. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 26(1), 141-178. doi: 10.24201/edu.v26i1.1400
- Ruiz Ruiz, N. Y. (2013). *El desplazamiento forzado en Colombia. Población, territorio y violencia*. Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.
- Scott, N. y Siltanen, J. (2012). *Gender and intersectionality – A quantitative toolkit for analyzing complex inequalities*. Canadá: Government of Canada, Employment and Social Development Canada.
- Sell, R. R. (1988). Egyptian international labor migration and social processes: Toward regional integration. *International Migration Review*, 22(3), 87-108. doi: 10.2307/2546586
- Sigle, W. (2016). *Why demography needs (new) theories*. En D. Mortelmans, K. Matthijs, E. Alofs y B. Segaeert. (Eds.), *Changing family dynamics and demographic evolution: The family kaleidoscope* (pp. 217-233). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing. doi: 10.4337/9781785364983.00018
- Silva Arias, A. C. (2012). *Geografía del refugio, sobrevivencia económica y vida familiar de los desplazados forzados en Colombia*. (Tesis de doctorado). El Colegio de México, México.

- Silva Arias, A. C. y Castillo, M. Á. (2012). *¿Quiénes son desplazados forzados? Antecedentes conceptuales acerca de la identificación de la población desplazada forzada*. Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay.
- Silva Arias, A. C. y Guataquí Roa, J. C. (2008). Caracterización instrumental del desplazamiento forzado en Colombia: hechos estilizados y la Encuesta Continua de Hogares (2001-2006). *Revista de Ciencias Sociales*, 14(3), 439-452.
- Silva Arias, A. C. y Guataquí Roa, J. C. (2011). ¿Selección positiva o negativa? Inserción de la migración interna y el desplazamiento forzado en el mercado laboral urbano de Colombia 2001-2006. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 26(1), 113- 140. doi: 10.24201/edu.v26i1.1399
- Sjaastad, L. (1962). The costs and returns of human migration. *The Journal of Political Economy*, 5(70), 80-93. doi: 10.1007/978-1-349-15404-3_10
- Stark, O. (1991). *The migration of labour*. Oxford: Basil-Blackwell.
- Sway, M. (1984). Economic adaptability. The case of the gypsies. *Urban Life*, (13), 83-98. doi: 10.1177/0098303984013001005
- Todaro, M. (1969). A model of labor migration an urban unemployment in less developed countries. *American Economic Review*, 59(1), 38-148.
- UARIV (Unidad para la Atención y Reparación Integral a las Víctimas) (2013). *Informe nacional de desplazamiento forzado en Colombia 1985 a 2012*. Bogotá: UARIV.
- UARIV (Unidad para la Atención y Reparación Integral a las Víctimas) (2014). *Informe sobre el goce efectivo de derechos de la población víctima del desplazamiento forzado*. Bogotá: Unidad para la Atención y Reparación Integral a las Víctimas.
- Urrea Giraldo, F. (2005). La población afrodescendiente en Colombia. *Seminario Internacional Pueblos Indígenas y Afrodescendientes en América Latina y el Caribe: relevancia y pertinencia de la información sociodemográfica para políticas y programas* (pp. 1-28). Santiago de Chile: Cepal.
- Urrea Giraldo, F. y Viáfara Lopez, C. (2016). *Igualdad para un buen y mejor vivir. Información y visibilidad estadística de los grupos étnico-raciales en Bogotá*. Cali: Universidad del Valle.
- Urrea, F., Viáfara López, C., Ramírez, H. y Botero, W. B. (2007). Las desigualdades raciales en Colombia: un análisis sociodemográfico de condiciones de vida, pobreza e ingresos para la ciudad de Cali y el departamento del Valle del Cauca. En C. Mosquera y L. Barcelos. (Eds.), *Afro-reparaciones: memorias de la esclavitud y justicia reparativa* (pp. 691-710). Bogotá: Universidad Nacional de Colombia-Centro de Estudios Sociales.
- Vallejo Solarte, M. E., Castro Castro, L. M. y Cerezo Correa, M. D. (2015). Estado nutricional y determinantes sociales en niños entre 0 y 5 años de la comunidad de Yunguillo y de Red Unidos, Mocoa - Colombia. *Universidad y Salud*, 18, 113-125. doi: 10.22267/rus.161801.24
- Vallejo, M. (2007). En Bogotá: salud sin barreras para los desplazados. *Pesquisa Javeriana*. Recuperado de <https://www.javeriana.edu.co/pesquisa/en-bogota-salud-sin-barreras-para-los-desplazados/>
- Viáfara López, C. A. y Urrea Giraldo, F. (2006). Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socio-ocupacional para tres ciudades colombianas. *Desarrollo y Sociedad*, (58), 115-163. doi: 10.13043/dys.58.4

Viáfara López, C. A., Urrea Giraldo, F. y Correa, J. B. (2009). Desigualdades sociodemográficas y socioeconómicas, mercado laboral y discriminación étnico-racial en Colombia: análisis estadístico como sustento de acciones afirmativas a favor de la población afrocolombiana. En C. Mosquera y R. E. León Díaz. (Eds.), *Acciones afirmativas y ciudadanía diferenciada étnico-racial negra, afrocolombiana, palenquera y raizal: entre bicentenarios de las independencias y constitución de 1991* (pp. 153-346). Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.

Projeções populacionais por sexo e idade para pequenas áreas no Brasil

Sex and Age-Specific Population Projections for Small Areas in Brazil

Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire

Orcid: 0000-0002-7416-9947

fhfreire@ccet.ufrn.br

Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Brasil

Marcos Roberto Gonzaga

Orcid: 0000-0002-6088-3453

marcosrg@ccet.ufrn.br

Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Brasil

Marília Miranda Forte Gomes

Orcid: 0000-0001-8584-9676

mariliamfg@gmail.com

Universidade de Brasília, Brasil

Resumo

O método de relação de coortes é um método demográfico utilizado para projeções populacionais por sexo e idade para pequenas áreas. Porém, devido a instabilidade dos eventos demográficos em áreas menores, o método produz resultados pouco razoáveis para alguns grupos de idade. Neste artigo aplicamos um estimador contração, bayesiano empírico, para reduzir a instabilidade nas estimativas dos fatores diferenciais de crescimento do método em áreas menores. Ao aplicarmos o método de relação de coortes, ajustado pelo bayesiano empírico, para projeções populacionais municipais no Brasil entre 2000 e 2010, observamos uma redução na variabilidade das estimativas por idade. Além disso, o método reduziu o erro percentual absoluto médio das populações projetadas nesse decênio comparativamente aos resultados obtidos com a aplicação do método original proposto por Duchesne (1989), especialmente nos grupos etários de adultos e idosos.

Palabras-chave

Projeção
Demografia
Pequenas áreas
Bayesiano
empírico
Método da relação de Coortes

Abstract

The cohort ratio method is a demographic approach used for sex and age-specific population projections in small areas. However, due to the instability of the demographic events in small areas, this method

produces unreasonable results in some age groups. In this paper, we apply a Bayesian spatial statistic technique (empirical Bayes) to reduce instability when estimating the cohort changes' index of the cohort ratio method for small areas. When applying the method for population projections in some Brazilian small areas, from 2000 to 2010, we observe a reduction on the variability of the estimations. In addition, our method reduced the error of the projections from 2000 to 2010 when compared to the method originally proposed by Duchesne (1989), especially on the last age groups.

Keywords

Projection
Demography
Small areas
Empirical Bayes
Cohort ratio
method

Recibido: 18/01/2019
Aceptado: 05/08/2019

Introdução

Desde a segunda metade do século passado o Brasil vem experimentando importantes mudanças demográficas, que ocorreram em ritmos diferentes ao longo do território, e que teve variações ao longo do tempo. Todas as regiões do país experimentaram significantes declínios nas taxas de mortalidade, especialmente nas primeiras idades, e diferentes transformações nas taxas específicas de mortalidade por causas de morte (Araújo, 2012; Castro e Simões, 2009; Prata, 1992; Schramm et al., 2004). As taxas de fecundidade reduziram em todas as regiões em diferentes ritmos de declínio (Potter, Schmertmann, Assunção e Cavenagui, 2010; Wong e Carvalho, 2006). Os fluxos migratórios do Nordeste para o Sudeste do país se tornaram menos intensos ao passo que se intensificaram os fluxos dentre uma mesma unidade federativa (UF) ou região (Cunha e Baeninger, 2005; Moura, 1980; Oliveira e Oliveira, 2011; Pacheco e Patarra, 1997). Todas essas mudanças modificaram o perfil da população das unidades federativas, e, *são ainda mais impactantes*, quando as áreas geográficas de análise diminuem em tamanho, tornando-se mais complexa a estimação e a projeção de taxas demográficas.

Estimativas e projeções populacionais, por variáveis demográficas (ex. sexo e idade) ou níveis geográficos mais desagregados, são importantes para o delineamento e planejamento de políticas e alocação de recursos públicos em diversas áreas (Barros e Cavenaghi, 2017; Rees, 1989; Santos e Barbieri, 2015). Porém, estimativas precisas de populações subnacionais por sexo e idade, especialmente em países em desenvolvimento, ainda são desafios para demógrafos e estudiosos de população, especialmente em áreas com limitações na qualidade dos registros vitais e contagem de população (Justino, Freire e Lucio, 2012; Paes e Albuquerque, 1999). Para lidar com essa demanda, é necessário o desenvolvimento ou aprimoramento de métodos e técnicas que permitem incorporar, nas estimativas de população, possíveis heterogeneidades nos eventos demográficos em áreas menores.

Os métodos tradicionalmente utilizados para estimar e projetar população em pequenas áreas estão centrados nas tendências históricas do crescimento populacional, na relação que algumas variáveis socioeconômicas poderiam ter com o número de habitantes de determinada área ou, quando possível, nas três componentes que regem toda a dinâmica demográfica local (Brito, Cavenagui e Jannuzzi, 2010; Granados, 1989; Jannuzzi, 2006; Jardim, 2000; Rao, 2003; Smith, Tayman e Swanson, 2001; Sprague, 2013; Waldvogel, 1998). Porém, esses métodos tradicionais não incorporam um aspecto importante em projeções populacionais de pequenas áreas: a configuração e correlação espacial da área em estudo.

O *método de relação de coortes* é tradicionalmente empregado para projeções populacionais por sexo e grupos de idade em pequenas áreas no Brasil (Assunção, 2002; Ipardes e IBGE, 1999). O método calcula um fator diferencial de crescimento por coortes etárias das populações de cada área menor e, em seguida, extrapola o crescimento das coortes de cada área menor em relação ao crescimento das mesmas coortes etárias numa área maior que compreende, geograficamente, todas as áreas menores (Duchesne, 1989). A principal vantagem desse método é a incorporação das mudanças no tamanho da população por coortes de idade de cada área menor em relação às mudanças nas coortes equivalentes da área maior. Ao utilizar a razão entre as relações de sobrevivência das coortes etárias das áreas menores e, as relações de sobrevivência das coortes equivalentes na área maior, denominada fator diferencial de crescimento da coorte,¹ assume-se que o método incorpora parte da lógica que rege a dinâmica demográfica da região. Dentre outras vantagens, o método projeta não só o volume total da população de cada área menor, mas também uma estrutura etária populacional de cada área menor condizente com a estrutura etária da área maior. Por essas e outras vantagens o método de relação das coortes pode ser considerado como uma variante do método de coortes componentes necessitando, porém, de um menor refinamento de dados para ser implementado, conforme descrevemos mais adiante.

Por outro lado, uma das principais limitações do método se refere ao fato de os fatores diferenciais de crescimento por coortes etárias serem tomados como constante por todo o período da projeção. Esses fatores são calculados diretamente das informações censitárias entre dois censos, mormente com observações dos dois últimos censos disponíveis. Além disso, não é raro observar a ocorrência de valores extremos (discrepantes) nos fatores diferenciais de crescimento em determinados grupos de idade e em algumas pequenas áreas, produzindo estimativas pouco razoáveis em termos de estrutura etária e do volume da população (Alves, 2016). Manter esses valores discrepantes nos fatores diferenciais de crescimento por todo o período da projeção, geraria erros acumulativos a cada quinquênio, resultando em projeções pouco razoáveis quanto menor for a área em questão.

Dentre outras limitações menores, ressalta-se o fato de não haver uma perfeita igualdade entre a soma das populações por idade entre as áreas menores em relação às mesmas idades na área maior. No que diz respeito a outras limitações menores, sugerimos a leitura de Duchesne (1989).

Entretanto, em detrimento das limitações do método de relação de coortes, seja pela qualidade dos dados ou pela dinâmica dos eventos demográficos em pequenas áreas, trata-se de um método demográfico que incorpora, ainda que indiretamente, algumas nuances das componentes demográficas que não podem ser previstas ou projetadas por puras equações matemáticas ou modelos estatísticos.

Há uma vasta variedade de métodos de projeções populacionais de pequenas áreas, alguns baseados em relações que tentam levar em consideração a dinâmica demográfica, ainda que indiretamente, outros que tentam relacionar o crescimento populacional com variáveis correlacionadas ao incremento ou decréscimo da população (variáveis sintomáticas) e os métodos por extrapolação matemática

1 Para efeito de simplificação, muitas vezes esses fatores diferenciais de crescimento das coortes serão chamados de: fator (ou fatores) K.

(Cavenaghi, 2012; Granados, 1989; Jannuzzi, 2006; Rao, 2003; Santos & Barbieri, 2015; Smith et al., 2001; Sprague, 2013; Waldvogel, 1998).

Em alguns países latino-americanos, como Argentina, Chile e Peru, utilizam-se um conjunto de procedimentos que envolve a projeção da participação relativa da população da área menor com relação à área maior usando uma função logística. A população da área maior deve ser projetada anteriormente, assim como ocorre no método relações de coortes. A partir dessa população total projetada para a área menor, a estrutura etária é obtida a partir de um processo iterativo com tabelas de contingência para ajustar a distribuição da população por idade das áreas menores à distribuição etária da área maior, em determinado período da projeção. No manual VIII das Nações Unidas (Naciones Unidas, 1975) há uma descrição do procedimento. Arriaga (2001) também traz detalhes sobre esta metodologia.

No Brasil, Corrêa e colaboradores (2011) utilizaram uma função logística para projetar a participação relativa da população de áreas menores com relação à uma área maior, usando o arcabouço metodológico do método *apportionment method* ou AiBi como ficou conhecido no Brasil (Madeira e Simões, 1972).

Neste artigo, privilegiamos o método relações de coortes, por entender que sua distribuição etária é obtida a partir de um mecanismo, com as relações de sobrevivência, que considera a dinâmica demográfica de forma mais direta a partir das componentes que regem essa dinâmica populacional. Além disso, combinamos técnicas de estatística espacial com aplicação do método de relação das coortes com o objetivo de amenizar uma das principais limitações do método proposto por Duchesne (1989). Propomos a utilização do *modelo bayesiano empírico*, que incorpora a distribuição espacial das áreas vizinhas ou homogêneas *àquela área menor em questão* e reduz as flutuações excessivas no cálculo dos fatores diferenciais de crescimento do método de relação de coortes (Duchesne, 1989).

A solução apresentada por Duchesne (1989) para reduzir a alta variabilidade nos fatores diferenciais de crescimento por grupos de idade seria algum tipo de ajuste ou suavização matemática nesses fatores ao longo dos grupos etários. Consideramos que a incorporação do estimador contração do tipo bayesiano empírico produz uma suavização nos fatores diferenciais de crescimento por coortes etárias, diminuindo sua variabilidade e gerando melhores resultados na projeção populacional pelo método relações de coortes.

Assim, neste artigo, além de apresentar os algoritmos para aplicação do método de relação de coortes e o desenvolvimento do estimador bayesiano empírico para o cálculo do fator diferencial de crescimento, apresentamos uma análise dos erros de projeção nas seguintes situações: i) aplicação do método de relação de coortes originalmente proposto por Duchesne (1989), e ii) aplicação do método de relação de coortes com ajuste pelo estimador bayesiano empírico no cálculo dos fatores diferenciais de crescimento das coortes. Finalmente, apresentamos os resultados da projeção dos 5.570 municípios do Brasil entre 2010 e 2030. Desenvolveu-se um algoritmo em R para implementação do método de relação das coortes com ajuste pelo estimador bayesiano empírico, que está disponível no site de Demografia UFRN (s. d.). O algoritmo desenvolvido facilita a aplicação do método sempre que houver uma atualização ou mudanças nos dados de população para as áreas de interesse.

Dados e métodos

Os dados básicos para qualquer aplicação do método proposto neste artigo são: *a*) população por sexo e grupos quinquenais de idade (0 a 4, 5 a 9,..., 90+) para todas as áreas menores de interesse e para a área maior que compreende geograficamente as áreas menores nos dois últimos censos demográficos; *b*) população projetada para a área maior, por sexo e grupos quinquenais de idade, em todos os anos calendários quinquenais, ao longo de todo o período de projeção; *c*) taxa total e taxas específicas de fecundidade da área maior, projetadas por grupos quinquenais de idade das mulheres ao longo do período reprodutivo para todos os anos calendários quinquenais ao longo de todo o período de projeção, e *d*) tábuas de mortalidade projetadas para as áreas maiores, por grupos quinquenais de idade e sexo, para todos os anos calendários quinquenais, ao longo de todo o período de projeção.

Os dados censitários e as estimativas e projeções de taxas demográficas para as áreas maiores, como estados, departamentos, etc., são comumente disponibilizados por institutos ou agências de estatísticas oficiais. Requer-se, no caso do método aqui proposto, que o intervalo de tempo entre os dois últimos censos seja de 10 anos. Entretanto, com poucas alterações no algoritmo, o método pode ser aplicado quando o intervalo de tempo entre os dois últimos censos for de 5 anos. Para outros intervalos intercensitários, sugere-se a interpolação das populações por sexo e idade no tempo via modelos geométricos ou exponenciais de crescimento populacional.

Para os resultados aqui apresentados foram utilizados os dados de população por sexo e grupos quinquenais de idade dos 5.570 municípios e das 26 unidades federativas² do Brasil, nos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010. As estimativas e projeções de taxas demográficas e população, para todas as unidades federativas do Brasil são disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, cuja última revisão foi realizada em 2018 (IBGE, 2018a).

O método de relação das coortes

O *método de relação das coortes*, proposto por Duchesne (1989), poderia ser considerado com uma variante do método de coortes componentes (González e Torres, 2012) que requer, porém, dados mais fáceis de serem obtidos para áreas menores em muitos países ou regiões. A lógica demográfica do método está fundamentada em uma medida comumente denominada *razão de mudança de coortes* ou *razão de sobrevivência intercensitária* (Hamilton e Perry, 1962; Swanson e Tedrow, 2013), que representa a mudança da população na coorte etária entre os dois censos, comumente decenais, e pode ser específica para cada sexo.

O método pressupõe a disponibilidade de projeções por grupos etários e períodos de tempo quinquenais para as áreas maiores, preferencialmente realizadas pelo método demográfico das coortes componentes (Granados, 1989). Ademais, o método baseia-se em dois parâmetros definidos mediante razões de sobrevivência de coortes quinquenais: *a*) coeficiente de crescimento das coortes etárias da área maior, e *b*) fator diferencial de crescimento das coortes etárias das áreas menores em relação às respectivas coortes etárias da área maior. De um modo geral, com algumas

² O Distrito Federal é uma unidade federativa que compõe uma única área sem subáreas municipais. Portanto, para este caso as projeções são exatamente aquelas disponibilizadas pelo IBGE, na revisão de 2018.

adaptações para o primeiro e último grupos etários, o algoritmo de projeção baseia-se na seguinte equação:

$${}_5P_{x+5,i}^{t+5} = {}_5P_{x,i}^t \times {}_5RS_x^{t,t+5} \times {}_5K_{x,i} \quad (1)$$

onde cada parâmetro pode ser interpretado como segue:

${}_5P_{x+5,i}^{t+5}$: população da área menor i no grupo etário $x+5, x+10$ projetada para o ano $t+5$;

${}_5P_{x,i}^t$: população da área menor i no grupo etário $x, x+5$ recenseada no ano t ;

${}_5RS_x^{t,t+5} = \frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+5}}{{}_5P_x^t}$: coeficiente de crescimento ou razão de sobrevivência correspondente à população da área maior no grupo etário $x, x+5$ que alcança o grupo etário $x+5, x+10$ entre os anos t e $t+5$. Esse coeficiente pressupõe projeções já realizadas para a população da área maior por grupos etários quinquenais entre t e $t+5$.

O último parâmetro do lado direito da equação 1 trata-se do fator diferencial de crescimento das coortes etárias nas áreas menores em relação às respectivas coortes etárias na área maior. Este fator deve ser calculado com base nos dois últimos censos disponíveis e deve ser mantido constante em todos os períodos quinquenais de projeção, motivo pelo qual este fator não é indexado pelo período de tempo na equação 1. Sendo considerado como um dos principais parâmetros da equação 1, este fator K carece de maior detalhamento. Segundo Duchesne (1989), o cálculo do fator K para cada área menor i é realizado como segue:

$${}_5K_{x,i} = \frac{\frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+5}}{{}_5P_{x,i}^t}}{{}_5P_{x+5,i}^{t+5} / \frac{{}_5P_x^t}}{{}_5P_{x+5,i}^{t+5}}} \quad (2)$$

onde:

$\frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+5}}{{}_5P_{x,i}^t}$: é a razão de sobrevivência intercensitária da população da área menor i no grupo etário $x, x+5$ no primeiro censo (ano t) que alcança o grupo etário $x+5, x+10$ no segundo censo (ano $t+5$). A razão no denominador é a medida equivalente para a área maior.

A definição de K tal como expressa na equação 2 pressupõe que o intervalo intercensitário entre os dois últimos censos disponíveis seja de 5 anos, o que dificilmente ocorre em muitos países, como no caso do Brasil. Duchesne (1989), sugeriu um ajuste no fator K com o objetivo de incorporar o efeito do diferencial de crescimento para um intervalo intercensitário de 5 anos, ainda que os dois últimos censos demográficos sejam decenais. Assim, com base nas populações observadas em censos decenais, um fator K para uma área menor i , para grupos etários e períodos de tempo quinquenais, pode ser estimado por:

$${}_5K_{x,i} = 0,5 \left[\left(\frac{\frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{{}_5P_{x-5,i}^t}}{{}_5P_{x+5,i}^{t+10} / \frac{{}_5P_x^t}}{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}} \right)^{0,5} + \left(\frac{\frac{{}_5P_{x+10,i}^{t+10}}{{}_5P_{x,i}^t}}{{}_5P_{x+10,i}^{t+10} / \frac{{}_5P_x^t}}{{}_5P_{x+10,i}^{t+10}}} \right)^{0,5} \right] \quad (3)$$

Como exposto pelas equações 2 e 3, uma vez que o crescimento de uma coorte específica numa área menor qualquer pode ser maior ou menor que o crescimento da respectiva coorte na área maior, os valores de K por grupos de idade devem variar ao redor de uma unidade. Um fator K menor que 1 significa que o crescimento da coorte na área menor é menor que o crescimento da respectiva coorte na área maior. Por outro lado, um fator K maior que 1 significa que o crescimento da coorte na área menor é maior que o crescimento da respectiva coorte na área maior. Assim, pode-se dizer que a RS da área maior na equação 1 é ajustada pelo fator K da área menor i .

Uma das vantagens do método de relação das coortes é a pouca exigência de dados para sua aplicação. Como observado nas equações anteriores, tanto para o cálculo do fator K quanto para implementação das projeções em áreas menores pela equação 1, os dados necessários são: população recenseada por grupos quinquenais de idade e sexo das áreas menores e na área maior nos dois últimos censos; populações projetadas por sexo, intervalos etários e período de tempo quinquenais para as áreas maiores. Adicionalmente, para determinação dos nascimentos nas áreas menores em cada quinquênio de projeção, são necessárias as taxas de fecundidade e tábuas de mortalidade projetadas para as áreas maiores. Estas últimas informações são insumos para aplicação do método das coortes componentes para projeção das áreas maiores e são, portanto, comumente disponibilizadas pelas agências oficiais de estatísticas nacionais.

Talvez a principal desvantagem do método seja a constância do fator nas projeções populacionais das áreas menores pela equação 1. Qualquer mudança temporária e considerável em qualquer das componentes demográficas de uma área menor, entre os dois últimos censos, implicaria em grandes mudanças na estrutura etária da população projetada para aquela área menor. Neste artigo, lidamos com esta limitação ajustando o cálculo de K por um estimador bayesiano empírico que, além de minimizar a variabilidade nos valores de K produz uma suavização espacial estabilizando estes valores em áreas com baixo contingente populacional.

Implementação do método de relação de coortes

A implementação da projeção populacional por sexo grupos quinquenais de idade para áreas menores, mediante aplicação da equação 1, requer alguns ajustes para o último grupo etário (de intervalo aberto à direita), e também para o primeiro grupo etário (0 a 4 anos). Para o último intervalo etário a equação de projeção é como segue:

$${}_wP_{x+5,i}^{t+5} = {}_wP_{x,i}^t \times {}_wRS_x^{t,t+5} \times {}_wK_{x,i} \quad (4)$$

onde cada parâmetro pode ser interpretado como segue:

${}_wP_{x+5,i}^{t+5}$: população da área menor i no grupo etário $x+5$, $x+5+w$ projetada para o ano $t+5$;

${}_wP_{x,i}^t$: população da área menor i no grupo etário x , $x+w$ no ano t ;

${}_wRS_x^{t,t+5} = \frac{{}_wP_{x+5,i}^{t+5}}{{}_wP_{x,i}^t}$: coeficiente de crescimento ou razão de sobrevivência correspondente à população da área maior no grupo etário x , $x+w$ que alcança o grupo etário $x+5$, $x+5+w$ entre os anos t e $t+5$.

Numa perspectiva de projeção populacional por intervalo de tempo quinquenal, a população no primeiro grupo quinquenal de idade se refere aos nascimentos

sobreviventes ao longo do quinquênio e, portanto, não pode ser obtida pelo algoritmo da equação 1. Ademais, a baixa qualidade dos dados de população e registros vitais (nascimentos e óbitos) em áreas menores, em particular no Brasil, impossibilitam o cálculo das taxas específicas de nascimentos e óbitos, de modo que tais taxas possam ser utilizadas para estimar os nascimentos sobreviventes no quinquênio. A solução apontada por Duchesne (1989) é a utilização de um índice diferencial de fecundidade, entre cada uma das áreas menores e a área maior, calculado com base nos dados censitários. O cálculo deste índice diferencial de fecundidade requer, inicialmente, estimativas da Razão Criança-Mulher (Lee, 1957), tanto para as áreas menores quanto para a área maior. Assim, de acordo com Duchesne (1989), o algoritmo detalhado a seguir busca suprir tais limitações nos dados e possibilita estimar indiretamente as quantidades de nascimentos sobreviventes nas áreas menores durante um intervalo de tempo quinquenal.

Primeiramente, para cada área menor i no último censo, calcula-se a Razão Criança-Mulher:

$$RCM_i = \frac{{}_5P_{0,i}}{{}_{30}P_{15,i}^f} \quad (5)$$

onde o sobrescrito “ f ” no denominador faz referência à população de mulheres no intervalo etário reprodutivo, assumindo que este intervalo se inicia no grupo etário 15 a 19 e termina aos 45 a 49 anos, ou seja, as mulheres expostas ao risco de gerar um nascimento. ${}_5P_{0,i}$ é o número de crianças de 0 a 4 anos completos na pequena área i no último censo.

Em seguida, para a área maior no último censo, também se calcula a Razão Criança-Mulher:

$$RCM = \frac{{}_5P_0}{{}_{30}P_{15}^f} \quad (6)$$

onde, similar à equação 5, o sobrescrito “ f ” no denominador também faz referência à população de mulheres no intervalo etário reprodutivo de 15 a 45 anos (desta vez, na área maior). Da mesma forma, o ${}_5P_0$ é o número de crianças de 0 a 4 anos completos, agora da área maior.

Uma vez determinadas as razões criança-mulher nas áreas menores e na área maior, calcula-se o seguinte índice diferencial de fecundidade para cada área menor i :

$$IDF_i = \frac{RCM_i}{RCM} \quad (7)$$

Posteriormente, calcula-se a *taxa de fecundidade total* para cada área menor i equivalente ao quinquênio de projeção $t, t+5$:

$$TFT_i^{t,t+5} = IDF_i(TFT^{t,t+5}) \quad (8)$$

Observa-se que a taxa de fecundidade total na área menor i depende do índice diferencial de fecundidade de cada área menor e da taxa de fecundidade total projetada na área maior. De posse das taxas de fecundidade totais, calculam-se as taxas específicas de fecundidade (TEF) para cada área menor i :

$${}_5TEF_{x,i}^{t,t+5} = \left(\frac{{}_5TEF_x^{t,t+5}}{TFT^{t,t+5}} \right) TFT_i^{t,t+5} \quad (9)$$

A razão entre a TEF e a TFT no período de projeção $t, t+5$, na área maior, representa o percentual da TEF das mulheres no grupo etário $x, x+5$, em relação à TFT no mesmo grupo etário. As TEF para a área menor i determinarão o volume de nascimentos desta localidade no período de projeção $t, t+5$.

Antes de proceder ao cálculo dos nascimentos na área menor i , determina-se o volume de mulheres expostas ao risco de gerar um nascimento, que pode ser aproximado pelo total de mulheres no meio do intervalo de tempo de 5 anos:

$${}_5\bar{P}_{x,i}^{f;t,t+5} = \frac{1}{2} ({}_5P_{x,i}^{f,t} + {}_5P_{x,i}^{f,t+5}) \quad (10)$$

Lembrando que as populações ${}_5P_{x,i}^{f,t}$ e ${}_5P_{x,i}^{f,t+5}$ foram obtidas pela aplicação da equação 1 para o sexo feminino. De posse do número de mulheres no meio do período quinquenal de projeção, e também das TEF aplicáveis a todo quinquênio para cada área menor i , determina-se o número de nascimentos (B) em cada localidade i entre t e $t+5$:

$$B_i^{t,t+5} = \sum_{x=15}^{45} [{}_5\bar{P}_{x,i}^{f;t,t+5} ({}_5TEF_{x,i}^{t,t+5})] 5 \quad (11)$$

onde a multiplicação por 5, em cada termo do somatório, deve-se ao fato de que as TEF representam o risco médio anual de nascimentos dentro do grupo etário $x, x+5$. Para estimar os nascimentos em todo o intervalo etário $x, x+5$ é necessário multiplicar as TEF por 5.

Os nascimentos determinados pela equação 11 estão expostos a um risco de morte desde o nascimento até antes de completarem o 5.º aniversário. Ademais, a equação 11 não distingue entre nascimentos femininos e masculinos, informação importante para determinar o total de mulheres que, no futuro estarão expostas ao risco de gerar um nascimento na área menor i . Assim, o cálculo dos nascimentos sobreviventes masculinos e femininos, respectivamente, na área menor i dar-se-á por:

$${}_5P_{0,i}^{m,t+5} = B_i^{t,t+5} \left(\frac{RSN}{1+RSN} \right) \left(\frac{{}_5L_0^m}{5l_0^m} \right)^{t,t+5} K_{b,i}^m \quad (12)$$

e

$${}_5P_{0,i}^{f,t+5} = B_i^{t,t+5} \left(\frac{1}{1+RSN} \right) \left(\frac{{}_5L_0^f}{5l_0^f} \right)^{t,t+5} K_{b,i}^f \quad (13)$$

onde os fatores $RSN/(1+RSN)$ e $1/(1+RSN)$ determinam as parcelas de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente. Já a razão ${}_5L_0/5l_0$ para cada sexo, determina o risco de sobrevivência ao nascimento na área maior e deve ser obtido com base nas tábuas de vida projetadas para a área maior. Os termos ${}_5P_{0,i}^{m;t,t+5}$ e ${}_5P_{0,i}^{f;t,t+5}$ são as populações de 0 a 4 anos completos da área menor i projetadas para o período entre t e $t+5$.

As quantidades $K_{b,i}^m$ e $K_{b,i}^f$ em ambas as equações 12 e 13 representam os fatores diferenciais de crescimento ao nascer, para nascimentos masculinos e femininos respectivamente, para cada área menor i e podem ser obtidas por:

$$K_{b,i}^m = ({}_5K_{0,i}^m)^{0,5} \quad (14)$$

$$K_{b,i}^f = ({}_5K_{0,i}^f)^{0,5} \quad (15)$$

onde, ${}_5K_0$, seja masculino ou feminino, é equivalente ao período de um quinquênio e, por isso, precisa ser ajustado para representar um K equivalente a um ano, já que o índice diferencial de crescimento ao nascimento refere-se somente ao primeiro ano.

Duchesne (1989) destaca algumas observações importantes sobre o cálculo do índice diferencial de crescimento ao nascimento da área menor em relação à área maior entre os dois últimos censos populacionais (tal como definido nas equações 14 e 15). Primeiro, se o intervalo intercensitário é de 10 anos, não temos informações necessárias para estimar o fator ${}_5K_0$, tal como expresso pela equação 3. Neste caso, recomenda-se a utilização do fator ${}_5K_5$, este sim podendo ser obtido pela equação 3. Segundo, nos casos em que a migração nas primeiras idades é intensa (quando as mães migram com seus filhos ou geram nascimentos no local de destino logo após a migração), sugere-se utilizar, no cálculo do fator K_b , os fatores ${}_5K_{20}$ ou ${}_5K_{25}$ ao invés de ${}_5K_5$. Nesse artigo, usamos o ${}_5K_5$.

Um estimador bayesiano empírico para o ajuste do fator K

O fator diferencial de crescimento, o fator K , pode ter alta variabilidade, principalmente nas áreas menores e nos grupos etários de menor população. Neste sentido, sugerimos uma alternativa metodológica para minimizar as variâncias dos fatores K_i a partir de um estimador contração, da classe bayesiano empírico. O fator K pode ser determinado como segue:

$${}_5K_{x,i} = 0,5 \left[\left(\frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{ESP_{i,1}} \right)^{0,5} + \left(\frac{{}_5P_{x+10,i}^{t+10}}{ESP_{i,2}} \right)^{0,5} \right] \quad (16)$$

Podemos ainda simplificar e escrever como na fórmula 17 a seguir. Os estimadores bayesianos empíricos propostos são para estimar $K_{i,1}$ e $K_{i,2}$ da fórmula 17.

$${}_5K_{x,i} = 0,5 \left[(K_{i,1})^{0,5} + (K_{i,2})^{0,5} \right] \quad (17)$$

onde,

$$ESP_{i,1} = {}_5P_{x-5,i}^t \frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{{}_5P_{x-5,i}^t}; ESP_{i,2} = {}_5P_{x,i}^t \frac{{}_5P_{x+10,i}^{t+10}}{{}_5P_{x,i}^t}; K_{i,1} = \frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{ESP_{i,1}} \text{ e } K_{i,2} = \frac{{}_5P_{x+10,i}^{t+10}}{ESP_{i,2}} \quad (18)$$

$ESP_{i,1}$ é interpretado como a população esperada na área menor i no grupo etário $x+5$, $x+10$ anos, no ano $t+10$, sob a hipótese de que a razão de sobrevivência da coorte na área menor i seja a mesma da área maior no mesmo período. A interpretação para $ESP_{i,2}$ é

análoga, $ESP_{i,2}$ é a população esperada na área menor i no grupo etário $x+10$; $x+15$ anos, no ano $t+10$, sob a hipótese descrita acima. Na equação 16, tanto ${}_5P_{x+5,i}^{t+10}$ quanto ${}_5P_{x+10,i}^{t+10}$ são contagens e podemos tratá-los, estocasticamente, como uma variável aleatória com distribuição de Poisson. A descrição a seguir se refere ao primeiro termo (${}_5P_{x+5,i}^{t+10}$) sendo análogo ao segundo termo:

$${}_5P_{x+5,i}^{t+10} \sim \text{poisson}(ESP_{i,1} \cdot \theta_i) \quad (19)$$

onde θ_i é o risco da população da coorte ser maior ou menor que o esperado sob a hipótese de que a área menor i possua a mesma razão de sobrevivência que a área maior. Com isso, tem-se que a média condicional de ${}_5P_{x+5,i}^{t+10}$ é $E({}_5P_{x+5,i}^{t+10}/\theta_i) = ESP_{i,1}\theta_i$. O estimador de máxima-verossimilhança para θ_i é o fator $K_{i,1}$, que pode ser escrito pela equação 18.

Seguindo o arcabouço teórico de Marshall (1991), θ_i tem distribuição *a priori* não especificada, com momentos $E(\theta_i)=m$ e $v(\theta_i)=A$. O estimador bayesiano empírico para $K_{i,1}$ é dado por:

$$\hat{\theta}_i = \hat{m} + \hat{c}_i(K_{i,1} - \hat{m}) \quad (20)$$

onde,

$$\hat{m} = \frac{\sum_{i=1}^n {}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{\sum_{i=1}^n ESP_{i,1}} \quad (21)$$

Na equação 21, n indica o número de pequenas áreas e \hat{m} deve ser interpretado como sendo o fator K médio para todo o conjunto de áreas, ou seja, a área maior. Portanto, \hat{m} é 1. Ainda segundo Marshall (1991), o fator \hat{c}_i na equação 20, representa o fator de contração do estimador bayesiano empírico, que é dado por:

$$\hat{c}_i = \frac{v(\theta_i)}{v(K_{i,1})} = \frac{\hat{A}}{\hat{A} + \frac{\hat{m}}{ESP_{i,1}}} \quad (22)$$

onde,

$\hat{A} = s^2 - \hat{m} \left[\sum_{i=1}^n \frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}/T}{ESP_{i,1}} \right]$ é o estimador para a variância do parâmetro θ_i . O denominador da expressão 22 é o estimador para a variância de $K_{i,1}$, já $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n {}_5P_{x+5,i}^{t+10}(K_{i,1} - \hat{m})^2}{T}$, é a variância de $K_{i,1}$, ponderada pelo tamanho do grupo etário na pequena área i e $T = (\sum_{i=1}^n {}_5P_{x+5,i}^{t+10})$. É importante lembrar que os valores populacionais da fórmula 21 e da legenda da fórmula 22, expressos aqui neste parágrafo, se referem à população do primeiro dos dois censos utilizados como base de entrada para o cálculo dos fatores K . No artigo original de Marshall (1991) o estimador bayesiano empírico é uma taxa de incidência, diferente do que se propõe neste trabalho. Ao longo do Apêndice deste artigo encontram-se as demonstrações detalhadas para $E(K_{i,1})$, $v(K_{i,1})$ e .

Em suma, \hat{c}_i é o quociente entre a variância de θ_i e a variância de seu estimador, dado por $K_{i,1}$ e varia entre 0 e 1. A lógica é que quando a variância de $K_{i,1}$ é muito alta, portando um estimador pouco confiável, \hat{c}_i tenderá à 0. Nesses casos, o valor de θ_i (que é o estimador bayesiano empírico para $K_{i,1}$) na equação 20 tenderá para a média (\hat{m}) dos seus vizinhos ou, como utilizado neste trabalho, a média da Unidade da Federação. Por isso que chamamos de estimador contração, pois a suavização operada por este estimador da equação 20 reduz ou contrai o valor inicial da estimativa de $K_{i,1}$ para o

valor médio. Nesse caso, se por hipótese o valor de c_i de uma determinada pequena área fosse 1, seu fator $K_{i,1}$, originalmente calculado, seria descartado pelo fator $K_{i,1}$ médio da Unidade da Federação. Estaríamos, portanto, assumindo que aquela pequena área i teria exatamente a mesma relação de crescimento da área maior.

Por outro lado, se a variância de $K_{i,1}$ é muito pequena e tender a 0, o valor de c_i tenderá para 1. Pela equação 20 percebe-se que, quanto mais próximo c_i for de 1 menor será a contração, redução ou suavização operada no $K_{i,1}$ originalmente calculado para a área i , o que faz sentido na medida em que se a variância de $K_{i,1}$ é baixa este já é um estimador confiável, não sendo necessário grande ajuste na estimativa inicial.

Também podemos entender $\hat{\theta}_i$ como um estimador de caráter espacial, uma vez que contrai a estimativa inicial de $K_{i,1}$ da área menor para o valor médio, e essa média pode ser dos vizinhos, dos similares segundo algum critério ou de uma área maior que contém a pequena área i , como utilizado neste trabalho.

Por fim, essa abordagem é da classe bayesiana uma vez que adotamos o arcabouço teórico bayesiano onde os parâmetros não são fixos, tendo distribuição de probabilidade associada, ainda que nem sempre especificadas como aqui. Desta forma, nesta abordagem assumimos uma abordagem estocástica para θ_i na medida em que assumimos variabilidade e a estimamos. Mas não estamos gerando distribuição à posteriori, uma vez que a priori para θ_i não foi especificada. Como dito anteriormente, todo esse desenvolvimento teórico é análogo para o $K_{i,2}$ da fórmula 17. No anexo 4 estão todas as fórmulas para o estimador bayesiano empírico para o $K_{i,2}$.

Resultados

O método de relação das coortes, com ajuste pelo estimador bayesiano empírico no cálculo do fator diferencial de crescimento, foi aplicado para projeções populacionais dos 5.570 municípios do Brasil entre 2010 e 2030, por sexo e grupos quinquenais de idade (0-4, 5-9, 10-14,..., 90+). As áreas maiores foram as 26 unidades federativas. O Distrito Federal não contém delimitações municipais e, por isso, não foi incluído nas projeções de áreas menores.

Inicialmente, para avaliação dos resultados com o ajuste pelo estimador bayesiano empírico proposto neste artigo, aplicou-se o método para projeções populacionais em todos os municípios do Brasil entre 2000 e 2010 não envolvidos em processo de emancipação.³ Uma avaliação dos resultados de uma projeção populacional para um ano específico só é possível quando se conhece a população observada no mesmo ano. Dessa forma, utilizou-se os dados de população dos municípios nos censos de 1991 e 2000 para projetar as populações municipais para o ano de 2010 e, então, comparar as estimativas com a população observada no censo de 2010.

Primeiramente, os fatores diferenciais de crescimento (K) foram determinados sem qualquer tipo de ajuste ou suavização. Em seguida, utilizou-se o estimador bayesiano empírico para incorporar uma suavização espacial no cálculo dos fatores K . Então, projeções populacionais pelo método de relação de coortes foram realizadas considerando-se essas duas formas distintas de obtenção dos fatores diferenciais de crescimento.

3 Emancipação municipal pode ocorrer no Brasil de diversas formas. Um município pode ser desmembrando em dois ou três ou determinado município pode ser criado com base em populações cedidas por dois ou mais municípios distintos.

Avaliação do erro de projeção com e sem o ajuste no fator K

A precisão da estimativa populacional para um intervalo de 10 anos foi avaliada considerando-se o erro percentual (EP) que é o quociente da diferença entre as populações observada e estimada para 2010:

$$EP = \frac{p_{2010}^{censo} - p_{2010}^{projetada}}{p_{2010}^{censo}} \quad (23)$$

Com base no EP calculou-se o Erro Percentual Absoluto (EPA), que fornece a magnitude do EP . Por fim, estimou-se o Erro Percentual Absoluto Mediano ($EPAM$), que é simplesmente a mediana do EPA para o total ou um conjunto de áreas de interesse. Na Tabela 1 são apresentados os Erros Percentuais Absolutos Medianos nas projeções populacionais para o ano de 2010, por sexo e grupos quinquenais de idade, considerando as duas formas distintas de cálculo dos fatores diferenciais de crescimento (K). Observa-se maior redução no $EPAM$ para ambos os sexos quando o fator K suavizado pelo estimador bayesiano empírico (BE) é utilizado. Embora seja uma redução modesta no $EPAM$ pode-se concluir que a metodologia proposta melhora a eficácia do método proposto por Duchesne (1989) em termos da projeção para a população total das localidades menores.

Tabela 1
Erro percentual absoluto mediano para as projeções populacionais municipais por sexo. Brasil, 2000-2010 (em porcentagens)

| Cálculos alternativos do fator de crescimento | Homens | Mulheres |
|---|--------|----------|
| K original | 11,40 | 9,49 |
| K suavizado por BE | 10,20 | 8,52 |

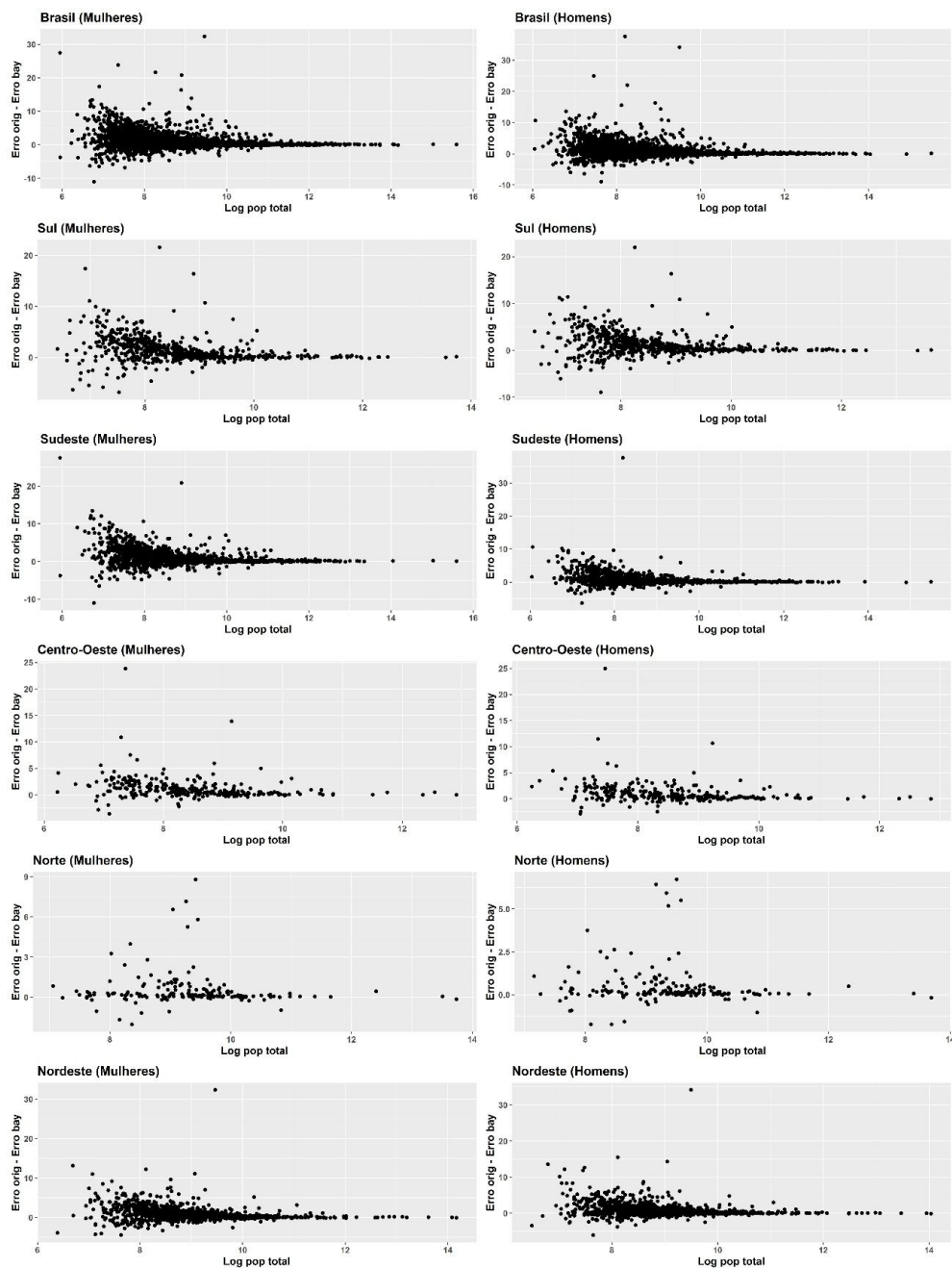
Nota: BE (bayesiano empírico).

Fonte: IBGE (1991, 2000, 2010).

Uma análise do diferencial dos erros de projeção (com K original e com K ajustado pelo bayesiano empírico) para todos os municípios do Brasil não envolvidos em emancipação, por grande região e por tamanho populacional é apresentada na Figura 1.

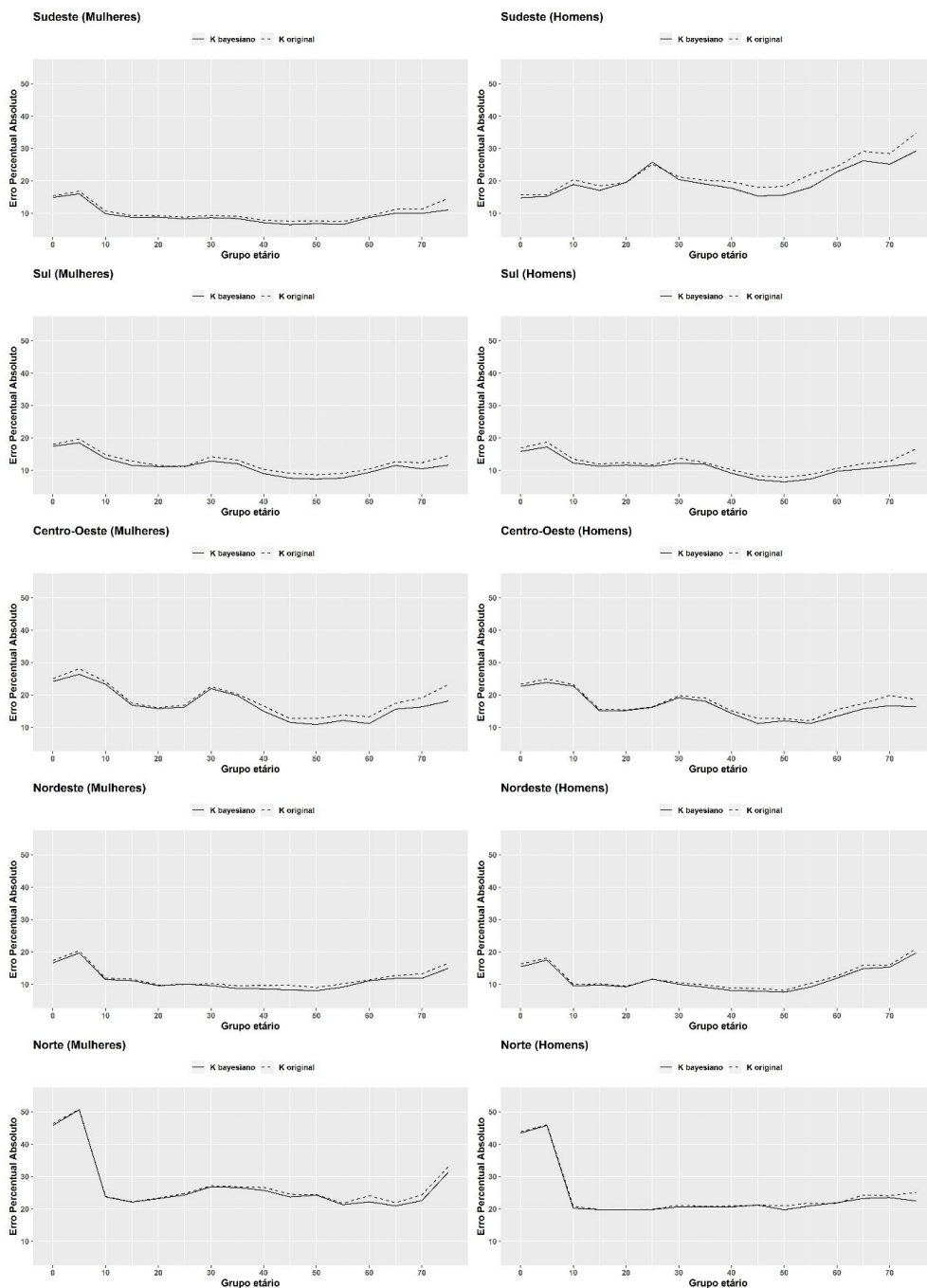
Seja para o Brasil como um todo ou para grandes regiões, os diagramas de dispersão na Figura 1 mostram a relação entre as diferenças dos erros percentuais absolutos de projeção e os tamanhos populacionais dos municípios. Observa-se, tanto para o Brasil quanto para suas 5 grandes regiões, que as diferenças entre os erros (erro com o K original menos erro com K pelo estimador bayesiano empírico) são predominantemente maiores que zero, evidenciando que a redução dos erros com ajuste do fator K pelo estimador bayesiano empírico é generalizada em todas as regiões do país. Mais que isso, as relações apresentadas na Figura 1 mostram que quanto menor o tamanho da população, maiores são as diferenças entre os erros de projeção. Este resultado ressalta uma contribuição importante do ajuste pelo estimador bayesiano nas estimativas do fator K para projeções populacionais pelo método de relação das coortes, que é redução do erro de projeção em áreas com menores tamanhos populacionais.

Figura 1
Diferença entre os erros percentuais absolutos em relação ao tamanho da população municipal por sexo. Brasil e Grandes Regiões, 2000-2010



Fonte: IBGE (1991, 2000, 2010).

Figura 2
Erro percentual absoluto mediano, por grupos de idade, sexo e grandes regiões. Brasil, 2000-2010



Fonte: IBGE (1991, 2000, 2010).

Essa melhor precisão nas projeções populacionais de áreas menores pelo método de Relação de Coortes, quando ajustado pelo estimador BE, também é evidente quando comparamos os erros de projeção por sexo e grupos de idade. A Figura 2 mostra os erros percentuais absolutos medianos das projeções populacionais municipais por grandes regiões, sexo e grupos de idade (0-4, 5-9,...,75+) mediante o uso do fator K original ou ajustado pelo estimador bayesiano empírico (BE). O padrão etário dos erros é muito parecido entre as duas formas distintas de cálculo do fator K . A suavização do fator K pelo estimador BE reduziu o erro de projeção em quase todos os grupos etários para ambos os sexos, especialmente acima dos 30 anos. Embora os ganhos sejam tímidos, as precisões melhoraram em todas as regiões do Brasil.

Projeções populacionais para os 5.570 municípios do Brasil entre 2010 e 2030

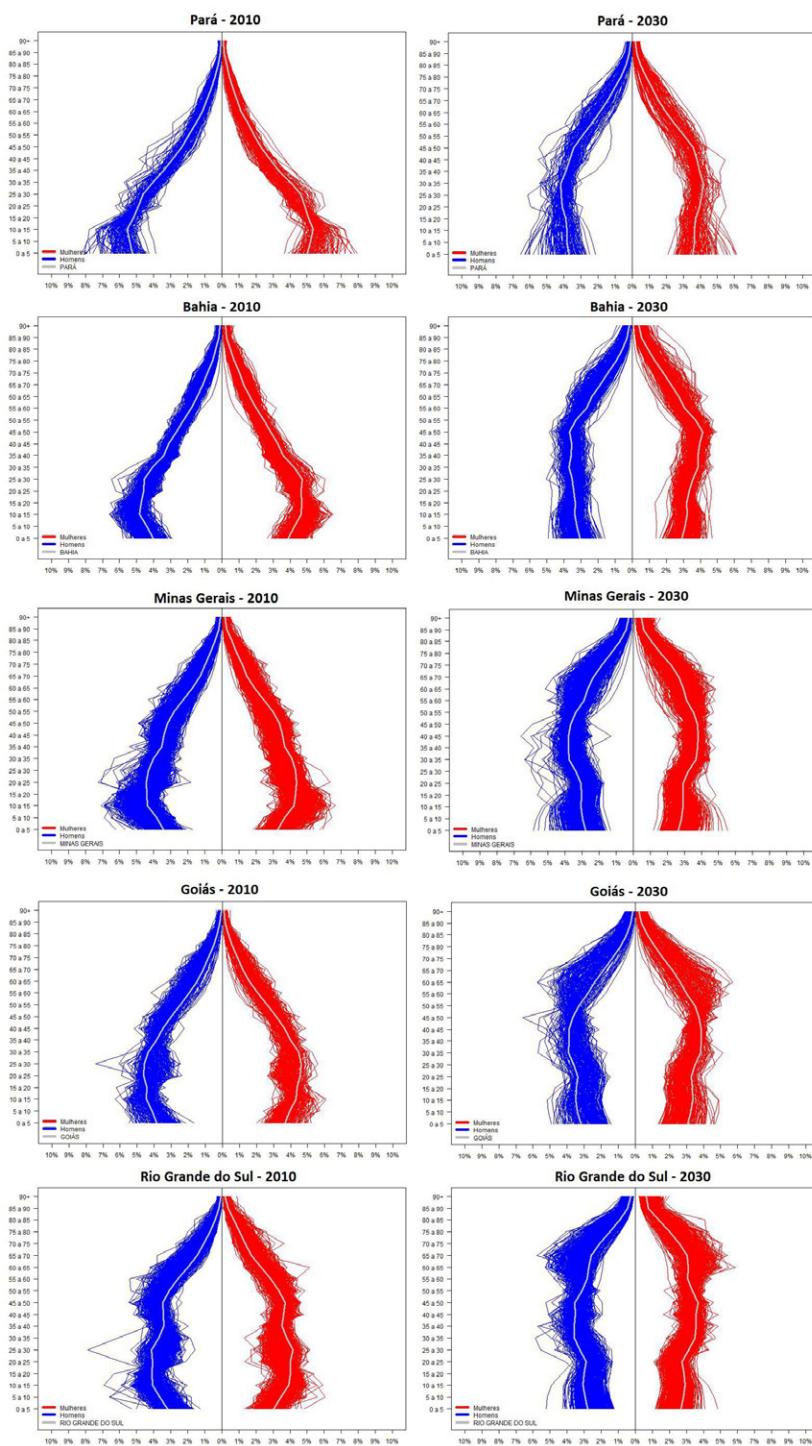
Utilizando o método de relação de coortes (Duchesne, 1989) com suavização dos fatores diferenciais de crescimento pelo estimador bayesiano empírico, foram realizadas projeções populacionais por sexo, grupos de idade e períodos tempo quinquenais para os 5.570 municípios brasileiros no período de 2010 a 2030. A população Brasileira tem experimentado profundas transformações em sua estrutura etária desde metade do século passado. A queda vertiginosa nas taxas de fecundidade em todas as regiões sem perspectivas de reversão do declínio dessas taxas e as tendências de queda continuada nas taxas de mortalidade infantil apontam para um cenário onde a razão de dependência continuará aumentando em todas as regiões do país com importantes impactos nas áreas de saúde, previdência e sociais.

Os resultados das projeções municipais neste estudo não contradizem as tendências nas estruturas dos estados ou grandes regiões. Como exemplo, na Figura 3 mostramos a evolução nas estruturas etárias municipais para 5 estados brasileiros selecionados, um de cada região, entre 2010 e 2030. Nesta figura as linhas azuis e vermelhas representam as estruturas etárias masculinas e femininas, respectivamente. Já as linhas cinzas centralizadas, representam as estruturas etárias para o respectivo estado. Nota-se que a tendência na estrutura etária de cada estado representa uma média das tendências municipais. Percebe-se também que, as áreas menores nas regiões sul/sudeste apresentam, já em 2010, em média, estruturas etárias mais envelhecidas que as áreas menores das regiões norte/nordeste. As pirâmides demonstram o rápido aumento das proporções de população acima dos 65 anos e diminuição das populações mais jovens, com estreitamento da base das pirâmides, fenômeno observado em todas as unidades federativas brasileiras.⁴

As Figuras 4 e 5 mostram a evolução de alguns indicadores em consequência das mudanças na estrutura etária: aumento do percentual da população acima dos 65 anos; evolução da razão de dependência total, com ponto de inflexão em 2020, tanto para homens quanto para mulheres; aumento da razão de dependência idosa (população com 65 anos e mais dividido pela população entre 15 e 64 anos) e; diminuição da razão de dependência jovem (população até 14 anos dividido pela população entre 15 e 64 anos). Cabe ressaltar que os resultados demonstrados nas Figuras 3 e 4 são a média municipal dos 5.570 municípios brasileiros. Neste sentido, quando se fala que em 2020 a razão de dependência total deixará de declinar para começar a aumentar, estamos dizendo que em média, as razões de dependência municipal no Brasil passarão a aumentar a partir de 2020. Essa explicação é análoga para os outros 3 indicadores.

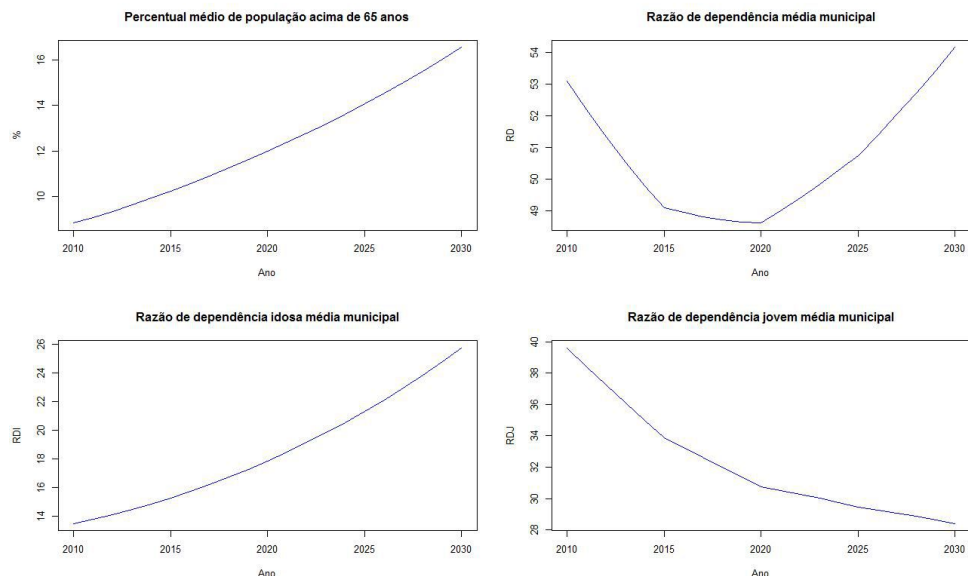
4 As demais pirâmides etárias e rotinas computacionais utilizadas neste trabalho estarão disponíveis no site de Demografia UFRN (s. d.).

Figura 3
 Pirâmides etárias municipais para 5 estados do Brasil, 2010 e 2030



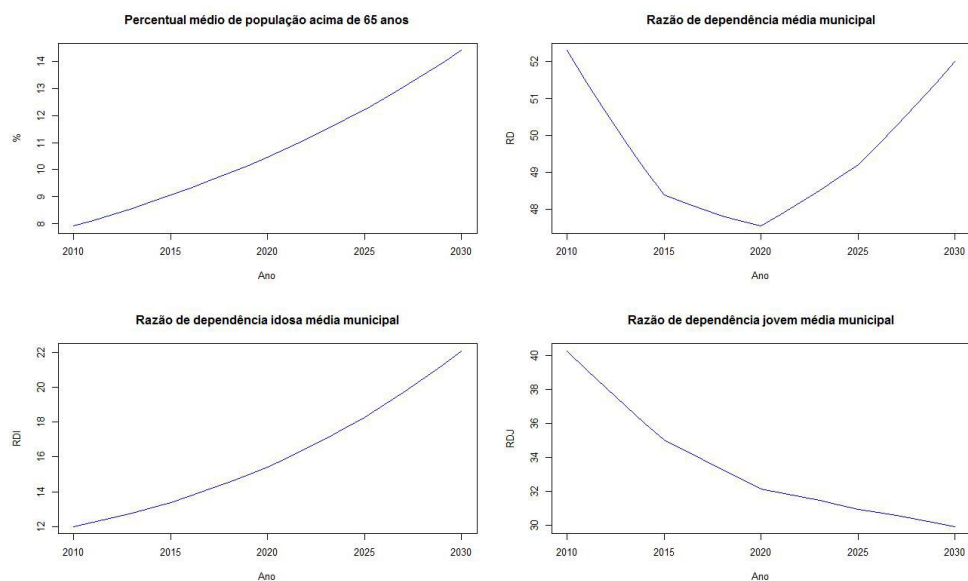
Fonte: Projeções municipais elaboradas a partir de dados básicos dos Censos demográficos 2000 e 2010, e projeções populacionais no nível estadual, revisão 2018, IBGE.

Figura 4
Tendência temporal da média municipal de alguns indicadores populacionais, no período 2010 – 2030. População feminina, Brasil



Fonte: Projeções municipais elaboradas a partir de dados básicos dos Censos demográficos 2000 e 2010, e projeções populacionais no nível estadual, revisão 2018, IBGE.

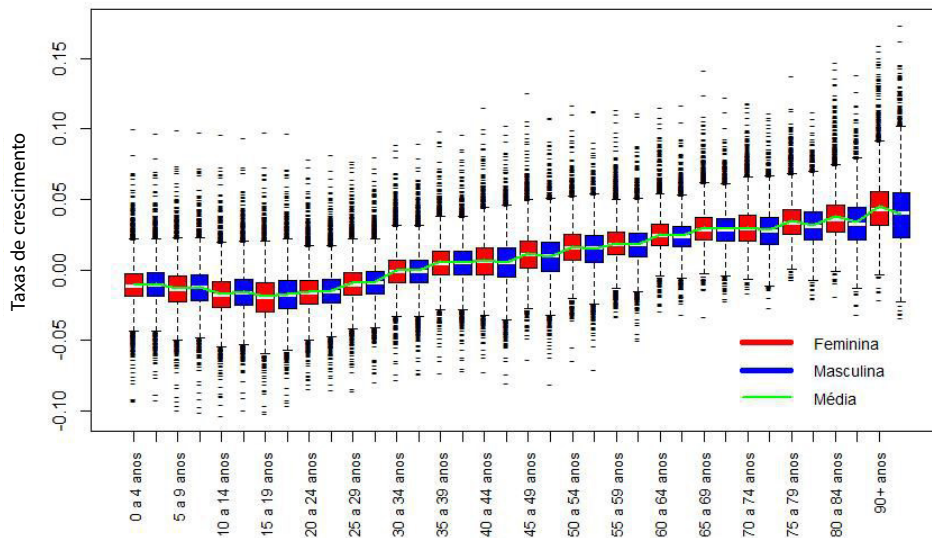
Figura 5
Tendência temporal da média municipal de alguns indicadores populacionais, no período 2010 – 2030. População masculina, Brasil



Fonte: Projeções municipais elaboradas a partir de dados básicos dos Censos demográficos 2000 e 2010, e projeções populacionais no nível estadual, revisão 2018, IBGE.

Uma consequência importante do envelhecimento da estrutura etária é uma redução nas taxas de crescimento populacional. A Figura 6 mostra a distribuição das taxas médias anuais de crescimento exponencial por grupos de idade nos 5.570 municípios brasileiros entre 2010 e 2030. Essa figura reforça o processo de envelhecimento populacional generalizado nas áreas menores do Brasil. Metade dos municípios brasileiros apresentará taxa de crescimento populacional negativa para população abaixo dos 35 anos até 2030, tanto para as mulheres quanto para os homens. Por outro lado, chama a atenção o fato de haver município com taxas de crescimento negativas em grupos etários avançados.

Figura 6
Boxplot das taxas de crescimento entre 2010 e 2030 dos municípios do Brasil por grupos etários e por sexo



Fonte: IBGE (1991, 2000, 2010).

Conforme mencionado anteriormente, outros gráficos com resultados mais detalhados para cada estado do Brasil, assim como as rotinas em R para replicação dos resultados e aplicação do método aqui proposto em outras populações podem ser consultados no site de Demografia UFRN (s. d.). No site disponibilizamos as rotinas em R e acesso ao *GitHub* para usuários interessados em explorar a técnica ou fazer adaptações para aplicações em outras populações.

Considerações finais

Neste artigo propomos uma suavização por um estimador bayesiano empírico nos fatores diferenciais de crescimento do método de relação de coortes para projeções populacionais por sexo e grupos de idade em áreas menores. Este estimador incorpora distribuição espacial de áreas vizinhas e reduz flutuações excessivas no cálculo desses fatores.

Estudos utilizando a abordagem bayesiana para estimar taxas, razões e proporções são relativamente recentes em demografia (Lee, 1997). Uma tentativa de resolver as limitações nos cálculos dos fatores diferenciais de crescimento do método de relação de coortes foi desenvolvida por Assunção (2002). Com base numa metodologia bayesiana hierárquica o autor propôs um modelo estocástico para mensurar a variabilidade dos fatores diferenciais de crescimento em áreas menores. Como resultado, o estudo apontou certa superioridade do modelo bayesiano comparado com outras aplicações do método de relação de coortes para projeções municipais no estado do Paraná (Ipardes e IBGE, 1999). Após decompor a variabilidade dos fatores diferenciais de crescimento em duas componentes, grupos de idade e área, Assunção (2002) concluiu que o efeito de área é maior que o efeito de idade. Ou seja, como antecipamos, a incorporação da distribuição espacial de áreas vizinhas no cálculo dos fatores diferenciais de crescimento do método de relação de coortes é preponderante para projeções populacionais em áreas menores.

A aplicação do método para os municípios do Brasil entre 2000 e 2010 permitiu-nos concluir que a metodologia proposta melhora a precisão das estimativas de população em áreas menores decorrentes das dinâmicas demográficas entre essas áreas. Observou-se uma melhoria na precisão das estimativas tanto para população total quanto para sua distribuição por idade e sexo.

Por outro lado, efeitos produzidos por erros de cobertura ou declaração de idade nos dados de população censitária nas áreas menores não são corrigidos pelo método aqui proposto e podem impactar fortemente as projeções para um logo prazo. Nesses casos, é necessária uma análise e correção nos dados antes de proceder a aplicação do método aqui proposto. A utilização do estimador bayesiano empírico resolve apenas uma das limitações do método de relação das coortes, que é alta variabilidade nas estimativas dos fatores diferenciais de crescimento por grupos de idade e entre áreas vizinhas. O que se fez nesse estudo, no que tange a correção dos dados populacionais, foi comparar a população censitária de 2010 das unidades federativas do Brasil com a população estimada em 2010 pelo IBGE, através do exercício de projeção populacional divulgado por este instituto para as UF, por idade e sexo (IBGE, 2018b).

Aplicações do método para projeções populacionais de todos os municípios do Brasil entre 2010 e 2030 mostraram que o processo de envelhecimento populacional ocorre de forma generalizada no Brasil, com 75 % dos municípios apresentando previsão de taxa de crescimento populacional negativa para a população abaixo dos 25 anos, conforme resultado apresentado na Figura 6. Por outro lado, essa mesma figura apresenta municípios com taxas anuais médias de crescimento populacional negativas para a população dos dois últimos grupos etários, 85 a 89 e 90 anos e mais. Este resultado é intrigante, e deve ser relativizado, uma vez que são estratos populacionais com população ainda menores, portanto mais sujeitos às flutuações aleatórias, ainda que o método de estimação utilizado, como estimador bayesiano empírico, tenha obtido maiores ganhos, em termos de diminuição nos erros de projeção, justamente nesses grupos etários finais.

Por fim, ressaltamos que a combinação de técnicas de estatística bayesiana com métodos demográficos para projeções populacionais é promissora e deve ser considerada pelos demógrafos quando o objetivo é produzir projeções populacionais por sexo e idade em áreas menores. Porém, ressaltamos a necessidade de aplicações e aperfeiçoamentos futuros do método proposto buscando melhorar a precisão nas estimativas produzidas pelo método demográfico de projeções populacionais em áreas menores.

Agradecimentos

Este trabalho contou com o financiamento e apoio administrativo da Secretaria Especial de Assuntos Estratégicos (SAE) da Presidência da República e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento do Brasil (PNUD-Brasil), tendo sido implementado pelo Centro Internacional de Políticas para o Crescimento Inclusivo (IPC-IG). Os autores Flávio H. M. A. Freire e Marcos R. Gonzaga agradecem o suporte financeiro do CNPq (Bolsas de Produtividade em Pesquisa – PQ, processos 312609/2018-3 e 307467/2018-0). Marcos R. Gonzaga agradece ao suporte de pesquisa do CNPq (Edital Universal 14/2013).

Referências

- Alves, M. (2016). *Projeções municipais no Brasil com o método de relação de coortes: uma avaliação de alternativas para estimar o fator K*. Monografia de graduação. Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, RN, Brasil.
- Araújo, J. D. (2012). Polarização epidemiológica no Brasil. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, 21(4), 533-538. doi: 10.5123/S1679-49742012000400002
- Arriaga, E. (2001). *El análisis de la población con microcomputadoras*. Tese de doutorado. Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina.
- Assunção, R.M (2002). Método bayesiano de relação de coortes para projeções de pequenas áreas. *Anais do Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais*, (8), Ouro Preto, MG, Brasil.
- Barros, L. F. W. e Cavenaghi S. M. (2017). Potencialidades e desafios no uso de registros administrativos nas estimativas populacionais municipais: uma análise exploratória para o Brasil no período 1990-2010. *Anais do Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, (20), Foz do Iguaçu, PR, Brasil.
- Brito, L. P. G., Cavenagui S. M. e Jannuzzi P.M. (2010). Estimativas e projeções populacionais para pequenos domínios: uma avaliação da precisão para municípios do Rio de Janeiro em 2000 e 2007. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 27(1), 35-57. doi: 10.1590/S0102-30982010000100004
- Castro, M. C. e Simões, C. (2009). Spatio-temporal trends of infant mortality in Brazil. *Anais IUSSP International Population Conference*, (26), Marrakech, Morocco.
- Cavenagui, S. (2012). *Estimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*. Rio de Janeiro, Brasil: ALAP.
- Corrêa, C. S., Myrrha, L. J. D. e Fígoli, M. G. B. (2011). Métodos AiBi e logístico para projeção de pequenas áreas: uma aplicação para microrregião de Angicos – RN. *International Seminar on Population Estimates and Projections: Methodologies, Innovations and Estimation of Target Population applied to Public Policies*. Rio de Janeiro, CIC, IBGE. Recuperado de http://www.alapop.org/alap/Docs/ProjectionsSeminar/FinalPresentations/Presentation_RioNov2011_Correa&co-authors.pdf
- Cunha, J. M. P. e Baeninger, R. (2005). Cenários da migração no Brasil dos anos 90. *Caderno CRH - Centro de Recursos Humanos da UFBA*, 18(43), 87-101. doi: 10.9771/ccrh.v18i43.18513
- Demografia UFRN (s. d.). Programa de Pós-Graduação em Demografia – UFRN. Recuperado de <https://demografiufrn.net/laboratorios/lepp>

- Duchesne, L. (1989). Proyecciones de población por sexo y edad para áreas intermedias y menores: método "relación de cohortes". En M. P. Granados. (Ed.), *Métodos para proyecciones subnacionales de población* (pp. 71-126). Bogotá: Celade. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/9190/S8900623_es.pdf?sequence=1
- González, L. M. e Torres, E. (2012). Estimaciones de población en áreas menores en América Latina: revisión de métodos utilizados. Em S. Cavenaghi. (Org.), *Estimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente* (pp.105-137). Serie e investigaciones, (2). Rio de Janeiro: ALAP. doi: 10.13140/2.1.2341.3121
- Granados, M. P. (Org.). (1989). *Métodos para proyecciones subnacionales de población*. Bogotá: Cepal, Celade. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/9190/S8900623_es.pdf?sequence=1
- Hamilton, C. H. e Perry, J. (1962). A short method for projecting population by age from one decennial census to another. *Social Forces*, 41(2), 163-170. doi: 10.2307/2573607
- IGBE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)(2018a). *Censo Demográfico 2010 Resultados do Universo*. Rio de Janeiro, Brasil: IGBE. Recuperado de <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2010/inicial>
- IGBE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (2018b). Projeções da População: Brasil e Unidades da Federação. Revisão 2018. *Série Relatórios Metodológicos*, (40). Rio de Janeiro: IGBE.
- Ipardes e IBGE (Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social, e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (1999). *Projeções de população por sexo e idade 1991-2020*. Curitiba/Rio de Janeiro, Brasil: Ipardes, IBGE.
- Jannuzzi, P. M. (2006). *Projeções populacionais para pequenas áreas: método e aplicações*. Rio de Janeiro, Brasil: Escola Nacional de Ciências Estatísticas.
- Jardim, M. de L. T. (2000). Metodologias de estimativas e projeções populacionais para áreas menores: a experiência do Rio Grande do Sul. *Anais do Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, (12), Caxambu, MG, Brasil.
- Justino, J. R., Freire, F. H. M. A. e Lucio, P. S. (2012). Estimação de sub-registros de óbitos em pequenas áreas com os métodos bayesiano empírico e algoritmo EM. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 29(1), 87-100. doi: 10.1590/S0102-30982012000100006
- Lee Es, K. e Eldridgeh, T. (1957). *Population redistribution and economic growth, United States, 1870-1950*. Philadelphia, USA: The American Philosophical Society.
- Lee, P. M. (1997). *Bayesian statistics: An introduction*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Madeira, J. L. e Simões, C. S. (1972). Estimativas preliminares da população urbana e rural segundo as Unidades da Federação, de 1960/1980 por uma nova metodologia. *Revista Brasileira de Estatística*, 33(129), 3-11.
- Marshall, R. (1991). Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *Applied Statistics*, 40(2), 283-294. doi: 10.2307/2347593
- Moura, H. A. (1980). O balanço migratório do Nordeste no período 1950/70. Em H. A. Moura. (Coord.), *Migração interna, textos selecionados*. Fortaleza: BNB/ETENE.
- Naciones Unidas (1975). Métodos para hacer proyecciones de la población urbana y rural. Manual VIII. *Estudios de Población*, (55). New York: Departamento de Asuntos Económicos y Sociales.

- Oliveira, L. A. P. e Oliveira, A. (Orgs.). (2011). *Reflexões sobre os deslocamentos populacionais no Brasil*. Série Estudos e Análises: Informação Demográfica e Socioeconômica, (1). Rio de Janeiro: IBGE.
- Pacheco, C. A. e Patarra, N. (1997). Movimentos migratórios anos 80: novos padrões? Em N. Patarra. (Org.), *Migrações, condições de vida e dinâmica urbana. São Paulo 1980-1993*. Campinas: UNICAMP/IE.
- Paes, N. A. e Albuquerque, M. (1999). Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. *Revista de Saúde Pública*, 33(1), 33-43. doi: 10.1590/S0034-89101999000100006
- Potter, J. E., Schmertmann, C., Assunção, R. e Cavenagui, S. (2010). Mapping the timing, pace, and scale of the fertility transition in Brazil. *Population and Development Review*, 36(2), 283-307. doi: 10.1111/j.1728-4457.2010.00330.x
- Prata, P. R. (1992). A transição epidemiológica no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 8(2), 168-175. doi: 10.1590/S0102-311X1992000200008
- Rao, J. N. K. (2003). *Small area estimation*. Hoboken, USA: Wiley.
- Rees, P. (1989). *Population projections for development planning*. Relatório School of Geography, Leeds University. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10068/498978>
- Santos, R. O. e Barbieri, A. (2015). Projeções populacionais em pequenas áreas: uma avaliação comparativa de técnicas de extrapolação matemática. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 32(1), 139-163. doi: 10.1590/S0102-30982015000000008
- Schramm, J. M. A., Oliveira, A., Leite, I., Valente, J., Gadelha, A., Portela, M. e Campos, M. (2004). Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 9(4), 897-908. doi: 10.1590/S1413-81232004000400011
- Smith, S., Tayman, J. e Swanson, D. A. (2001). *State and local population projections: Methodology and analysis*. New York: Kluwer.
- Sprague, W. W. (2013). *Wood's method: Method for fitting Leslie matrices from age-sex population data, with some practical application*. Dissertation. University of California, Berkeley.
- Swanson, D. A. e Tedrow, L. (2013). Exploring stable population concepts from the perspective of cohort change ratios. *The Open Demography Journal*, 6, 1-17. doi: 10.2174/1874918601306010001
- Waldvogel, B. C. (1998). *Técnicas de projeção populacional para planejamento regional*. Belo Horizonte: UFMG/ CEPDEPLAR.
- Wong, L. L. R. e Carvalho, J. A. (2006). O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 23(1), 5-26. doi: 10.1590/S0102-30982006000100002

Apêndice

Demonstração para $E(K_{i,1})$

$$E(K_{i,1}) = E[E(K_{i,1}|\theta_i)] = E\left[E\left(\frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{ESP_i} \middle| \theta_i\right)\right] = E\left[\frac{1}{ESP_i} E({}_5P_{x+5,i}^{t+10}|\theta_i)\right]$$

Da equação 19, temos que:

$${}_5P_{x+5,i}^{t+10} \sim \text{poisson}(ESP_{i,1} \cdot \theta_i) \text{ e que } E({}_5P_{x+5,i}^{t+10}|\theta_i) = ESP_{i,1} \cdot \theta_i.$$

Logo,

$$E(K_{i,1}) = E \left[\frac{1}{ESP_i} ESP_{i,1} \cdot \theta_i \right] = E[\theta_i]$$

$E(K_{i,1}) = m$ De Marshall (1991), θ_i tem distribuição *a priori* não especificada, $E(\theta_i) = m$ e $v(\theta_i) = A$.

Demonstração para $v(K_{i,1})$

$$v(K_{i,1}) = v[E(K_{i,1}|\theta_i)] + E[v(K_{i,1}|\theta_i)]$$

Da demonstração anterior foi visto que: $E(K_{i,1}|\theta_i) = \theta_i$

Então,

$$v(K_{i,1}) = v(\theta_i) + E[v(K_{i,1}|\theta_i)]$$

$$v(K_{i,1}) = v(\theta_i) + E \left[v \left(\frac{{}_5P_{x+5,i}^{t+10}}{ESP_i} \middle| \theta_i \right) \right] = v(\theta_i) + E \left[\frac{1}{(ESP_i)^2} v({}_5P_{x+5,i}^{t+10} | \theta_i) \right]$$

Numa distribuição de Poisson, $E({}_5P_{x+5,i}^{t+10} | \theta_i) = v({}_5P_{x+5,i}^{t+10} | \theta_i)$

Novamente, da equação 19, temos que:

$${}_5P_{x+5,i}^{t+10} \sim \text{poisson}(ESP_{i,1} \cdot \theta_i) \text{ e } E({}_5P_{x+5,i}^{t+10} | \theta_i) = ESP_{i,1} \cdot \theta_i \text{ e}$$

Retomando,

$$v(K_{i,1}) = v(\theta_i) + E \left[\frac{1}{(ESP_i)^2} v({}_5P_{x+5,i}^{t+10} | \theta_i) \right] = v(\theta_i) + E \left[\frac{1}{(ESP_i)^2} ESP_{i,1} \cdot \theta_i \right]$$

$$v(K_{i,1}) = v(\theta_i) + \frac{1}{ESP_{i,1}} E(\theta_i)$$

$$\boxed{v(K_{i,1}) = A + \frac{m}{ESP_{i,1}}}$$

Demonstração para A

Falta conhecer os estimadores das variâncias de θ_i e $K_{i,1}$, o que equivale a conhecer A . Tomando s^2 como o estimador para a variância do fator K ponderada pelo tamanho da área, temos:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n {}_5P_{x-5,i}^t (K_{i,1} - m)^2}{T},$$

onde $T = (\sum_{i=1}^n {}_5P_{x-5,i}^t)$ e n é a quantidade de pequenas áreas numa determinada UF.

Vamos tomar duas expressões:

$$E(K_{i,1} - m)^2 = V(K_{i,1}) = A + \frac{m}{ESP_{i,1}} \quad (I)$$

$$E(s^2) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^n {}_5P_{x-5,i}^t E(K_{i,1} - m)^2 \quad (II)$$

Agora, substituindo (I) em (II), temos:

$$E(s^2) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^n {}_5P_{x-5,i}^t \left(A + \frac{m}{ESP_{i,1}} \right) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^n \left({}_5P_{x-5,i}^t A + {}_5P_{x-5,i}^t \frac{m}{ESP_{i,1}} \right)$$

$$E(s^2) = \frac{A}{T} \sum_{i=1}^n {}_5P_{x-5,i}^t + \frac{m}{T} \sum_{i=1}^n \frac{{}_5P_{x-5,i}^t}{ESP_{i,1}}$$

Como já foi dito, $T = (\sum_{i=1}^n {}_5P_{x-5,i}^t)$. Portanto,

$$E(s^2) = A + m \sum_{i=1}^n \frac{{}_5P_{x-5,i}^t / T}{ESP_{i,1}}$$

A partir da expressão acima, estimamos A por:

$$\hat{A} = s^2 - \hat{m} \left[\sum_{i=1}^n \frac{{}_5P_{x-5,i}^t / T}{ESP_{i,1}} \right]$$

Como fica o estimador bayesiano empírico θ_i para o $K_{i,2}$ na fórmula

$${}_5P_{x+10,i}^{t+10} \sim \text{poisson}(ESP_{i,2} \cdot \theta_i)$$

onde θ_i é o risco da população da coorte ser maior ou menor que o esperado sob a hipótese de que a área menor i possua a mesma razão de sobrevivência que a área maior. Com isso, tem-se que a média condicional de ${}_5P_{x+10,i}^{t+10}$ é $E({}_5P_{x+10,i}^{t+10} / \theta_i) = ESP_{i,2} \theta_i$. O estimador de máxima-verossimilhança para θ_i é o fator $K_{i,2}$.

O estimador bayesiano empírico para $K_{i,2}$ é dado por:

$$\hat{\theta}_i = \hat{m} + \hat{c}_i (K_{i,2} - \hat{m})$$

onde,

$$\hat{m} = \frac{\sum_{i=1}^n {}_5P_{x+10,i}^{t+10}}{\sum_{i=1}^n ESP_{i,2}}$$

n indica o número de pequenas áreas e \hat{m} deve ser interpretado como sendo o fator K médio para todo o conjunto de áreas, ou seja, a área maior. Portanto, \hat{m} é 1. O fator de contração:

$$\hat{A} = s^2 - \hat{m} \left[\sum_{i=1}^n \frac{{}_5P_{x,i}^t / T}{ESP_{i,2}} \right]$$

$$\hat{c}_i = \frac{v(\theta_i)}{v(K_{i,2})} = \frac{\hat{A}}{\hat{A} + \frac{\hat{m}}{ESP_{i,2}}}$$

onde,

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n {}_5P_{x,i}^t (K_{i,2} - \hat{m})^2}{T}$$

$$T = (\sum_{i=1}^n {}_5P_{x,i}^t)$$

Migración de las grandes ciudades de América Latina: el efecto rejuvenecedor, 1975-2010

Migration of Latin American Big Cities: The Rejuvenating Effect 1975-2010

Jorge Rodríguez Vignoli

Orcid: 0000-0002-5877-5197

jrodriguezvignoli@yahoo.com

*Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía,
División de Población, Comisión Económica para América
Latina y el Caribe, Santiago de Chile*

Resumen

Diferentes teorías prevén un agotamiento económico de las grandes ciudades y una reversión de su atractivo migratorio. Otras teorías pronostican su fortalecimiento como centros de control y comando en la economía globalizada que mantendrán su atractivo migratorio, a la larga selectivo, en términos socioeconómicos. Este debate normalmente no considera la selectividad por edad de la migración, y en particular, el atractivo histórico de las grandes ciudades para los jóvenes. Mediante la explotación novedosa de microdatos censales de las décadas de 1980 a 2010 de una veintena de ciudades grandes de América Latina, se estiman las tasas de migración únicamente internas, por edad, y se calculan los efectos de la migración sobre el crecimiento y la composición etaria de estas ciudades con procedimientos de reciente factura. Los resultados ratifican el pertinaz atractivo de las ciudades para los jóvenes, y que, pese al descenso de este, la migración interna sigue rejuveneciendo a las grandes ciudades.

Abstract

Some theories foresee an economic decline of large cities as well as a reversal of their migratory appeal. Other theories predict its strengthening as centers of control and command in the globalized economy, keeping its migratory appeal, eventually more selective in socioeconomic terms. This debate ignores the selectivity by age of migration, and in particular, the historic attraction of large cities for young people. Then, through the intensive use of census microdata

Palabras clave

Migración interna
Urbanización
Ciudades
Estructura por edad
Juventud

Keywords

Internal migration
Urbanization
Cities
Age structure
Life course
Youth

from the 1980s to 2010 of twenty large cities in Latin America, internal migration age rates are estimated and the effects of internal migration on growth and age composition are calculated, the latter by using fresh procedures. The results confirm that cities are still drawing young people, although at a lower rate, and migration still rejuvenates large cities.

Recibido: 22/07/2019

Aceptado: 04/11/2019

Introducción

Las grandes ciudades de América Latina y el Caribe —que en el presente texto se definen como aquellas áreas metropolitanas que cuentan con más de un millón de habitantes, en línea con clasificaciones internacionales (DESA, 2018)—, concentran una fracción significativa de la población, los recursos y el poder de la región (Cepal [Comisión Económica para América Latina y el Caribe], 2012; Prado, Jordán y Riffo, 2017; Villa y Rodríguez, 1997). En ese sentido, acaparan una parte sustancial de las oportunidades de bienestar existentes y, al mismo tiempo, arrastran un conjunto creciente de problemas y riesgos para la población que reside en ellas. El pronóstico predominante es que esto último tarde o temprano sobrepasa las oportunidades, y que esta inflexión conduce a la pérdida de atractivo económico y migratorio de las grandes ciudades, que podrían pasar a terreno negativo (Cepal, 2012; Chávez et al., 2016; Pacione, 2009).

Estos pronósticos pasan por alto un atributo crucial: la edad de la población. Desde las denominadas “leyes de la migración” planteadas por Ravenstein a fines del siglo XIX (White, 2016), se reconoce que la edad es una variable decisiva, tanto para la intensidad de la migración como para el sentido o dirección de los flujos migratorios. Esta relación fue formalizada, al menos en lo que refiere al vínculo entre edad y probabilidad de migrar, por Rogers y Castro (1982) y todos los análisis recientes a escala mundial sugieren que el vínculo pervive (Bell et al., 2015).

Por otra parte, numerosos trabajos han mostrado que la edad no solo influye en la intensidad, sino también en la dirección de la migración, porque la edad es el principal eje del ciclo de vida de los hogares y del curso de vida de las personas, y las preferencias residenciales de las personas están influidas decisivamente por su curso de vida y, por ende, por la edad (Dureau et al., 2002; Dureau, 2014; Florida, 2005; Williamson, 1988). Es por ello que el tema de esta investigación es la migración de las grandes ciudades de América Latina, analizada desde una perspectiva etaria. Más concretamente, su objetivo es examinar el efecto de la migración sobre dos aspectos de la dinámica y estructura etaria de la población: i) el crecimiento demográfico de los grupos etarios en las grandes ciudades, y ii) la composición por edad de la población de las grandes ciudades, con distinciones entre inmigración y emigración.

Cabe destacar que la presente investigación solo considera la migración interna, es decir, el intercambio migratorio de las grandes ciudades con el resto del país. De esta manera, se excluye desde el primer momento cualquier referencia y análisis a la migración internacional. Esta última no se examina porque el censo no permite estimaciones de la emigración internacional en la mayoría de los países incluidos en el estudio, lo que impide aplicar los procedimientos novedosos usados en la investigación.

La investigación usa intensivamente las bases de microdatos en formato Redatam de los últimos censos de población y vivienda oficiales¹ con que cuentan siete países de América Latina. Estos siete países cubren la diversidad sociocultural, económica, demográfica y geográfica de la región. Su selección consideró, además, que tenían al menos dos bases de microdatos censales disponibles en Redatam, y que una de ellas correspondía al censo de la década de 2010, para poder ofrecer el análisis más actualizado posible.

Un aporte especial de la investigación radica en su extendida perspectiva temporal (1975-2010) basada en el uso de definiciones transparentes y constantes de las grandes ciudades, lo que permite comparabilidad intertemporal. Esto tiene como contracara el uso de definiciones territoriales que van perdiendo correspondencia con la ciudad efectivamente existente en el pasado, lo que puede influenciar algunos resultados migratorios.

Con base en este análisis empírico, la investigación persigue, a grandes rasgos, tres grandes objetivos: i) estimar el efecto de la migración sobre el crecimiento de la población de las ciudades por edad e identificar cuál es el impacto de la migración sobre la concentración de la población en las grandes ciudades, desagregando este impacto por edad; ii) estimar el efecto de la migración sobre la composición etaria de la población de las ciudades, y iii) vincular los efectos anteriores con potenciales factores determinantes descritos en la literatura sobre el tema, considerando las especificidades de las ciudades analizadas. Luego de esta introducción, la investigación se estructura en las siguientes cuatro secciones:

- Debate teórico en dos ejes: el relativo a la concentración de la población en grandes ciudades, y el que refiere al atractivo de las grandes ciudades, en particular para los jóvenes. A partir de estos dos ejes se fundamentan cuatro hipótesis para su examen empírico: i) las grandes ciudades han reducido su atractivo migratorio y la migración pierde gradualmente su condición de fuerza concentradora de población en las ciudades grandes; ii) las ciudades grandes atraen más a los jóvenes que al resto de las edades; iii) el atractivo migratorio de las grandes ciudades se ha reducido para todas las edades, pero su reducción ha sido menor para los jóvenes, y iv) como consecuencia de lo anterior, pese a la reducción del atractivo migratorio de las ciudades para los jóvenes, la tendencia del efecto rejuvenecedor de la migración es incierta e incluso podría aumentar.
- El marco metodológico, que presta especial atención a los procesamiento necesarios para las estimaciones de los indicadores estándares de la migración y, sobre todo, a los procedimientos novedosos aplicados para estimar el efecto de la migración sobre la composición etaria de la población.
- Los resultados, donde se examinan las cuatro hipótesis derivadas del debate teórico que guían la investigación con los datos necesarios para su evaluación empírica. Primero, se sistematizan y analizan los indicadores estándares de la migración *reciente*² por edad obtenidos mediante los procesamiento especiales de las bases de microdatos censales de cada una de las veinte ciudades estudiadas. Su foco es el *efecto crecimiento* de la migración sobre la población de las ciudades. Y segundo, se exponen y examinan los indicadores sintéticos novedosos del efecto de la migración sobre la composición etaria

1 Entre dos y cuatro censos, de acuerdo al país.

2 Medición del tipo "fecha fija", con pregunta retrospectiva sobre la División Administrativa Menor (DAME), típicamente municipio de residencia 5 años antes del censo.

de las veinte ciudades estudiadas, con especial atención en el efecto sobre la proporción de jóvenes, distinguiendo entre el efecto de la inmigración y de la emigración.

- Por último, la sección de reflexiones finales, que combina la discusión de los principales hallazgos y resultados, con las conclusiones más relevantes de la investigación y los desafíos para la investigación futura.

Debate teórico

Las visiones homeostáticas o autorreguladoras de la sociedad suponen que una vez superado cierto umbral de concentración de la población en el espacio, aparecen desequilibrios que entrañan costos, deseconomías y desincentivos que desatan fuerzas desconcentradoras, y que finalmente se imponen restituyendo el equilibrio, eventualmente en niveles superiores, o al menos distintos al previo. En el caso de las grandes ciudades, sus tamaños crecientes, en algún momento no anticipable y variable según los casos, devienen en disfuncionales para la población y las actividades productivas. En este contexto, las localizaciones alternativas, como las ciudades intermedias o incluso pequeñas, llegan a ser más dinámicas por la relocalización de factores productivos, lo que reduce la pujanza económica de las grandes ciudades y su atractivo migratorio, y reduce los índices de concentración demográfica (Banco Mundial, 2009; Cuervo y González, 1997; Fujita, Krugman y Venables, 2000; Henderson, 2003; Pacione, 2019; Rodríguez, 2017; Williamson, 1965). Por su parte, varios enfoques evolucionistas de la localización de la población anticipan como escenario final uno de desconcentración o incluso de “contraurbanización”, como reacción social y cultural a la expansión excesiva de las grandes ciudades y sus concomitantes problemas (Berg et al., 1982; Geyer y Kontuly, 1993; Pacione, 2009).

Sin embargo, hay visiones alternativas. Los enfoques marxistas subrayan las tendencias inherentes del sistema a la concentración de todo tipo, incluyendo la geográfica, que por lo demás, era considerado como facilitado por la expansión de las fuerzas productivas, debido a su vínculo con la actividad fabril (Cuervo y González, 1997). La aplicación de estos enfoques bajo la modalidad imperialista del capitalismo y su dinámica “centro-periferia” conduce a un escenario recursivo a escala subnacional en el cual el “centro” es la gran ciudad o las grandes ciudades, y la “periferia”, el resto del sistema de asentamiento humanos y el ámbito rural en particular (Quijano, 1973). El enfoque de la ciudad global (Sassen, 1991), por su parte, revaloriza las grandes ciudades como centros de control y comando irremplazables y, más aún, fortalecidos con la globalización capitalista en curso. La hipótesis de la “desconcentración concentrada” sugiere que la relocalización de la actividad económica y de la población se dirige principalmente hacia zonas cercanas a las grandes ciudades, las cuales, lejos de perder peso económico y demográfico, amplían su rango de influencia y expanden su escala con este proceso (Cunha, 2015, 2018; Frey, 1987; Sabatini, 1991).

Y también hay posiciones intermedias. Algunos enfoques evolucionistas, por ejemplo, sugieren la posibilidad de una nueva concentración final. Desde la economía política, investigadores que recogen el legado marxista y plantean que la ciudad es el lugar más adecuado para la productividad, ganancia y acumulación capitalista, también reconocen que estas son el espacio donde mejor se desenvuelven las resistencias y la reorganización política en torno a los derechos de los trabajadores y los ciudadanos. Justamente entre las expresiones de estas luchas de los trabajadores y ciudadanos

se encuentran procesos redistributivos favorables a los trabajadores que pueden reducir las ganancias a corto plazo de las empresas. Habida cuenta de lo anterior, el capital, en su insaciable búsqueda de ganancia creciente, comienza a diversificarse territorialmente, y en particular, a buscar localizaciones alternativas en ciudades secundarias o en la periferia de la economía global (Harvey, 2014).

En el caso de América Latina, la mayor parte de los enfoques teóricos han destacado las fuerzas concentradoras y la centralidad de las ciudades, que fueron los núcleos de imposición y articulación del proyecto mercantil y, luego, capitalista periférico que ha dominado la región desde la Conquista (Hardoy, 1980; Romero, 1976). En particular, el enfoque histórico-estructural describió detalladamente las fuerzas promotoras de la concentración, estrechamente relacionadas con la migración campo-ciudad. Primero, la estructura altamente concentrada de la propiedad rural y la agricultura de subsistencia de la mayor parte de los campesinos eran fuerzas expulsoras poderosa de población rural. Segundo, la migración rural-urbana masiva proporcionaba una abundante reserva de mano de obra en las ciudades para la actividad industrial. Y tercero, la enorme desigualdad territorial y la concentración de oportunidades en las ciudades incentivaba los desplazamientos de población hacia ellas (Martine, 1979; Singer, 1973). Por su parte, desde el enfoque estructuralista y la propuesta de industrialización promovida por el Estado y levantada por la Cepal, se usaba el enfoque centro-periferia, que normalmente se asocia a mecanismos y procesos que tienden a reproducir la concentración en las ciudades, donde radica el motor de la industrialización (Prado, Jordan y Riffo, 2017).

No obstante, incluso antes del cambio en la estrategia de desarrollo producido hacia finales del siglo XX, que implicó una apertura económica, una revalorización de la producción primaria para la exportación y una erosión de las fuerzas de concentración basadas en la industrialización, junto a otros factores que debilitaron a las ciudades en particular a las grandes, el debate teórico en la región reconocía las posibilidades de la desconcentración. De hecho, uno de los autores más relevantes del enfoque “histórico-estructural” plantea que las políticas y programas públicos desconcentradores podían atenuar la histórica concentración en las grandes ciudades, con base en la experiencia de su país, Brasil (Singer, 1973). A lo anterior se le suma el indudable desgaste de las grandes ciudades desde la década perdida (1980), que las afectó particularmente y que recortó fuertemente su atractivo. Si bien la situación durante el siglo XXI no ha sido de declinación persistente, la acumulación de déficit y problemas en las ciudades grandes sugiere la continuación de su desgaste y el deterioro de su atractivo, lo que debiera expresarse en sus intercambios migratorios y eso es justamente uno de los objetivos de esta investigación.

Respecto a la migración por edad, numerosos trabajos han mostrado que los jóvenes son más propensos a migrar, lo que se debe a varios factores, muchos de ellos asociados a la noción de ciclo de vida de los hogares y del curso de vida de las personas a las especificidades sociales y hasta psicológicas de esta fase (Greenwood, 1997; White, 2016). Durante la juventud suelen producirse varios hitos que se asocian a la migración, sea como antecedente o como resultados. La entrada a la unión, la formación de familia y la tenencia de hijos suelen implicar cambios residenciales y migración, lo mismo que la conclusión del ciclo de educación secundaria y el inicio de la educación terciaria. Por su parte, la incorporación a la fuerza laboral también supone una búsqueda que puede implicar migración. Por otro lado, los compromisos familiares suelen alcanzar su menor grado durante la juventud, justamente por el proceso de emancipación que

tiende a darse en esta etapa. Esta menor responsabilidad para con otros también es un factor facilitador de la migración. Por último, la definición de proyectos de vida que suele ocurrir durante la juventud favorece que los jóvenes sean más proclives a tomar decisiones migratorias relacionadas con la implementación de tales proyectos (Rodríguez, 2008).

Por otra parte, la edad influye en la dirección de la migración porque esta es el principal eje del ciclo de vida de los hogares y del curso de vida de las personas (Florida, 2005; Rodríguez, 2008; Williamson, 1988). Esto se debe, por una parte, a que los requerimientos de hogares y personas varían según las fases de su ciclo y de su curso, y por otra, a que la migración apunta en general a satisfacer requerimientos de hogares y personas. Es natural que requerimientos diferenciados según la edad impliquen migraciones desde orígenes y hacia destinos diferenciados (Sabater, Graham y Finney, 2017). En este marco hay abundante evidencia sobre el atractivo que ejercen las grandes ciudades para los jóvenes (Florida 2005; Rodríguez y Rowe, 2018; Williamson, 1988). El campo y las ciudades pequeñas combinan fuerzas expulsoras de jóvenes, en su mayoría vinculados a la falta de oportunidades y de espacios de desarrollo personal, experimentación y conocimiento de pares, con débiles capacidades de retención. En contraposición, las ciudades ofrecen una diversidad de oportunidades laborales y de opciones educativas, junto a variados espacios para el intercambio con pares y una oferta de vivienda más afín a las necesidades de los jóvenes. Este contrapunto es particularmente fuerte en la región, donde la concentración de oportunidades y recursos en las ciudades, por ejemplo, en materia de establecimientos educativos secundarios y, sobre todo, terciarios de prestigio, es marcada (Rama, 2015).

De esta manera, hay antecedentes para anticipar efectos etarios de la migración para la ciudad como un todo, específicamente su rejuvenecimiento. Sin embargo, tales antecedentes carecen de una sistematización adecuada, de un reconocimiento de sus especificidades y de una validación empírica con datos de la región, que es justamente uno de los objetivos de esta investigación, en particular en materia del efecto de la migración sobre la composición etaria a escala metropolitana.

A partir de este debate conceptual, se derivan cuatro grandes hipótesis que son evaluadas empíricamente en este estudio: i) las grandes ciudades han reducido su atractivo migratorio y la migración pierde gradualmente su condición de fuerza concentradora de población en las ciudades grandes; ii) las ciudades grandes atraen más a los jóvenes que al resto de las edades; iii) el atractivo migratorio de las grandes ciudades se ha reducido para todas las edades, pero su reducción ha sido menor para los jóvenes, y iv) en consecuencia de lo anterior, pese a la reducción del atractivo migratorio de las ciudades para los jóvenes, la tendencia del efecto rejuvenecedor de la migración es incierta e incluso podría aumentar.

Metodología

Ciudades objetivo y seleccionadas

Las grandes ciudades son las unidades de análisis de esta investigación. Se definen como aquellas con más de un millón de habitantes. Se trata de una definición estándar usada por organismos internacionales para efectos de definir categorías de tamaño dentro de los sistemas de ciudades y comparar patrones y tendencias a escala mundial (DESA, 2018). Ciertamente se trata de un criterio discutible dado que es una cifra

arbitraria, puede esconder diversidad de situaciones, y no considera los contextos nacionales (una ciudad de un millón de habitantes puede ser la cúspide del sistema de ciudades de un país rural y con poca población y, en cambio, puede ser una ciudad intermedia y de influencia solo regional o local en un país urbanizado y populoso). Pero aun reconociendo estas críticas, las ciudades con un millón o más habitantes no superan las setenta en América Latina (DESA, 2018; Rodríguez, 2017), y todas ellas se distinguen por ser al menos un centro de influencia de alcance regional (subnacional), formar parte de la cúspide económica y política del sistema de asentamientos humanos de sus países, y compartir desafíos en materia de gestión, gobernabilidad y condiciones de vida de sus poblaciones. Entonces, lo que ocurre en estas ciudades, donde reside un tercio de la población latinoamericana, es decisivo para la región, y por ello examinarlas resulta no solo de interés académico, sino también de importancia para el desarrollo nacional y territorial.

En este estudio se presenta un primer paso del examen sistemático de la migración de las ciudades grandes de la región. Se analiza solo una muestra de ellas, seleccionadas para dar cuenta de la diversidad regional, ya que se localizan en países de todo el espectro en materia demográfica y socioeconómica y se distribuyen en las tres subregiones de América Latina y el Caribe (América del Sur, Mesoamérica y el Caribe). También fue decisivo para su selección un criterio operativo: disponibilidad de datos censales para al menos las dos últimas rondas censales e idealmente para las cuatro últimas. Finalmente, también influyeron investigaciones previas, la investigación previa, pues en los casos de Brasil y México, con varias ciudades de un millón o más de habitantes, se optó por aquellas incluidas en un estudio comparativo de alcance regional, que permitía usar sus datos y definiciones como insumos para el presente trabajo. Esto dejó fuera a algunas ciudades con especificidades relevantes en ambos países, como las ciudades grandes de la frontera norte en México y las ciudades amazónicas en Brasil. En tal sentido, los resultados mostrados en este trabajo no son necesariamente válidos para todas las ciudades grandes, por lo cual el desafío futuro es ampliar el análisis a todas ellas en América Latina y así tener un cuadro totalmente representativo de la dinámica migratoria y del efecto de la migración sobre la estructura etaria del segmento superior del sistema de ciudades regional.

Considerando lo anterior, se examinaron diecinueve ciudades grandes y se incluyó una ciudad mediana (Cuenca) por su centralidad regional en el país, como control. Estas veinte ciudades están localizadas en ocho países de América Latina. Todo ellos cuentan con microdatos de los censos de las décadas de 2000 y 2010, al menos. Las ciudades seleccionadas son, por país:

Brasil: Belo Horizonte, Brasilia, Curitiba, Recife, Río de Janeiro, Salvador y São Paulo

Costa Rica: San José

Ecuador: Guayaquil, Quito y Cuenca

México: Ciudad de México, Guadalajara, Monterrey y Toluca

Panamá: Ciudad de Panamá

República Dominicana: Santo Domingo

Uruguay: Montevideo

Venezuela: Caracas y Maracaibo

Los límites de estas ciudades se tomaron de Rodríguez (2019), quien a su vez usó como fuente principal la base de datos de la Distribución Espacial de la Población y Urbanización en América Latina y el Caribe (Depualc) de la Comisión Económica para América y el Caribe (Cepal, s. f.) y a un estudio regional de la Cepal de 2014. Un punto clave es que estas definiciones corresponden a la noción de “áreas metropolitanas”, es decir, que no se limitan a la ciudad histórica o a la mancha urbana estricta, sino que procuran identificar el amplio espacio donde se localizan todos los asentamientos que integran la ciudad mediante vínculos oficiales y/o sustantivos (como los desplazamientos diarios para trabajar o estudiar). Ahora bien, la inexistencia de una metodología única para establecer los límites del área metropolitana, así como la necesidad de trabajar con las Divisiones Administrativas Menores (DAME) para medir la migración, se tradujo en definiciones basadas en DAME. Como toda definición, puede ser objeto de críticas, pero en este caso, la apoya el trabajo sistemático de la base de datos de Depualc. En términos formales, se mantendrá la voz *grandes ciudades* o *ciudades grandes* a lo largo del trabajo para facilitar la redacción, lectura y consistencia de lenguaje. Pero se reitera que se trata, en realidad, de aglomerados o áreas metropolitanas. Para permitir un análisis diacrónico apropiado, la definición territorial vigente se mantuvo retrospectivamente.

Fuente, periodo de observación y comparabilidad intertemporal de las ciudades

La fuente de la investigación son las bases censales de microdatos de los países antes mencionados disponibles en el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade), desde los censos de la ronda de 1980. Por ello, la investigación usará microdatos de cuatro rondas censales: 1980, 1990, 2000 y 2010, y su referencia temporal será, en los países con censos en las cuatro rondas mencionadas, 1975-2010 (llegando hasta 2011, porque un par de países levantaron su censo ese año).

Todas las ciudades incluidas en la investigación se localizan en países que cuentan con datos censales, que permiten la construcción de matrices de migración entre ciudades para los censos de la ronda de 2000 y 2010. Por ello, el lapso 1995-2011 será objeto de particular atención en el análisis comparativo. Se trata, además, de un periodo que pareciera ser de inflexión en muchos sentidos, en particular el relativo al atractivo de las grandes ciudades. Sin embargo, a la fecha no ha sido estudiado con una perspectiva regional y el detalle necesario, por lo cual esta investigación será una contribución a esta laguna de datos y conocimiento.

Aunque los censos tienen problemas de cobertura y de calidad, en general siguen siendo la única fuente disponible en la región para la estimación de la migración interna (Bell y Muhidin, 2009; Bilsborrow, 2016; Rodríguez, 2017). En cualquier caso, las bases de datos ya han sido evaluadas y la base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC) del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade, 2010) sugieren que sí se pueden usar con éxito para generar las matrices de migración necesarias para los cálculos claves de la investigación, más allá de sus limitaciones y problemas, como la mala declaración (en general escasa) y la no respuesta (Cabella, Macadar, Ruiz y Rodríguez, 2014).

Como ya se explicó, la definición territorial de las ciudades es a la vez crucial y compleja. Una vez decidida esta definición territorial, el requerimiento de comparabilidad intertemporal se satisface sí y solo sí se mantienen las definiciones durante todo el

periodo de observación. Por ello, la definición se aplicará durante todo el periodo de referencia. En los casos en que las DAME constitutivas del área metropolitana en el censo de la ronda de 2010 no existieran en censos previos, se identificó la DAME de origen y esa se incluyó como parte de la ciudad.³

Esta opción de mantener la definición territorial de 2010 tiene efectos colaterales. El más importante es que, objetivamente, mientras más antiguo es el censo, menos ajuste habrá entre esta definición y la realidad metropolitana vigente a la fecha del censo. La extensión actual de Brasilia, por ejemplo, es objetivamente diferente de la que existía en 1975 (el periodo 1975-1980 se capta en el censo de 1980), y por ello sus flujos migratorios podrían estar sesgados con la definición actual. Así, la inmigración neta de la ciudad real en 1975-1980 podría ser mayor que la captada con la definición usada en este estudio si la periferia lejana actual, zona fuera de la ciudad en 1975-1980, registraba un intercambio bilateral negativo con el polo. Lo contrario, es decir, que la inmigración real de la ciudad en 1975-1980 fuera menor que la registrada con la definición usada en este trabajo, sería cierto si la periferia lejana registraba un intercambio migratorio bilateral positivo con el polo. Cualquiera sea el caso, y más allá de los pro y contras de la decisión metodológica presentada, la información disponible para cada ciudad también está a escala de municipios, por lo cual se pueden proporcionar tales matrices a solicitud y rehacer los cálculos con diferentes definiciones de las ciudades de acuerdo a la decisión de los investigadores.

Medición del efecto rejuvenecedor de la migración de las grandes ciudades

En el Cuadro 1 se presenta una matriz clásica de migración de una ciudad incluida en este texto, en un formato muy sintético de 3 x 3 (ciudad, resto del Estado y resto del país). El Cuadro 1 también muestra algunos indicadores derivados como inmigrantes, emigrantes, migración neta y migración bruta. Se trata del instrumento tradicional para medir los flujos migratorios y su efecto de crecimiento, que en el caso de la ciudad expuesta en el Cuadro 1 alcanza una pérdida de población de 5 años y más por migración interna, del orden de 59 000 personas en el periodo 1995-2000. La tasa de migración neta muestra este efecto en términos relativos y alcanza -0.7 anual por mil (cociente entre 59.159/5 y 16.238.202, que es la población media entre 16.208.622 y 16.267.781).

Para obtener el efecto crecimiento por edad, la misma matriz se calcula para las diferentes edades de interés. Los efectos absolutos y relativos de la migración sobre el crecimiento de la población por edad, corresponde al grupo de edad al final del periodo de observación. Ahora bien, el efecto de la migración sobre la composición de la población, en este caso sobre la composición etaria de la población, requiere de instrumentos novedosos, en particular, de la matriz de indicadores de flujo. El cálculo de estas matrices supone operaciones aritméticas entre matrices para obtener indicadores de cada flujo (o casillero o celda de la matriz). De esta forma, la matriz deja de contener personas y pasar a contener indicadores de los flujos. Luego, mediante manipulación de marginales y diagonal análoga a la efectuada para obtener saldos y tasas migratorias tradicionales, se obtienen los efectos de la migración sobre el indicador incluido en la matriz. El procedimiento es sencillo y sus resultados son

3 Sin excepción, la "creación" de nuevas DAME se debió a subdivisiones íntegras de antiguas DAME en dos o más nuevas DAME, lo que permite realizar este ajuste.

sintéticos y muy comunicativos. Con todo, tiene supuestos; no se puede aplicar a cualquier variable (o indicador) y supone procesar los microdatos censales con un mayor grado de sofisticación que lo requerido por las matrices tradicionales de migración.

Cuadro 1
*Ciudad de México, resto de municipios del Estado de México
y resto del país, 2000: población de 5 años y más según lugar
de residencia en 1995 e indicadores de la migración*

| Residencia habitual (2000) | Residencia 5 años antes del censo (1995) | | | | Total 5 años antes | Población media | Migración neta | Tasa de migración neta (por mil) |
|--|--|--|----------------|------------|--------------------|-----------------|----------------|----------------------------------|
| | Ciudad de México | Resto de municipios del Estado de México | Resto del país | Total | | | | |
| Ciudad de México | 15,788,511 | 68,959 | 351,152 | 16,208,622 | 16,267,781 | 16,238,202 | -59,159 | -0.7 |
| Resto de municipios del Estado de México | 39,991 | 2,822,362 | 27,420 | 2,889,773 | 2,931,876 | 2,910,825 | -42,103 | -2.9 |
| Resto del país | 439,279 | 40,555 | 64,885,684 | 65,365,518 | 65,264,256 | 65,314,887 | 101,262 | 0.3 |
| Total | 16,267,781 | 2,931,876 | 65,264,256 | 84,463,913 | 84,463,913 | 84,463,913 | -- | -- |

Nota: Se usa la expresión "Ciudad de México" para facilitar la redacción. Pero, en rigor, se trata de la Zona Metropolitana del Valle de México, tal como ha sido definida oficialmente por el Consejo Nacional de Población, con 76 divisiones administrativas (delegaciones y municipios) componentes (Conapo, 2010).

Fuente: Procesamiento especial base de microdatos, Censo de México 2000.

Describir detalladamente el procedimiento supondría ocupar un espacio y tiempo más allá de los límites de este estudio. De cualquier manera, en los Cuadros 2, 3 y 4 se presenta un ejemplo ilustrativo de la matriz de indicadores de flujo y su uso para estimar el efecto de la migración sobre la composición de la población (para más detalles, ver Rodríguez, 2013, 2019; Rodríguez y Busso 2009; Rodríguez y Rowe, 2018; Rowe, Patias y Rodríguez, 2019).

Cuadro 2
*Ciudad de México, resto del Estado de México y resto del país, 2000:
población de 5 años y más según lugar de residencia en 1995*

| Residencia habitual (2000) | Residencia 5 años antes del censo (1995) | | | |
|--|--|--|----------------|------------|
| | Ciudad de México | Resto de municipios del Estado de México | Resto del país | Total |
| Ciudad de México | 15,788,511 | 68,959 | 351,152 | 16,208,622 |
| Resto de municipios del Estado de México | 39,991 | 2,822,362 | 27,420 | 2,889,773 |
| Resto del país | 439,279 | 40,555 | 64,885,684 | 65,365,518 |
| Total | 16,267,781 | 2,931,876 | 65,264,256 | 84,463,913 |

Fuente: Cálculos propios a partir del procesamiento especial base de microdatos, Censo de México 2000.

Cuadro 3
*Ciudad de México, resto del Estado de México y resto del país, 2000:
 población de 60 años y más según lugar de residencia en 1995*

| Residencia habitual (2000) | Ciudad de México | Resto de municipios de Estado de México | Resto del país | Total |
|--|------------------|---|----------------|-----------|
| Ciudad de México | 1,244,700 | 2,492 | 13,756 | 1,260,948 |
| Resto de municipios del Estado de México | 2,166 | 214,873 | 1,002 | 218,041 |
| Resto del país | 22,197 | 1,361 | 5,510,128 | 5,533,686 |
| Total | 1,269,063 | 218,726 | 5,524,886 | 7,012,675 |

Fuente: Cálculos propios a partir del procesamiento especial base de microdatos, Censo de México 2000.

Los Cuadros 2 y 3 corresponden a matrices clásicas de migración con la pregunta por lugar de residencia en una fecha fija anterior (5 años), que es similar a la del Cuadro 1, salvo por el hecho de que se trata de datos provenientes del censo del año 2000, y que no se incluyen los cálculos de migración. Además, hay una distinción importante en el caso del Cuadro 3: refiere a un grupo de edad y no a la población total (o de 5 años y más). Por su parte, la matriz del Cuadro 4 es novedosa y representa el porcentaje de población de 60 años y más de cada flujo, y los marginales representan el porcentaje de cada entidad con migración (factual) y el porcentaje que hubiese tenido cada entidad sin migración (contrafactual). La matriz del Cuadro 4 se obtiene de manera simple como división de las celdas de la matriz del Cuadro 3 (numerador) por las celdas de la matriz del Cuadro 2.

Al igual que los resultados derivados de una matriz de migración tradicional, de la matriz del Cuadro 4 se puede obtener un conjunto de resultados derivados mediante algoritmos simples que incluyen a los marginales y la diagonal. El primer resultado deriva de la comparación (sustracción) entre el marginal factual y el marginal contrafactual del indicador. En este caso, el indicador es el porcentaje de población de 60 años y más dentro de la población de 5 años y más. Cabe reiterar que no se debe confundir este efecto con el cambio observado en dicho porcentaje en los últimos cinco años, porque este último depende también de la mortalidad y la fecundidad del pasado. Y estos dos factores no se incluyen en el cálculo, porque las matrices de migración que se usan como insumos para producir la matriz de indicadores de flujos, no contienen personas nacidas en los cinco años previos al censo y solo contienen sobrevivientes al momento del censo. Entonces, este efecto capta el impacto neto y exclusivo de la migración sobre el cambio de este porcentaje.

Como se trata del porcentaje de población de 60 años dentro de la población de 5 años y más, este efecto podría interpretarse en términos más sustantivos como la incidencia de la migración sobre el proceso de envejecimiento de la Ciudad de México y el resto de México en el periodo 1995-2000. El efecto anterior se puede expresar de forma relativa, dividiéndolo por el contrafactual. En este caso, el efecto relativo corresponde al cambio porcentual del indicador debido a la migración. No se trata del cambio en puntos porcentuales, sino el porcentaje de variación del porcentaje de población de 60 años y más. De acuerdo con el Cuadro 4, la migración redujo el porcentaje de personas mayores en la Ciudad de México en un 0.3% en el periodo 1995-2000, ejerciendo un efecto atenuador sobre el proceso de envejecimiento de la ciudad.

Cuadro 4
Ciudad de México, resto del Estado de México y resto del país; porcentaje de población de 60 años y más sobre la población de 5 años según flujo migratorio y efectos relativos y absolutos de la migración en 1995-2000 sobre dicho porcentaje

| Residencia habitual (2000) | Residencia 5 años antes del censo (1995) | | | | Efecto absoluto | | | | Efecto relativo | | | |
|--|--|--|----------------|-------|-----------------|-------------|------------|----------------|-----------------|------------|----------------|------------|
| | Ciudad de México | Resto de municipios del Estado de México | Resto del país | Total | Migración neta | Inmigración | Emigración | Migración neta | Inmigración | Emigración | Migración neta | Emigración |
| Ciudad de México | 7.88 | 3.61 | 3.92 | 7.78 | -0.02 | -0.10 | 0.08 | -0.28 | -1.33 | 1.06 | | |
| Resto de municipios del Estado de México | 5.42 | 7.61 | 3.65 | 7.55 | 0.08 | -0.07 | 0.15 | 1.14 | -0.91 | 2.05 | | |
| Resto del país | 5.05 | 3.36 | 8.49 | 8.47 | 0.00 | -0.03 | 0.03 | 0.00 | -0.31 | 0.31 | | |
| Total | 7.80 | 7.46 | 8.47 | 8.30 | -- | -- | -- | -- | -- | -- | | |

Fuente: Elaboración propia a partir de los Cuadros 2 y 3.

Los efectos de la inmigración y la emigración, tanto absolutos como relativos, también son estimables. Los valores absolutos derivan del cotejo de los valores factuales y contrafactuales con la diagonal. Si el valor factual se coteja con la diagonal se obtiene el efecto absoluto de la inmigración; si la diagonal se coteja con el valor contrafactual se obtiene el efecto absoluto de la emigración. Estos dos efectos se transforman en relativos al dividirse por el valor contrafactual. En el Cuadro 4 se presentan los resultados de estas operaciones, que muestran que la inmigración a la Ciudad de México tiende a reducir el envejecimiento, porque los inmigrantes tienen una menor proporción de personas mayores, mientras que la emigración tiende a acentuar el envejecimiento porque quienes salen de las ciudades tienen una menor proporción de personas mayores, es decir, su salida tiende a aumentar esta proporción.

Para facilitar la comprensión del procedimiento, en el Diagrama 1 se presenta un resumen sintético de las fórmulas para estimar el efecto “composición”, que es el novedoso. Supone conocimiento las matrices de migración de población y de su nomenclatura, en particular de sus marginales, que son los relevantes para el cálculos. La construcción de las matrices de indicadores de flujo requiere más espacio e ilustración y también conocimiento sobre procesamiento de datos para la construcción de matrices de migración de población y la acumulación de valores de un atributo cuantitativo en las celdas, todo lo cual se puede hacer de manera relativamente sencilla con comandos específicos de paquetes computacionales estándares, como Redatam, SPSS, Stata, SAS o R. Esto ya ha sido presentado con detalle en publicaciones previas (Rodríguez, 2019; Rodríguez y Rowe, 2018).

Diagrama 1
Efecto de la migración sobre la composición de la población (fórmulas clave)

| Efecto de la migración sobre el atributo K del lugar i | | | | | |
|--|--------------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| Efecto absoluto de la migración neta | Efecto relativo de la migración neta | Efecto absoluto de la inmigración | Efecto absoluto de la emigración | Efecto relativo de la inmigración | Efecto absoluto de la emigración |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $K_{.i} - K_{i.}$ | $((K_{.i} - K_{i.}) / K_{i.}) * 100$ | $K_{.i} - K_{ii}$ | $K_{ii} - K_{i.}$ | $(K_{.i} - K_{ii}) / K_{i.} * 100$ | $(K_{ii} - K_{i.}) / K_{i.} * 100$ |

Fuente: Rodríguez (2019).

Entonces, habiendo construido la matriz de indicadores de flujos, los tres factores necesarios para los cálculos son: a) $K_{.i}$, que corresponde al valor del indicador en el momento del censo o valor factual; b) $K_{i.}$, que corresponde al valor del indicador 5 años antes del censo en la entidad i o valor contrafactual,⁴ y c) K_{ii} , que corresponde al valor del atributo de la población no migrante de la matriz. Las operaciones aritméticas para obtener el efecto impacto son simples (sumas, restas, cocientes) y son similares a las que se usan para obtener inmigrantes, emigrantes y migración neta (y sus tasas) a partir de una matriz de migración de población. Las diferencias radican en que los efectos relativos no se calculan respecto de poblaciones medias, sino respecto del

4 El supuesto de invariabilidad del atributo es el que permite considerar este valor como contrafactual, porque sería el que tendría la entidad i si no hubiese habido migración.

valor contrafactual y que el efecto de la emigración invierte el orden entre diagonal y marginal para captar valores negativos, lo que no tiene sentido en una matriz de migración de población.

Resultados

Migración, crecimiento y edad

Respecto de la primera hipótesis del estudio, el Cuadro 5 evidencia una caída importante de la migración de las grandes ciudades, incluso en términos absolutos. El análisis comparativo considerando las doce ciudades con censos de la ronda de 1980 y de la ronda de 2010 muestra que según los censos de 1980 la suma de inmigrantes y emigrantes de estas ciudades fue de casi 5 millones de personas y solo de 3.7 millones de personas según los censos de 2010.⁵ Desde luego, esta merma en términos absolutos es bastante mayor aun si se considera la intensidad, porque en el periodo de referencia la población de todas las ciudades examinadas creció (Cuadro 5). Los valores negativos se ponen en cursivas para una rápida apreciación del contraste positivo-negativo sea en el atractivo/expulsión migratorio o en la tendencia de los volúmenes y tasas.

Como el saldo migratorio del conjunto de las ciudades puede estar afectado por el peso relativo de las observaciones o eventualmente por observaciones extremas, cabe considerar la tendencia del atractivo migratorio desde otro indicador, a saber, la cantidad de ciudades con emigración neta. Este indicador sugiere un panorama algo diferente. No por la tendencia, porque las ciudades con emigración neta aumentan claramente, sino por la proporción de ciudades expulsoras. De acuerdo con los censos de 1980, ninguna ciudad tenía emigración neta, mientras que, de acuerdo con el censo de 2010, ocho de las veinte son de emigración neta. El aumento de ciudades expulsoras es indiscutible, pero las ciudades expulsoras siguen siendo una minoría, lo que obliga a ser cautos en la conclusión sobre el atractivo migratorio de las grandes ciudades y evitar plantearlo como un fenómeno transversal o mayoritario. En cualquier caso, la declinación de su atractivo- sí es validada por todos los indicadores usados. En cualquier caso, un análisis pormenorizado por ciudad se encuentra en Rodríguez (2019).

En cambio, lo que no se valida es el componente de la hipótesis de que la inflexión se debe a un aumento de la emigración y a la masiva salida de población desde las grandes ciudades. De hecho, es categórico que el factor decisivo para la tendencia del atractivo migratorio de las grandes ciudades ha sido la inmigración, en particular su desplome, tanto en las cuantías (casi un 50% de acuerdo con los datos comparativos 1975-2010, que es lo que corresponde, basados solo en las doce ciudades que los tienen, Cuadro 5) y en las intensidades (una caída de dos tercios en el periodo indicado). La emigración, por su parte, aumentó un 22% en volumen, pero se redujo en un cuarto en su intensidad.

5 Si se consideran las veinte ciudades incluidas en este estudio se llega a 6 millones de inmigrantes y emigrantes según los censos de la década de 2010, pero eso incluye ocho ciudades que no tienen datos del censo de 1980, por lo cual no puede efectuarse la comparación directa entre ese dato y el que deriva de los censos de 1980.

Cuadro 5
*Doce ciudades con censos de las décadas de 1980 y de 2010:
 inmigrantes, emigrantes y migración neta por edad (saldo y tasa
 medias anuales por mil) y variación entre ambos censos*

| Década censal | Inmigrantes | Emigrantes | Migración neta | Población media | Tasas | | |
|---------------|-------------------------------------|------------|----------------|---------------------------------|-------------|----------------|----------------|
| | | | | | Inmigración | Emigración | Migración neta |
| 2010 | | | | | | | |
| Menos de 15 | 270,049 | 386,297 | -116,248 | 9,376,491 | 5.8 | 8.2 | -2.5 |
| 15-29 | 852,838 | 524,612 | 328,227 | 13,985,819 | 12.2 | 7.5 | 4.7 |
| 30-59 | 629,007 | 799,137 | -170,131 | 21,688,187 | 5.8 | 7.4 | -1.6 |
| 60 y más | 125,012 | 191,698 | -66,686 | 6,305,104 | 4.0 | 6.1 | -2.1 |
| Total | 1,829,547 | 1,842,414 | -12,868 | 49,841,673 | 7.3 | 7.4 | -0.1 |
| 1980 | | | | | | | |
| Menos de 15 | 706,687 | 396,184 | 310,503 | 7,482,184 | 18.9 | 10.6 | 8.3 |
| 15-29 | 1,801,383 | 580,210 | 1,221,173 | 10,703,024 | 33.7 | 10.8 | 22.8 |
| 30-59 | 803,828 | 470,299 | 333,529 | 10,401,131 | 15.5 | 9.0 | 6.4 |
| 60 y más | 109,435 | 58,871 | 50,564 | 2,146,147 | 10.2 | 5.5 | 4.7 |
| Total | 3,421,333 | 1,505,564 | 1,915,769 | 30,732,485 | 22.3 | 9.8 | 12.5 |
| Década censal | Cambio relativo absolutos 1975-2010 | | | Cambio relativo tasas 1975-2010 | | | |
| | Inmigración | Emigración | Migración neta | Inmigración | Emigración | Migración neta | |
| 2010 | | | | | | | |
| Menos de 15 | -62 | -2 | -137 | -70 | -22 | -130 | |
| 15-29 | -53 | -10 | -73 | -64 | -31 | -79 | |
| 30-59 | -22 | 70 | -151 | -62 | -19 | -124 | |
| 60 y más | 14 | 226 | -232 | -61 | 11 | -145 | |
| Total | -47 | 22 | -101 | -67 | -25 | -100 | |

Nota: Población de 5 años y más incluida en las matrices de migración. Este filtro se aplica a todos los datos presentados en este trabajo a menos que se indique algo en sentido distinto.

Fuente: Cálculos propios basados en procesamientos especiales de microdatos censales.

Respecto de la segunda hipótesis, sobre el pertinaz atractivo de las grandes ciudades para los jóvenes, los datos obtenidos y procesados lo validan completamente. En el caso regional alcanza una expresión notable de acuerdo a los censos de la década de 2010: todas las ciudades son atractivas para los jóvenes, y como contrapartida, la mayoría de las ciudades son expulsoras de los otros grupos de edades. El Cuadro 5 lo muestra sintéticamente con las doce ciudades comparables entre censo de la década de 1980 y la de 2010: mientras que a fines de la década de 1970 las doce ciudades agrupadas eran atractivas para todos los grupos de edad y muy atractivas para los jóvenes, en 2005-2010 son expulsoras de todos los grupos de edad, menos de los jóvenes, que siguen registrando inmigración neta, aunque mucho menos intensa que en el pasado.

Cuadro 6
*Veinte ciudades, censos de las décadas de 2000 y 2010,
 saldo migratorio con diferentes categorías del sistema de
 asentamientos humanos, por grandes grupos de edad*

| Censo | Categoría asentamientos humanos | Total | | | | |
|-------|------------------------------------|---------|---------|---------|---------|----------|
| | | 5-14 | 15-29 | 30-44 | 45-59 | 60 y más |
| 2000 | | | | | | |
| | 1 millón o más | -33,053 | -25,920 | -45,556 | -25,058 | -16,212 |
| | 500,000 - 999,999 | -25,571 | 14,464 | -40,459 | -20,275 | -12,618 |
| | 100,000 - 499,999 | -26,872 | 77,469 | -50,905 | -22,403 | -10,276 |
| | 50,000 - 99,999 | -8,679 | 70,242 | -10,709 | -12,628 | -6,585 |
| | 20,000 - 49,999 | 3,256 | 149,480 | -3,328 | -11,522 | -4,220 |
| | Menos de 20,000 | 2,280 | 31,941 | -914 | -1,804 | -919 |
| | Otro | 13,473 | 373,148 | 4,278 | -13,811 | 629 |
| 2010 | | | | | | |
| | 1 millón o más | -19,782 | 8,910 | -32,022 | -24,455 | -19,570 |
| | 500,000 - 999,999 | -24,936 | 9,160 | -39,883 | -23,153 | -17,631 |
| | 100,000 - 499,999 | -45,501 | 35,110 | -65,455 | -33,519 | -18,073 |
| | 50,000 - 99,999 | -7,658 | 56,422 | -9,391 | -8,238 | -5,542 |
| | 20,000 - 49,999 | -14,116 | 125,117 | -8,527 | -13,848 | -6,060 |
| | Otro | -41,484 | 282,672 | -13,044 | -23,904 | -9,277 |

Nota: Población de 5 años y más incluida en las matrices de migración. Este filtro se aplica a todos los datos presentados en este trabajo a menos que se indique algo en sentido distinto.

Fuente: Cálculos propios basados en procesamientos especiales de microdatos censales.

El mayor atractivo de las ciudades para los jóvenes no resulta sorpresivo. De hecho, cabe insertar este hallazgo en un marco más amplio relativo a la selectividad/diferencialidad etaria de la migración de las grandes ciudades, que se verifica más allá de América Latina (White, 2016). Además, el debate teórico anticipaba exactamente esto, por la confluencia de: i) la mayor intensidad de la migración durante la juventud explicable por los enfoques de ciclo de vida de los hogares y curso de vida de las personas; ii) las mayores oportunidades y los atractivos especiales para los jóvenes que ofrecen las ciudades, y iii) las desventajas y dificultades relativas que entraña vivir en una gran ciudad para las familias en fase de crianza y también para las personas mayores, aunque esto último es menos claro en términos teóricos, al menos en América Latina.

Respecto de la tercera hipótesis, referida a la menor caída del atractivo migratorio de las grandes ciudades entre los jóvenes, esta se comprueba fácilmente en los datos, porque el grupo de 15-29 es el único en el cual la caída no significó la inflexión hacia una tasa negativa. Por ende, la impresionante caída de su tasa de migración neta de 80 % entre los censos de la década de 1980 y los de la década de 2010 es menos marcada que las caídas superiores al 100 % de los otros grupos de edad. Esto refuerza la incertidumbre sobre el efecto rejuvenecedor de la migración, ya que la magnitud de este depende de dos factores: i) el diferencial de tasas de migración neta, que en los datos agregados se ha ensanchando conduciendo a un efecto mayor, pero cuyo comportamiento para cada ciudad podría apartarse de este indicador promedio donde pesan más las megápolis, y ii) la intensidad de la migración, que claramente ha disminuido y conduce a un efecto menor. Entonces, cabe resolver la duda de forma empírica, examinando todas las ciudades de la muestra, como se hace en el segundo apartado de esta sección.

Cabe destacar que el atractivo de las grandes ciudades para los jóvenes opera para todo el resto del sistema de asentamientos humanos, como se aprecia en el Cuadro 6. De hecho, la polaridad entre los jóvenes y el resto de los grupos de edad se extiende a todos los intercambios dentro del sistema de asentamientos humanos. Mientras las veinte grandes ciudades examinadas en esta investigación ganan jóvenes en su intercambio bilateral con otras categorías de ciudades (incluyendo el resto de las ciudades grandes de sus países, cuando las hay) y el ámbito “rural”, en el caso del resto de las ciudades pierde población en todos los intercambios bilaterales, al menos en el caso de los censos de la ronda de 2010. Es decir, el pertinaz atractivo de las grandes ciudades para las ciudades menores y el ámbito rural destacado en investigaciones previas (Rodríguez, 2017, 2019) solo se sostiene por los jóvenes. Las grandes ciudades pierden población de las otras edades incluso en su intercambio con las ciudades menores y el ámbito rural. Definitivamente, los diferenciales de los factores de atracción y expulsión de las ciudades tienen una segmentación etaria estructural, que cruza las comparaciones con todas las otras alternativas de localización dentro del sistema de asentamientos humanos.

Efectos de la migración interna sobre la estructura etaria de las ciudades

La cuarta hipótesis de este estudio tiene como preámbulo la estimación del efecto rejuvenecedor, para luego evaluar su evolución (que es el objeto de la hipótesis en rigor). Los resultados de la investigación confirman plenamente la hipótesis del efecto rejuvenecedor (en el sentido que aumenta la proporción de jóvenes, o población de 15 a 29 años de edad) de la migración sobre la estructura etaria de las ciudades. Todas las ciudades, con la excepción de Toluca, lo registran durante todo el periodo de referencia a costa de la reducción del peso relativo de los otros grupos de edad, con las excepciones de Recife, Monterrey y Caracas, donde la migración eleva la proporción de personas mayores, y Toluca, donde se eleva la proporción de adultos (Cuadro 7). Cabe destacar que este efecto rejuvenecedor se debe sin excepción a la inmigración, como se advierte claramente en las Gráficas 1 a 3, ya que la emigración, pese a su perfil etario menos concentrado en los jóvenes, tiene una sobrerrepresentación de jóvenes y, por ende, tiende a comprimir su porcentaje.

La excepción de Toluca es relevante para explicar por qué no opera el efecto rejuvenecedor de la migración interna allí. La especificidad de esta ciudad es su relación hasta cierto punto satelital con la Ciudad de México. Desde fines del siglo pasado se ha verificado una extensión del proceso de suburbanización de la megápolis mexicana hacia Toluca, en virtud de la construcción de nuevas autopistas de conexión, entre otros factores (Aguilar, 2006, 2011; Chávez 1998; Chávez et al., 2016; Pérez y Santos, 2013; Sobrino, 2011). Por ello, la Ciudad de México ha mantenido un fuerte atractivo para los jóvenes (lo que se revela con el efecto de la emigración en la Gráfica 3) y, en cambio, la suburbanización ha sido encabezada por familias en fase de crianza o adultos, lo que se refleja en que el único grupo de edad que aumenta su porcentaje por migración en Toluca, durante todo el periodo de observación de México, es el de adultos (Cuadro 7).

Cuadro 7
Veinte ciudades: efecto relativo de la migración sobre el porcentaje de los grupos de edad en dos momentos (inicial y final) y cambio porcentual del efecto entre ambos momentos (por cien)

| País y ciudad | Efecto de la migración sobre el porcentaje de los 4 grupo de edad y cambio (porcentaje) entre momento (censo) inicial y final (momento inicial variable según país) | | | | | | | | | |
|------------------------|---|------|-------------------|--------|-----|-------------------|--------|------|-------------------|------|
| | Menos de 15 años | | | | | 15-29 años | | | | |
| | Inicio | Fin | Cambio porcentual | Inicio | Fin | Cambio porcentual | Inicio | Fin | Cambio porcentual | Fin |
| Brasil (1980-2000) | | | | | | | | | | |
| Belo Horizonte | -0.9 | -1.1 | 24.1 | 4.2 | 2.6 | -37.5 | -3.0 | -1.0 | -65.6 | -4.9 |
| Brasília | -5.4 | -2.3 | -57.5 | 8.8 | 4.1 | -53.7 | -3.9 | -1.4 | -65.3 | -4.1 |
| Curitiba | -0.3 | -1.6 | 450.8 | 3.8 | 3.0 | -21.7 | -2.8 | -0.9 | -67.9 | -5.2 |
| Recife | -0.5 | -0.3 | -41.6 | 0.9 | 0.4 | -55.1 | -0.6 | -0.2 | -60.2 | 0.5 |
| Rio de Janeiro | -1.3 | -0.6 | -57.2 | 3.0 | 1.5 | -49.3 | -1.6 | -0.5 | -69.2 | -1.6 |
| Salvador | -2.4 | -0.6 | -73.1 | 4.8 | 1.9 | -59.7 | -2.8 | -1.0 | -64.1 | -3.6 |
| São Paulo | -3.1 | -1.5 | -50.8 | 8.0 | 3.0 | -61.9 | -4.6 | -1.0 | -78.7 | -5.9 |
| Costa Rica (1984-2011) | | | | | | | | | | |
| San José | -1.1 | -1.2 | 6.8 | 1.5 | 1.5 | 4.3 | -0.5 | -0.6 | 11.1 | -1.0 |
| Ecuador (1982-2010) | | | | | | | | | | |
| Quito | -6.5 | -1.7 | -74.2 | 8.1 | 4.4 | -45.5 | -2.4 | -2.2 | -9.8 | -4.7 |
| Guayaquil | -5.3 | -0.3 | -93.6 | 5.3 | 1.4 | -74.1 | -0.5 | -0.8 | 71.4 | -2.8 |
| Cuenca | -0.2 | -1.4 | 518.1 | 2.5 | 3.2 | 25.6 | -2.2 | -1.6 | -27.1 | -1.5 |

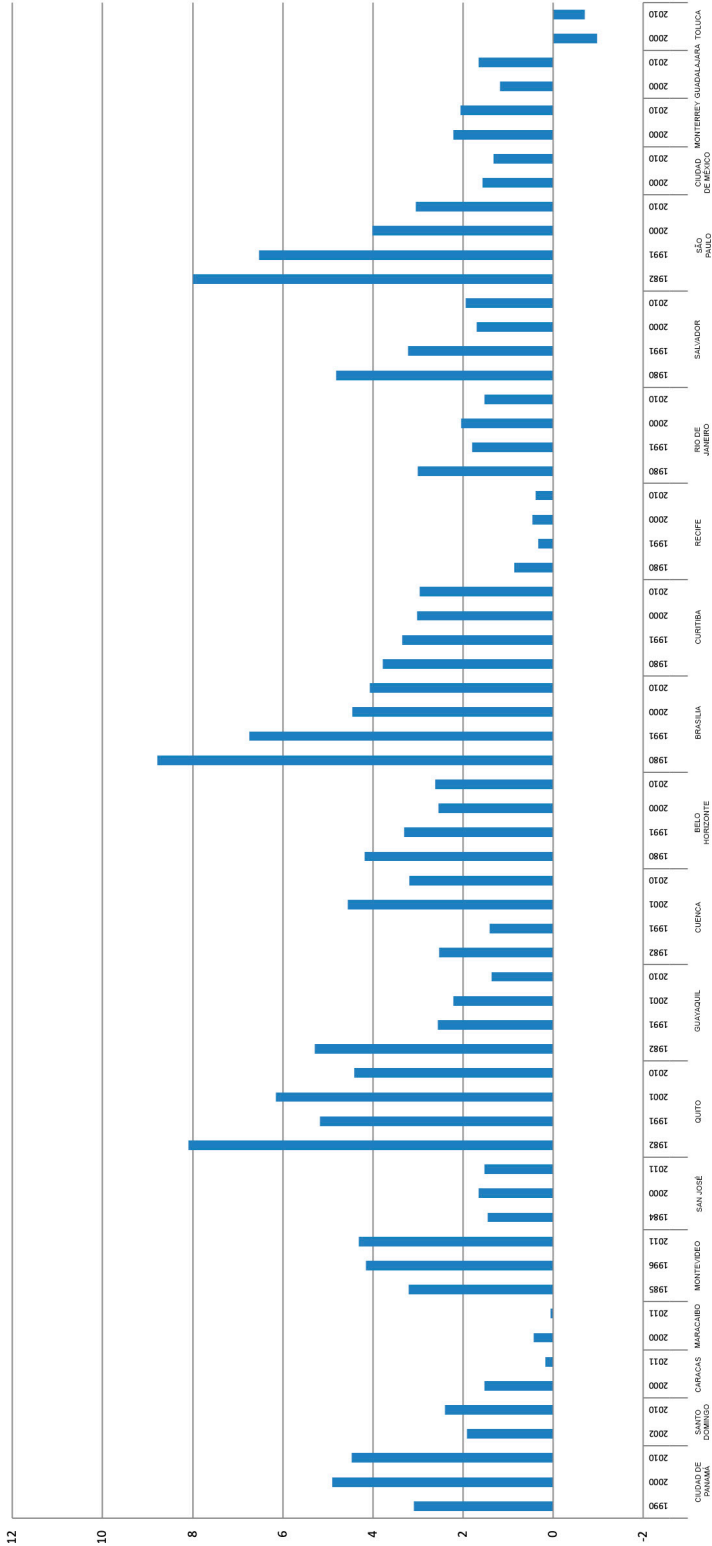
(continúa)

Cuadro 7 (continuación)

| País y ciudad | Efecto de la migración sobre el porcentaje de los 4 grupo de edad y cambio (porcentaje) entre momento (censo) inicial y final (momento inicial variable según país) | | | | | | | | | | | |
|----------------------------------|---|------|-------------------|------|------------|-----|-------------------|------|------------|------|-------------------|--------|
| | Menos de 15 años | | | | 15-29 años | | | | 30-59 años | | | |
| | Inicio | Fin | Cambio porcentual | | Inicio | Fin | Cambio porcentual | | Inicio | Fin | Cambio porcentual | |
| México (2000-2010) | | | | | | | | | | | | |
| Ciudad de México | -0.7 | -0.5 | -26.7 | 1.6 | 1.3 | | -16.0 | -0.8 | -0.5 | -0.3 | -0.3 | 23.5 |
| Guadalajara | -1.0 | -0.6 | -35.7 | 2.2 | 2.1 | | -7.3 | -1.1 | -0.8 | -1.2 | -1.2 | -0.6 |
| Monterrey | -0.7 | -1.2 | 55.9 | 1.2 | 1.7 | | 39.6 | -0.7 | -0.7 | 0.3 | 0.2 | -48.2 |
| Toluca | 0.1 | -0.2 | -492.3 | -1.0 | -0.7 | | -27.3 | 0.8 | 0.8 | 0.7 | -0.9 | -237.7 |
| Panamá (1990-2010) | | | | | | | | | | | | |
| Ciudad de Panamá | -0.8 | -4.5 | 468.7 | 3.1 | 4.5 | | 45.0 | -2.0 | -0.1 | -1.8 | -2.4 | 34.1 |
| República Dominicana (2002-2010) | | | | | | | | | | | | |
| Santo Domingo | -1.2 | -1.4 | 16.3 | 1.9 | 2.4 | | 26.3 | -0.9 | -1.0 | 0.4 | -0.3 | -178.6 |
| Uruguay (1985-2011) | | | | | | | | | | | | |
| Montevideo | -1.4 | -1.5 | 6.3 | 3.2 | 4.3 | | 34.2 | -0.8 | -1.4 | -1.1 | -1.0 | -1.1 |
| Venezuela (Rep. Bol) 2001-2011 | | | | | | | | | | | | |
| Caracas | -1.5 | -0.7 | -50.2 | 1.5 | 0.2 | | -88.9 | -0.6 | -0.1 | 0.9 | 1.0 | 13.3 |
| Maracaibo | -0.1 | -0.2 | 42.9 | 0.4 | 0.1 | | -85.9 | -0.3 | -0.0 | -0.1 | 0.2 | -210.0 |

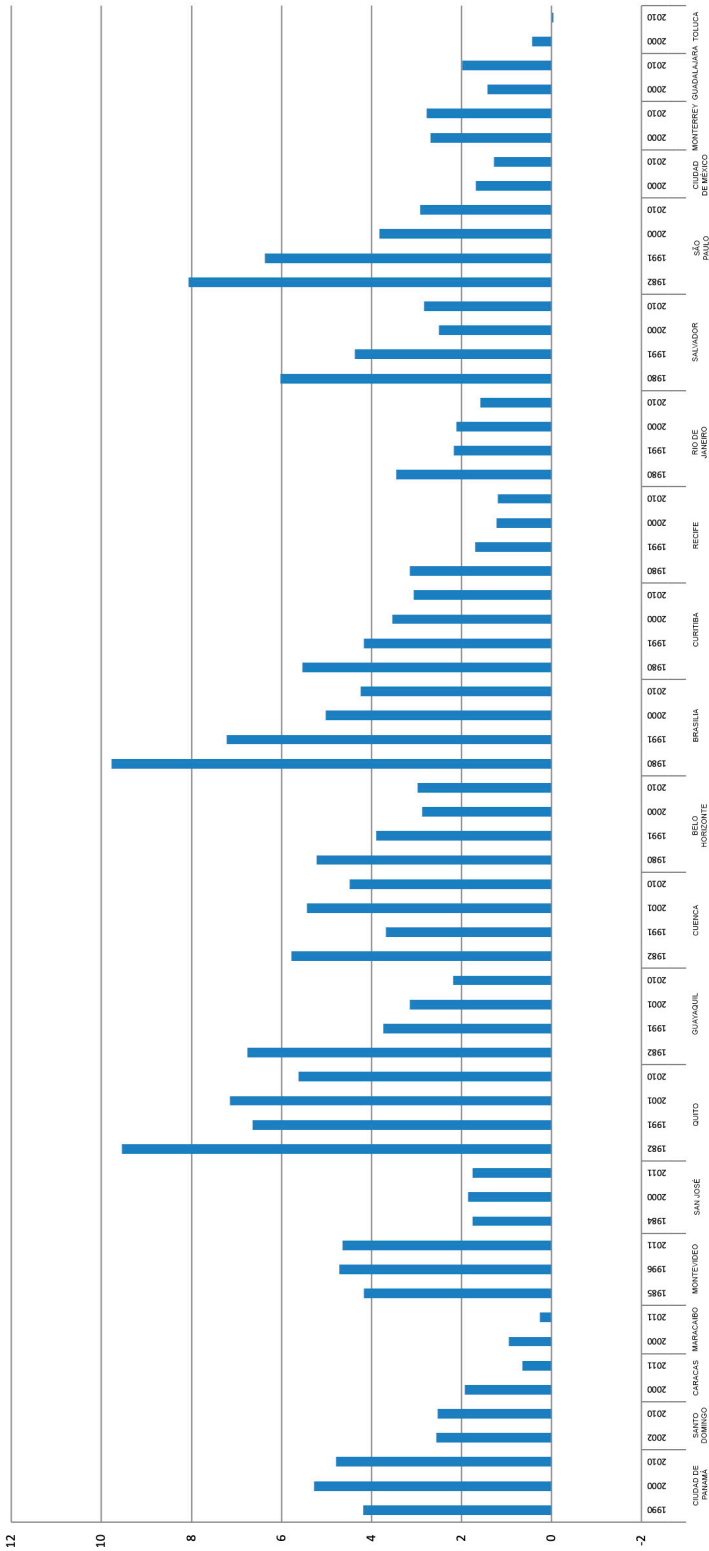
Fuente: Censos de la ronda de 2000 y de 2010, cálculos propios.

Gráfica 1
Veinte ciudades: efecto relativo de la migración neta sobre el porcentaje de jóvenes (en porcentajes).
Censos de las décadas de 1980 a 2010



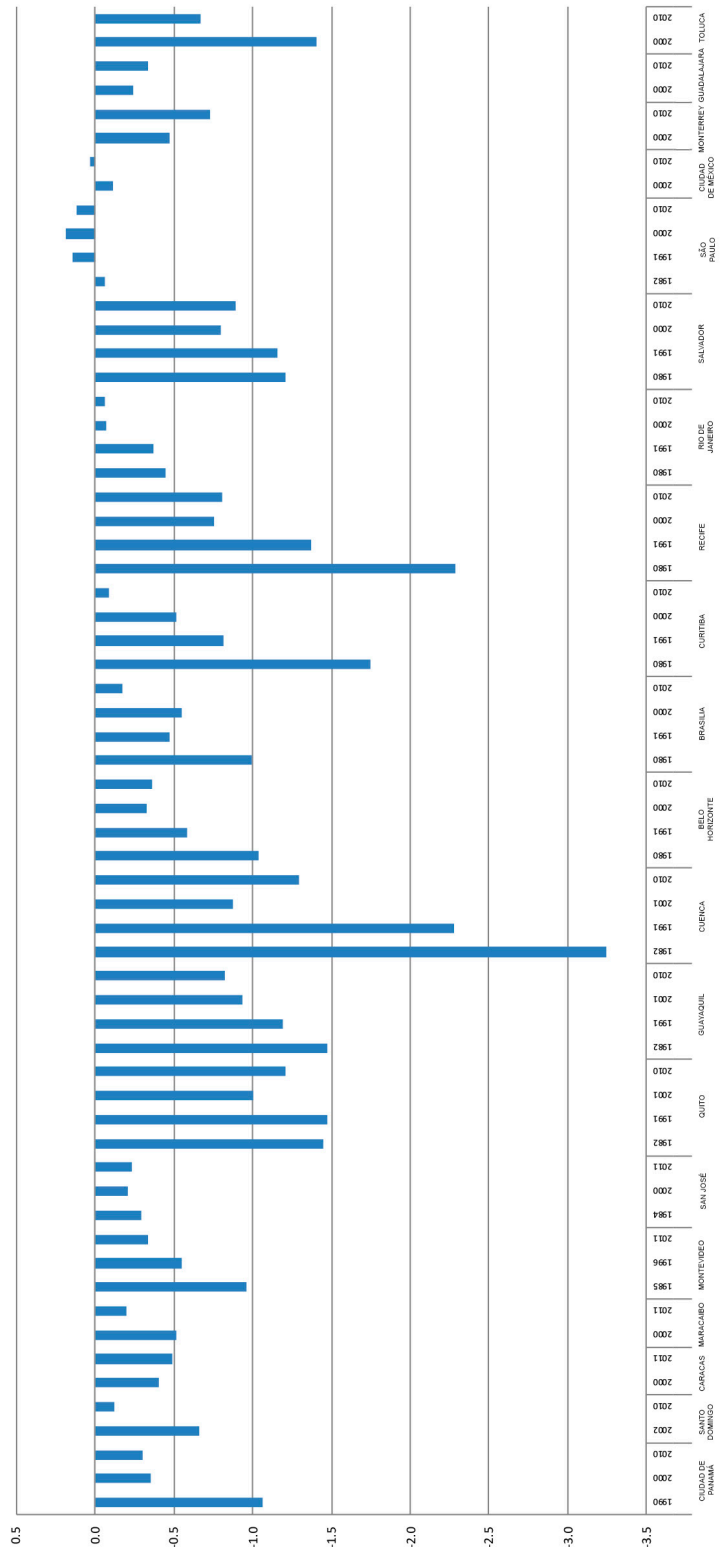
Fuente: Bases de microdatos censales, cálculos propios.

Gráfica 2
Veinte ciudades: efecto relativo de la inmigración sobre el porcentaje de jóvenes (en porcentajes).
Censos de las décadas de 1980 a 2010



Fuente: Bases de microdatos censales, cálculos propios.

Gráfica 3
Veinte ciudades: efecto relativo de la emigración sobre el porcentaje de jóvenes (en porcentajes).
Censos de las décadas de 1980 a 2010



Fuente: Bases de microdatos censales, cálculos propios.

Ahora bien, la hipótesis no se valida empíricamente en lo que refiere a la evolución del efecto rejuvenecedor, ya que este no es creciente, sino decreciente en la mayoría de las ciudades. La causa de esta tendencia no es una convergencia de las tasas de migración neta entre los grupos de edad, sino la caída de la intensidad de la migración neta. Esta caída del efecto rejuvenecedor se acompaña, la mayoría de los casos, por una baja del efecto reductor que la migración tiene sobre la proporción de las otras edades, lo que en la práctica significa una tendencia a la convergencia, porque al tratarse siempre de valores negativos, la reducción significa un efecto relativo menor en términos absolutos, es decir, efectos de la migración “reductores” de la proporción de niños, adultos y personas mayores, menores que en el pasado (para mayores detalles respecto de esto y los cálculos realizados, revisar el Cuadro 7). Aun así, es destacable que en algunas ciudades —Cuenca, San José, Ciudad de Panamá, Santo Domingo y Montevideo— el efecto rejuvenecedor se haya incrementado entre la primera observación (variable según país) y la última en el censo de 2010.

Conclusiones

La abrupta reducción del atractivo migratorio de las grandes ciudades se enmarca en un fenómeno de alcance global aún no bien comprendido, de baja sostenida y significativa de la intensidad de la migración interna desde la década de 1980, y que todavía genera debate sobre su magnitud (en parte por el efecto de China a nivel global) y alcance (Bell et al., 2015; Skeldon, 2018). En el caso de América Latina, no hay duda de que el gran motor de la migración interna durante el siglo XX, el éxodo rural, se atenuó significativamente a fines de la década de este siglo —en buena medida por la reducción de la presión demográfica allí, en virtud de la caída de la fecundidad, y también por el socavamiento de la cantera de migrantes que supuso el mismo éxodo rural—, y eso ha sido clave para la caída global de la intensidad de la migración interna en la región (Rodríguez, 2017; Rodríguez y Natho, 2018; Rodríguez y Rowe, 2018). Lo anterior da una pista sobre un cambio relevante en el periodo que incide en la migración relacionada con las grandes ciudades, pues la migración hacia ellas tuvo una cantera rural muy significativa durante su explosión migratoria de la segunda parte del siglo XX (Elizaga y Macisco, 1975; Martine, 1979; Rodríguez y Busso, 2009).

Ahora bien, hay otros factores asociados a esta pérdida gradual de atractivo hasta llegar a la condición de emigración neta en el promedio grupal y en ocho de las veinte ciudades examinadas. Pero se trata de factores complejos y de diferente índole. Por ejemplo, el hecho de que dentro de las ocho ciudades expulsoras se encuentren las tres megalópolis del conjunto de ciudades (São Paulo, Río de Janeiro y Ciudad de México) es sugerente respecto de eventuales problemas y debilidades de estas ciudades asociados a su gran tamaño y las dificultades que ello implica en materia de gobernabilidad, transporte y ofrecimiento de servicios básicos, y las exigencias (muchas veces incumplidas) que supone en materia de inversión en infraestructura, vialidad y transporte.

Todo lo anterior alimenta la narrativa de “sentido común”, que señala a la emigración como la fuerza emergente, y decisiva finalmente, que provoca este fenómeno. Pero es evidente que esta narrativa no se ajusta a la evidencia, pues la indiscutible pérdida de atractivo de las grandes ciudades se debe a un desplome de la inmigración y no a un alza de su emigración. Llamativamente, esto es incluso válido para las dos megalópolis de Brasil que tienen datos para todo el periodo de observación y que registran emigración neta en el censo de la ronda de 2010 (Río de Janeiro desde el

censo de la década de 1990 en adelante, y São Paulo desde el censo de la década de 2000 en adelante), pues la tasa de emigración se redujo entre ambos censos. La inflexión desde su condición atractiva en 1980 (muy atractiva en el caso de São Paulo) a una negativa en 2010 obedece exclusivamente al masivo declive de la inmigración, tanto en tasa como en saldo. Y lo mismo se verifica para un periodo más corto de observación (1995-2010) en el caso de la Ciudad de México, donde la profundización de su condición de emigración neta fue causada por la baja de su tasa de inmigración, ya que la primera cayó ligeramente.

Por otra parte, las distinciones etarias del atractivo migratorio de las grandes ciudades alcanzan un estatus especial durante el siglo XXI, pues se generaliza la polaridad entre grandes ciudades atractivas para jóvenes y expulsoras de todos los otros grupos de edad. Este último hallazgo es de mayor relevancia para la investigación futura sobre el atractivo migratorio de las grandes ciudades. En efecto, los modelos estándares de la migración basados en factores de atracción y expulsión (White, 2016) son transversales en términos etarios, es decir, se considera que los diferenciales de empleo, ingresos, condiciones de vida, afectan a todas las edades por igual. Y los resultados de esta investigación evidencian que tales diferenciales no pueden operar de manera equivalente para todas las edades, por la polaridad migratoria entre el atractivo que todavía tienen las grandes ciudades para los jóvenes y la emigración neta en todas las otras edades.

En este sentido, lo más probable es que algunos de los factores de atracción/expulsión tradicionales tengan una ponderación especial por parte de los jóvenes o un comportamiento diferente entre las edades. Adicionalmente, pueden existir factores de atracción/expulsión alternativos a los tradicionales y que tienen un peso especial para los jóvenes, como los relativos al uso del tiempo libre, la búsqueda de pareja y, en general, la libertad para experimentar y expresarse, así como el acceso a oportunidades y opciones de cambio que son clave para los jóvenes, quienes están en búsqueda de su camino y valoran más, en comparación con otras fase del curso de vida, la flexibilidad, el cambio y la experimentación.

Cualquiera que sea el caso, se trata de un tema que amerita futuras investigaciones, en varias líneas. La primera se refiere a los factores de atracción/expulsión más básicos de la migración laboral, a saber, ingreso y empleo, y en particular verificar si estos son los que atraen a los jóvenes. En este sentido, lo importante no es solo el comportamiento de los salarios y el desempleo según la edad en las grandes ciudades, sino la similitud o diferencial de este comportamiento respecto al origen de los migrantes. Previsiblemente, los jóvenes tendrán mayores índices de desempleo y menores salarios que los adultos en las grandes ciudades, porque ambos factores se vinculan con la experiencia, la necesidad, la reputación e incluso con las consideraciones legales vinculadas al tiempo de contratación. Y pese a ello, todavía pueden sentirse atraídos por ambos factores, si las oportunidades de empleo y los salarios son inferiores en su lugar de origen.

Por otro lado, no hay duda de que factores de atracción secundarios para los adultos son cruciales para los jóvenes. Uno de ellos, emblemático, es la educación, pues muchos jóvenes se encuentran en fase de formación y, como tal, su principal motivación para trasladarse a las grandes ciudades es la búsqueda de esta, que puede ser tanto secundaria como terciaria. Esta última normalmente es más gravitante por la mayor centralización de los establecimientos —en particular universidades, pero

también otros centros de formación— en las grandes ciudades. En efecto, en muchos países de América Latina, las ciudades grandes concentran a las universidades más importantes y masivas, y hay pocas opciones para la formación académica y profesional en instituciones de prestigio fuera de las grandes ciudades (Atienza y Aroca, 2012; Fusco y Ojima, 2016; Rama, 2015).

Cabe considerar también que otros factores pueden operar intrínsecamente de manera inversa para jóvenes y adultos. Esto es, atrayendo jóvenes y expulsando adultos. Un caso ilustrativo es la oferta habitacional, ya que las unidades pequeñas y de alquiler pueden ser muy funcionales para los jóvenes y, en cambio, disuasivas para los adultos. De este modo, el pertinaz atractivo de las ciudades que constata esta investigación deja abiertas preguntas para investigaciones futuras.

Finalmente, cabe dejar constancia de algunas limitaciones y debilidades de la investigación. Las limitaciones son varias, y en general fueron mencionadas en el texto. *Grosso modo*, tienen al menos tres orígenes. En primer lugar, la fuente, ya sea por la medición de la migración con una sola pregunta, lo que ciertamente subestima la magnitud del fenómeno, o por las diferencias en las series censales entre países, lo que erosiona la comparación y la perspectiva de largo plazo (35 años) del análisis, o por la captación de la migración a escalas demasiado agregadas, que dificultan análisis adecuados de la realidad territorial y erosionan la comparabilidad de algunos indicadores, sobre todo cuando hay diferencias significativas en el tamaño de las entidades más desagregadas usadas para captar la migración (como los municipios). Ahora bien, en la región no hay alternativa al censo para medir migración. Los investigadores en el tema deben asumir esas limitaciones desde el inicio, haciendo uso, eventualmente, de procedimientos demográficos para maximizar la explotación de este módulo, y deben explicitar las limitaciones que impone la fuente. En segundo lugar, los procedimientos usados para estimar los efectos de la migración tienen supuestos que no siempre se cumplen, y pérdidas, por ejemplo, los menores de 5 años. Y, en tercer lugar, hay limitaciones debidas a la falta de investigaciones previas y de conceptos pertinentes a la realidad regional, producto de la novedad de temas, como la segregación etaria.

Las debilidades, por su parte, también son numerosas. Varias derivan de decisiones técnicas adoptadas en la investigación que podrían afectar los resultados. Entre ellas destacan las definiciones territoriales, tanto de las ciudades como de las zonas, las definiciones de indicadores, por ejemplo, el uso de la tasa de migración neta como referencia exclusiva para el atractivo migratorio o el uso del índice de disimilitud como referencia exclusiva para medir la segregación, los grupos de edad seleccionados, etc. Las definiciones territoriales pueden influir decisivamente en los principales resultados de la investigación, y si bien las usadas en la investigación están avaladas por bases de datos de reconocida calidad y por investigaciones previas, no pueden considerarse inmejorables o inmunes a la crítica.

Afortunadamente, estas debilidades no son insalvables. Futuras investigaciones podrían enfrentarlas y hasta superarlas en algunos casos, y en esa línea avanzar en un reto mayor: explicar por qué las ciudades siguen siendo atractivas para los jóvenes y, en cambio, la mayoría de ellas han devenido en expulsoras para el resto de las edades.

Referencias

- Aguilar, A. (Coord.). (2006). *Las grandes aglomeraciones y su periferia regional. Experiencias en Latinoamérica y España*. México: Miguel Ángel Porrúa, Instituto de Geografía-UNAM.
- Atienza, M. y Aroca, P. (2012). Concentración y crecimiento en Chile: una relación negativa ignorada. *EURE (Santiago)*, 381(114), 257-277. doi: S0250-71612012000200010
- Banco Mundial (2009). *Informe sobre el Desarrollo Mundial 2009. Una nueva geografía económica. Panorama general*. Washington D. C.: Banco Mundial.
- Bell, M., Charles-Edwards, E., Ueffing, P., Stillwell, J., Kupiszewski, M. y Kupiszewska, D. (2015). Internal migration and development: Comparing migration intensities around the world. *Population & Development Review*, 41(1), 33-58. doi: 10.1111/j.1728-4457.2015.00025.x
- Bell, M. y Muhidin, S. (2009). *Cross-national comparisons of internal migration. Human Development Research Paper*, 2009/30. Nueva York: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Recuperado de http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdrp_2009_30.pdf
- Bilsborrow, R. (2016). Concepts, definitions and data collection approaches. En M. J. White. (Ed.), *International Handbook of Migration and Population Distribution* (pp. 109-156). Dordrecht: Springer. doi: 10.1007/978-94-017-7282-2_7
- Cabella, W., Macadar, D., Ruiz, M. y Rodríguez, J. (2014). *Los datos demográficos. Alcances, limitaciones y métodos de evaluación. Serie Manuales*, (82). Santiago de Chile: Cepal. ONU: LC/L.3906.
- Celade (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía) (2010). *Base de datos de Migración Interna en América Latina y el Caribe (MIALC)*. Recuperado de https://www.cepal.org/celade/migracion/migracion_interna/
- Cepal (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (s. f.). *Banco de datos de la Celade. Depualc (Distribución Espacial de la Población y Urbanización en América Latina y el Caribe)*. Recuperado de <https://celade.cepal.org/bdcelade/depualc/>
- Cepal (2012). *Población, territorio y desarrollo sostenible*. Santiago de Chile: CEPAL. ONU: LC/L.3474(CEP.2/3)
- Cepal (2014). *Panorama social de América Latina*. Santiago de Chile: Cepal. ONU: LC/G.2635-P
- Chávez, A. M. (1998). *La nueva dinámica de la migración interna en México de 1970 a 1990*. Cuernavaca: Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias-UNAM.
- Chávez, A. M., Barquero, J., Cunha, J., Macadar, D., Rodríguez, J. y Sobrino, J. (2016). Migración interna y cambios metropolitanos: ¿qué está pasando en las grandes ciudades de América Latina? *Revista Latinoamericana de Población*, 18, 7-41. doi: 10.31406/relap2016.v10.i1.n18.1
- Conapo (Consejo Nacional de Población). 2010. *Delimitación de las zonas metropolitanas de México 2010*. Recuperado de http://www.conapo.gob.mx/es/CONAPO/Zonas_metropolitanas_2010
- Cuervo, L. y González, J. (1997). *Industria y ciudades en la era de la mundialización. Un enfoque socioespacial*. Bogotá: Tercer Mundo Editores. doi: 10.4067/S0250-71611998007300007
- Cunha, J. M. (2015). A migração interna no Brasil nos últimos cinquenta anos: (des) continuidades e rupturas. En M. Arretche. (Ed.), *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos* (pp. 279-307). São Paulo: UNESP-CEM.

- Cunha, J. M. (Org.) (2018). *Dinâmica demográfica e socioespacial no Brasil metropolitano: convergências e especificidades regionais*. Campinas: UNICAMP-UFSCAR.
- DESA (Department of Economic and Social Affairs of the United Nations) (2018). *World Urbanization Prospects 2018*. Recuperado de <https://population.un.org/wup>
- Dureau, F. (Dir.). (2014). *Mobilités et changement urbain: Bogotá, Santiago et São Paulo*. Rennes: Presses Universitaires de Rennes.
- Dureau, F., Dupont, V. Lelièvre, E., Lévy, J. P. y Lulle, T. (Coords.). (2002). *Metrópolis en movimiento. Una comparación internacional*. Bogotá: Instituto de Investigación para el desarrollo (IRD)/Alfaomega.
- Elizaga, J. y Macisco, J. (1975). *Migraciones internas. Teoría, método y factores sociológicos*. Serie E(19). Santiago de Chile: Centro Latinoamericano de Demografía.
- Florida, R. (2005). *Cities and the creative class*. Nueva York: Routledge.
- Frey, W. (1987). Migration and depopulation of the metropolis: Regional restructuring or rural renaissance. *American Sociological Review*, 52(2), 240-257. doi: 10.2307/2095452
- Fujita, M., Krugman, P. y Venables, A. (2000). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- Fusco, W. y Ojima, R. (2016). Nordeste do Brasil: interiorização do ensino superior e mobilidade pendular. *VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población e XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais, At Foz do Iguaçu (PR)*. doi: 10.13140/RG.2.2.14796.41608
- Geyer, H. y Kontuly, T. (1993). A theoretical foundation for the concept of differential urbanization. *International Regional Science Review*, 15(2), 157-177. doi: 10.1177/016001769301500202
- Greenwood, M. (1997). Internal Migration in Developed Countries. En R. Rosenzweig y O. Stark. (Eds.), *Handbook of population and family economics* (pp. 647-720). Vol. 1. Ámsterdam: Elsevier Science.
- Hardoy, J. (1980). La construcción de las ciudades de América Latina a través del tiempo. *Revista Interamericana de Planificación*, 14(53), 9-27. doi: 10.22201/iiec.20078951e.1978.34.40920
- Harvey, D. (2014). *Diecisiete contradicciones y el fin del capitalismo*. Quito: Instituto de Altos Estudios Nacionales del Ecuador.
- Henderson, J. (2003). The urbanization process and economic growth: The so-what question. *Journal of Economic Growth*, 8(1), 47-71. doi: 10.1023/A:1022860800744
- Martine, G. (1979). Migraciones internas: ¿investigación para qué? *Notas de Población*, 7(19), 9-38.
- Pacione, M. (2009). *Urban geography. A global perspective*. Nueva York: Routledge.
- Pérez, E. y Santos, C. (2013). Tendencias recientes de la migración interna en México. *Papeles de Población*, 19(76), 53-88.
- Prado, A., Jordán, R. y Riffo, L. (Coords.). (2017). *Desarrollo sostenible, urbanización y desigualdad en América Latina y el Caribe. Dinámicas y desafíos para el cambio estructural*. Santiago de Chile: Cepal. ONU: LC/PUB.2017/19
- Quijano, A. (1973). La formación de un universo marginal en las ciudades de América Latina. En M. Castells. (Ed.), *Imperialismo y urbanización en América Latina* (pp. 340-365). Barcelona: Gustavo Gili.

- Rama, C. (2015). Nuevas formas de regionalización de la educación superior en América Latina: las universidad red y los cluster universitarios. *Revista Gestão Universitária na América Latina*, 8(2), 302-328. doi: 10.5007/1983-4535.2015v8n2p302
- Rodríguez, J. (2008). Migración interna de la población joven: el caso de América Latina. *Revista Latinoamericana de Población*, 2(3), 9-26.
- Rodríguez, J. y Busso, G. (2009). *Migración interna y desarrollo en América Latina entre 1980 y 2005: un estudio comparativo con perspectiva regional basado en siete países*. Santiago de Chile: Cepal. ONU: LC/G.2397-P
- Rodríguez, J. (2013). La migración interna en las grandes ciudades en América Latina: efectos sobre el crecimiento demográfico y la composición de la población. *Notas de Población*, 96, 53-104. ONU: LC/G.2573-P
- Rodríguez, J. (2017). *Migración interna y asentamientos humanos en América Latina y el Caribe (1990-2010)*. Serie Población y Desarrollo, (121). Santiago, Chile: Cepal. ONU: LC/TS.2017/115
- Rodríguez, J. (2019). *El efecto de la migración interna sobre la estructura y las disparidades etarias en las grandes ciudades de América Latina*. Tesis de doctorado en Demografía, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. Recuperado de <https://rdu.unc.edu.ar/handle/11086/11654>
- Rodríguez, J. y Natho, F. (2018). Dinámica migratoria de grandes ciudades de América Latina: selectividades sociales y territoriales. Ponencia presentada en la sesión temática Movilidad espacial, metropolización y segregación residencial. VIII Congreso de ALAP, Puebla, México, del 23 al 26 de octubre de 2018. Recuperado de <http://www.alapop.org/Congreso2018/PDF/0019a.pdf>
- Rodríguez, J. y F. Rowe (2018). How is internal migration reshaping metropolitan populations in Latin America? A new method and new evidence. *Population Studies*, 72(2), 253-273. doi: 10.1080/00324728.2017.1416155
- Rogers, A. y Castro, L. (1982). Patrones modelo de migración. *Demografía y Economía*, 16(3), 267-327. doi: 10.24201/edu.v16i03.529
- Romero, J. L. (1976). *Latinoamérica, las ciudades y las ideas*. Buenos Aires: Siglo XXI.
- Rowe, F., Patias, N. y Rodríguez, J. (2019). *Compositional Impact of Migration (CIM)*. doi: 10.13140/RC.2.2.11135.05280
- Sabater, A., Graham, E. y Finney, N. (2017). The spatialities of ageing: Evidencing increasing spatial polarisation between older and younger adults in England and Wales. *Demographic Research*, (36), 731-744. doi: 10.4054/DemRes.2017.36.25
- Sabatini, F. (1991). Santiago: tendencias y posibilidades de desconcentración de la industria en la Macro Región Central. *EURE*, 17(52/53), 75-86.
- Sassen, S. (1991). *The global city: New York, London, Tokyo*. Princeton: Princeton University Press.
- Singer, P. (1973). Urbanización, dependencia y marginalidad en América Latina. En M. Scheingart. (Ed.), *Urbanización y dependencia en América Latina*. Buenos Aires: SIAP. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/34526/S7600488_es.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Skeldon R. (2018). Internal migration in the developed world: Are we becoming less mobile? *Population Studies*, 72(2), 277-279. doi: 10.1080/00324728.2018.1456090
- Sobrinho, J. (2011). La urbanización en el México contemporáneo. Documento presentado en la Reunión de Expertos sobre Población, Territorio y Desarrollo Sostenible. Santiago de Chile, Cepal, 16 y 17 de agosto de 2011.

- Van den Berg, L., Drewett, R. y Klaassen, H. (1982). *Urban Europe. A study of growth and decline*. Londres: Elsevier.
- Villa, M. y Rodríguez, J. (1997). Dinámica sociodemográfica de las metrópolis latinoamericanas durante la segunda mitad del siglo XX. *Notas de Población*, 25(6), 17-110.
- White, M. (Ed.). (2016). *International Handbook of Migration and Population Distribution*. International Handbooks of Population, (6). Nueva York: Springer.
- Williamson, J. (1965). Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4) (part 2), 3-45. doi: 10.1086/450136
- Williamson, J. (1988). Migrant selectivity, urbanization, and industrial revolutions. *Population and Development Review*, 14(2), 287-314. doi: 10.2307/1973573

A dinâmica demográfica global em uma “Terra inabitável”

**Resenha de D. Wallace-Wells (2019).
The Uninhabitable Earth: Life after Warming. New York: Tim Duggan Books, 272 pp.**

José Eustáquio Diniz Alves
Orcid: 0000-0001-6095-9668
Pesquisador independente

Introdução

O ano de 2019 foi marcado pelo lançamento do influente livro *The Uninhabitable Earth: Life after Warming* (fevereiro de 2019), do jornalista David Wallace-Wells, que, ao esboçar a possibilidade de um cenário de armagedon climático para um futuro não muito distante, tem servido de alerta para se questionar o rumo insustentável da forma como a humanidade lida com as questões ambientais. De fato, o mundo passa por um momento de inflexão, pois o aquecimento global não é mais um problema como outro qualquer, mas sim o evento que engloba e potencializa todos os demais e obriga a humanidade a repensar suas prioridades.

Em 2019 se comemora também os 25 anos da Conferência Internacional sobre População e Desenvolvimento (CIPD), ocorrida na cidade do Cairo, no Egito, em 1994. A CIPD apresentou um Programa de Ação que buscava uma harmonia entre avanços econômicos e sociais, respeito ao meio ambiente e universalização dos direitos humanos. O eixo central da CIPD foi “Crescimento econômico sustentado, no contexto de um desenvolvimento sustentável”. Entre os dias 12 e 14 de novembro de 2019 foi realizada a Cúpula de alto nível CIPD25, em Nairóbi, Quênia, para reafirmar os compromissos do Plano de Ação da CIPD 25 anos depois e acelerar a implementação daqueles ainda não cumpridos.

Todavia, é preciso avaliar até que ponto as visões utópicas do “Consenso do Cairo” se sustentam diante do cenário distópico traçado em *A Terra inabitável*. Para tanto, vamos apresentar uma resenha da obra de Wallace-Wells buscando relacionar como os impactos da nova realidade ecológica poderão influir na dinâmica demográfica global. As reflexões do livro podem ser úteis para o debate demográfico e a compreensão da dinâmica populacional no século XXI.

Apesar de ser um trabalho em linguagem jornalística e de fácil compreensão para o público leigo, o livro está amparado nos mais recentes e relevantes estudos científicos, sendo que os dados apresentados estão organizados em inúmeras páginas de notas e fontes, felizmente reunidas no final do texto. Desta forma, o livro é muito bem documentado e solidamente referenciado e está dividido em quatro seções, sendo que as duas partes do meio estão subdivididas em diversos capítulos curtos e ágeis.

“Prometo, é pior, muito pior do que você imagina”

Na parte 1, “Cascatas”, o livro apresenta argumentos em série para refutar os negacionistas do clima —aquelas pessoas (muitas vezes financiadas pela indústria dos combustíveis fósseis) que não acreditam no aquecimento global ou dizem que o aquecimento não é tão grave e não é causado por fatores antropogênicos—. Também coloca em xeque a posição dos desenvolvimentistas que acreditam na ideia de que os problemas sociais possuem prioridade sobre os problemas ambientais, assim como contesta alguns “ambientalistas” que tratam as mudanças climáticas como um assunto distante da realidade temporal e espacial da maioria da população, como se fosse um desajuste no clima do Ártico, o naufrágio de uma ilha pequena e isolada do Pacífico ou uma ação de caridade para salvar baleias e rinocerontes que vivem em áreas selvagens e longe da civilização. Ou seja, fatos autônomos sem conexão um com os outros e sem uma abrangência global.

Porém, a emergência climática não permite cair em ilusões ou fantasias. Wallace-Wells não dilui os problemas ambientais num tempo futuro e distante. Ele faz questão de situar a crise climática no presente e convida os leitores a olhar e pensar os desafios ecológicos na escala e na dimensão que eles já possuem e, como uma bola de neve, vão se agigantar nas próximas décadas, se o modelo econômico e cultural predominante no mundo continuar funcionando da maneira convencional. Por isto, a primeira frase do livro é: “Prometo, é pior, muito pior do que você imagina”.

Sem dúvida, como o próprio nome da obra aponta, a humanidade tornou-se agente e vítima de eventos catastróficos que podem transformar imensas áreas em terrenos inabitáveis ou inóspitos para a vida. Cada vez mais pessoas percebem a conexão simultânea entre o sucesso do crescimento econômico, do aumento do padrão de consumo e da extensão da vida da população mundial e o retrocesso no equilíbrio homeostático intrínseco na natureza.

Como a ciência já comprovou, o principal vetor das mudanças climáticas são as emissões de gases de efeito estufa, que se expandiram com a queima de combustíveis fósseis – desde o início da Revolução Industrial e Energética. As emissões globais de CO₂ estavam em 2 bilhões de toneladas em 1900, passaram para 6 bilhões em 1950, chegaram a uma média de 22,5 bilhões de toneladas entre 1992 e 1994 (anos da Conferência do Meio Ambiente do Rio e da CIPD do Cairo) e atingiram 37 bilhões de toneladas em 2018. A concentração de CO₂ na atmosfera estava abaixo de 280 partes por milhão (ppm) em todo o Holoceno (últimos 12 mil anos), chegou a 300 ppm em 1920, atingiu 358 ppm em 1994 e vai ultrapassar 410 ppm em 2019 (e tem subido 2,5 ppm por ano na atual década).

Baseados nestes dados e nas projeções dos modelos científicos, Wallace-Wells registra que nesse curso, “que seguimos alegremente a passos céleres”, aumentaremos a média da temperatura em mais de 4 °C em 2100. Ainda chama atenção que isto significaria que regiões inteiras do mundo ficariam inabitáveis devido ao calor direto, à

desertificação, à acidificação dos solos e das águas e às inundações, e argumenta que são poucas as chances de evitarmos esse cenário, pois nenhum dos grandes países poluidores do mundo (talvez com exceção da União Europeia) parece estar a caminho de cumprir as promessas feitas no Acordo de Paris.

Elementos do caos

Na parte 2, “Elementos do caos”, há doze capítulos curtos e impactantes, que assustam ao apresentar um cenário de um possível colapso ambiental —que não necessariamente vai acontecer—, mas que se torna cada vez mais provável em decorrência da incapacidade da governança global de realizar ações concretas para mitigar a crise climática e ambiental.

O capítulo “Calor letal” começa mostrando que existe um limite térmico para a vida humana (e dos mamíferos em geral). Um aumento geral da temperatura da Terra aliado às ondas letais de calor pode tornar a vida inviável em muitas regiões do planeta. Na visão do autor, a morte por calor está entre os castigos mais cruéis: primeiro vem a exaustão, depois a desidratação, suor profuso, náuseas e dor de cabeça, portanto, não dá para ignorar o aquecimento global. De maneira resumida, os capítulos seguintes repetem um cenário não muito promissor.

A despeito de todas as conquistas da chamada “Revolução Verde”, o fantasma da fome poderá voltar a assustar o mundo. Segundo Wallace-Wells, a estimativa mais aceita é que para cada grau de aquecimento, no mínimo, o rendimento da safra de grãos caia 10 %. Assim, se o planeta aquecer cinco graus até o final do século, quando as projeções indicam 50 % mais pessoas para alimentar, a disponibilidade de grãos poderá ser 50 % menor. No caso das proteínas animais o autor mostra que o quadro pode ser ainda pior.

Sobre os efeitos da elevação do nível dos oceanos, o autor mostra que este fenômeno não é apenas coisa do futuro, pois já é uma realidade em diversas áreas costeiras que estão sofrendo com as erosões e onde os deltas dos rios estão naufragando. Com o degelo dos polos, da Groenlândia e dos glaciares, os cenários são de aumento de 1 a 2 metros no nível do mar até 2100, o que afetaria, diretamente, a vida de bilhões de pessoas, com custos financeiros de trilhões de dólares.

A generalização dos incêndios florestais se espalha pelo mundo causando perdas de vidas e grandes prejuízos econômicos. Wallace-Wells nos lembra que globalmente, o desmatamento é responsável por cerca de 12 % do carbono emitido e os incêndios florestais produzem até 25 % das emissões. Resultados de pesquisas mostrados pelo autor indicam que a capacidade dos solos florestais para absorver metano caiu 77 % em apenas três décadas, e alguns estudos indicam que somente a taxa de desmatamento tropical poderia aumentar em 1,5 °C adicionais de aquecimento. Com a Terra mais quente, os desastres naturais, como furacões, vão ficar mais fortes e mais frequentes. Assim, o autor nos adverte que as altas temperaturas de 2016, que marcaram recorde histórico, vão parecer normais daqui 20 anos.

O capítulo “Esgotamento da água doce” começa recapitulando que somente 0,007 % da água do planeta está disponível para matar a sede de quase 8 bilhões de habitantes do mundo. Hoje em dia 2,1 bilhões de pessoas em todo o mundo não têm acesso seguro à água potável e 4,5 bilhões não têm acesso ao saneamento básico adequado. O autor chama atenção que com o aquecimento global, a crise da água tende a se

agravar, já que metade da população mundial depende do derretimento sazonal de neve e gelo em alta altitude. Ainda dá diversos exemplos de insegurança hídrica atualmente e mostra como a disputa por água deve aumentar os conflitos locais e gerar guerras entre os países para garantir o abastecimento de água e termina o capítulo citando o ditado: “Se a crise climática é um tubarão, os recursos hídricos são os dentes”.

Em “Morte dos oceanos”, os sinais de deterioração se ampliam, pois o impacto das mudanças climáticas é ainda mais dramático, já que os oceanos cobrem 70 % da superfície da Terra, são responsáveis por cerca de um quinto de toda a proteína animal na dieta humana e influi nas estações e no clima do planeta. Os dados mostrados no capítulo nos lembram que atualmente, mais de um quarto do carbono emitido pelos seres humanos é sugado pelos oceanos, que absorve 90 % do excesso de calor, o que provoca acidificação e morte em massa dos corais. Ademais, as zonas mortas, a alteração das correntes marinhas, a sobrepesca, o acúmulo de plásticos —tudo isto— projeta um cenário moribundo para os oceanos.

O drama não diminui quando se trata do ar, já que ninguém vive sem respirar, mas Wallace-Wells nos lembra que o ar está ficando mais quente, mais sujo, mais opressivo, mais doentio e mais irrespirável. Atualmente, mais de 10 mil pessoas morrem diariamente devido a poluição do ar e até o final do século cerca de 2 bilhões de pessoas vão respirar em ambiente inseguro. Diversas cidades do mundo, como Nova Deli, enfrentam um sério problema de saúde pública com a poluição do ar, reduzindo a produtividade da economia e a qualidade de vida. Mais ainda, o autor nos chama atenção que o aquecimento, ao provocar o degelo, pode reviver doenças que não circulam no ar há milhões de anos —em alguns casos, desde antes que os humanos estivessem por perto para encontrá-los— e nosso sistema imunológico provavelmente não está preparado para lidar com tais pragas. O autor relata o fato que o Ártico também armazena doenças aterrorizantes de épocas mais recentes, como o vírus da gripe espanhola que matou cerca de 50 milhões de pessoas logo depois da Primeira Guerra Mundial.

O capítulo sobre “Colapso econômico” desafia o discurso convencional, pois questiona o mantra do crescimento econômico ilimitado e mostra que o rápido crescimento desde o início da Revolução Industrial tem menos a ver com inovação e livre comércio e mais com o uso de combustíveis fósseis. Porém, o autor afirma que o “capitalismo fóssil” pode ter o PIB per capita reduzido em 50 % até o final do século se as emissões de CO₂ não diminuírem consistentemente nas próximas décadas. Ou seja, “a miragem produzida por fumaça fóssil” pode desaguar em uma longa recessão, gerada pelos fatores já listados da crise climática e ambiental. Assim, a conjugação de crise ecológica e crise econômica pode gerar “Conflitos climáticos” de grande porte e até guerras. O autor segue um raciocínio lógico: quando os rendimentos caem em função de eventos climáticos como secas e ondas de calor, a produtividade diminui e a renda cai, podendo resultar em mobilizações populares, instabilidade política e migração.

No capítulo final da parte 2, “Sistemas”, Wallace-Wells mostra que as rodas da economia são lubrificadas pelo crescimento da riqueza e numa recessão de longa duração elas travam e quebram. Da leitura podemos depreender que uma economia estagnada tende a gerar refugiados, doenças, suicídios, conflitos intergeracionais e até queda da fecundidade. Portanto, podemos inferir que os três componentes da dinâmica demográfica serão afetados profundamente pelas mudanças climáticas e suas graves

consequências terão impactos múltiplos e simultâneos, apresentando aos demógrafos um novo cenário que demanda um olhar sobre agudo para a interação dos temas ambientais e sociodemográficos.

O caleidoscópio climático

Na parte 3, “Caleidoscópio climático”, há seis capítulos que tratam das diferentes imagens e das diferentes cores que se alteram e combinam, nos diversos enquadramentos possíveis, além das narrativas que adotamos sobre nós mesmos na cultura e em nossas atitudes em relação ao capitalismo, às novas tecnologias, a política de consumo e ao sentido que poderíamos tentar entender o fim do progresso e os fatores éticos associados à crise climática. Esta terceira parte do livro pode parecer especulativa e até imprecisa, mas serve para refletir sobre as alternativas ao modelo de desenvolvimento econômico hegemônico diante da crise climática e ambiental.

O autor chama de caleidoscópio do clima o fato de parecermos hipnotizados por uma ameaça frontal, sem percebermos isso claramente. Ele diz que em uma época de mudanças climáticas em cascata, Hollywood também busca retratar as mudanças de relacionamento com a natureza. Porém, mesmo que na tela a devastação climática esteja em todo lugar para onde se olha, falta foco. Na prática, quando se trata de contemplar os perigos do aquecimento no mundo real, o público sofre de uma incrível falta de imaginação.

Analisando os fatores estruturais, o autor pergunta: o capitalismo pode resolver a crise ambiental e sobreviver às mudanças climáticas? Evidentemente não existe resposta simples para essa questão. Uma hipótese colocada por ele é que a disputa dos poderosos por lucros, cada vez mais escassos, vai se intensificar e as forças capitalistas vão exigir mais espaço, poder e autonomia para o capital, em detrimento da maioria da população e do meio ambiente. Outra hipótese colocada é que a crise climática reduza as taxas de crescimento econômico, gerando uma estagnação global e, simultaneamente, aumente os custos dos desastres climáticos agravando os conflitos sociais. De qualquer forma, Wallace-Wells pergunta quem pagará a conta, se o capitalismo sobreviver. Ele, que é crítico do capitalismo financeiro, mostra que os custos do aquecimento global serão muito altos. Os Tribunais dos Estados Unidos já estão atolados de processos reivindicando indenizações por danos climáticos, contra as grandes corporações que lucraram com a “produção fóssil”.

Neste ponto do livro se nota a entrada em cena da questão geracional, pois são as novas gerações que não aceitam receber a “herança maldita” dos desastres ecológicos. O autor cita como exemplo o processo “Juliana versus Estados Unidos” (Crianças versus Clima). O interessante a observar é que os acontecimentos nesta área acontecem com tal rapidez que o nome da adolescente sueca Greta Thunberg nem aparece no livro (publicado em fevereiro de 2019), embora ela tenha se tornado uma grande referência internacional e tenha liderado a maior revolta climática da história, com mais de 7 milhões de pessoas nas ruas de todo o mundo em setembro de 2019.

No capítulo seguinte, Wallace-Wells questiona as pessoas que depositam todas a esperança de salvação nos poderes milagrosos da tecnologia. Critica também a ilusão de que a “Meca” da inovação está nas grandes empresas do Vale do Silício, que se transformaram na “Igreja da Tecnologia”. Querem nos fazer crer que os avanços na ciência e tecnologia resolverão todos os problemas: os carros elétricos e autônomos

vão acabar com a poluição e os engarrafamentos nas cidades, as impressoras 3D vão produzir de tudo, inclusive comida, a geoengenharia vai sequestrar carbono e mitigar o aquecimento global e se, por acaso, a Terra acabar, vamos viver em Marte ou em espaçonaves. Efetivamente, o autor não compartilha da idolatria da 4.^a Revolução Industrial e indica que o refrão “a tecnologia nos salvará” é um subterfúgio que nos permitir continuar com nossos hábitos destrutivos e sem nos sentirmos muito mal.

Da mesma forma que a tecnologia, por si só, não vai resolver os problemas ambientais, as políticas de consumo possuem suas limitações evidentes, como tratado em capítulo apropriado. Segundo Wallace-Wells, o consumo consciente é uma ideia vendida pelo neoliberalismo com a concepção de que as escolhas do consumidor podem substituir a ação política. Contudo, a questão do consumo é um problema global, como demonstra o exemplo da China, país mais populoso do mundo, que se transformou na maior potência produtiva e exporta seu modelo de produção via a Iniciativa “Um Cinturão, uma Rota”. Mas a China se transformou na nação mais poluidora do planeta, com quase 30 % das emissões globais de CO₂ e tem expandido sua presença no mundo por meio de uma cadeia global produtiva. Embora o autor tenha falado sobre a possibilidade de desordem global e “guerras climáticas”, o tema da expansão do consumo global e seus impactos na capacidade de carga do planeta foram pouco explorados no capítulo.

Irrefutavelmente, a crise climática e ambiental coloca em xeque a noção idílica e dominante de progresso e a noção que as futuras gerações viveriam em um mundo mais rico e mais pacífico. Ela inverte a perspectiva e oferece um tempo profundo de mudança em cascata, abrindo a possibilidade de um futuro desorientado e desconhecido.

No último capítulo da parte 3, Wallace-Wells busca elaborar uma “ética do fim do mundo”, se contrapondo às diversas filosofias escatológicas. Ele relata várias obras fundadas em visões apocalípticas e indica outra guinada no sentido da aclimatização, dizendo: “Mas talvez uma maneira de conseguirmos nos orientar por esse caminho sem cair no desespero coletivo seja normalizar perversamente o sofrimento climático no mesmo ritmo que o aceleramos” (p. 262).

Princípio antrópico

Na quarta e última parte do livro Wallace-Wells deixa no ar um raio de otimismo ao tratar do princípio antrópico: “Se os humanos são os responsáveis pelo problema, devem ser capazes de desfazê-lo” (p. 268). O sistema climático que possibilitou o progresso humano e o desenvolvimento da civilização foi levado à beira do colapso por uma única geração e, agora, precisa ser remediado, rapidamente, também em uma única geração. O autor diz que se permitirmos que o aquecimento global prossiga e nos castigue com toda a ferocidade que o alimentamos, será porque escolhemos, como punição, caminhar coletivamente para o suicídio. Mas, ele nos adverte que podemos optar por trilhar um caminho diferente.

Ou seja, *A Terra inabitável* apresenta teses científicas para lá de desconfortáveis, que alguns leitores podem interpretar como alarmistas e outros como realistas. Indubitavelmente, o livro é menos focado em soluções do que em esclarecer a escala do problema e o horror de seus efeitos. Mas no subtítulo, “vida depois do aquecimento”, o autor já nos indicava que a Terra, mesmo cada vez mais inabitável, não será desabitada e continuará hospedando vidas, mesmo que em uma situação mais adversa.

***Terra inabitável* e a dinâmica demográfica no século XXI**

O fato é que o livro *A Terra inabitável: vida após o aquecimento* não usa de subterfúgios para falar sobre a gravidade da crise climática e ambiental atual. Mas, alguns críticos dizem que o livro é apenas um relato jornalístico sensacionalista e que não apresenta alternativas aos leitores que ficam assustados com a plethora de problemas apresentados. Entretanto, não se pode exigir de um livro que responda a todas as demandas das pessoas, mas talvez apenas observar se está em conformidade com o conhecimento científico e os objetivos estabelecidos nas instâncias multilaterais globais.

Neste sentido, podemos dizer que as teses do livro *A Terra inabitável* foram recentemente referendadas e reforçadas por um artigo/manifesto assinado por mais de 11 mil cientistas e publicado na revista *BioScience* (Ripple, Wolf, Newsome, Barnard e Moomaw, 2019), alertando sobre a ameaça de uma iminente catástrofe ambiental. O manifesto diz que o planeta está enfrentando uma emergência climática e que os cientistas têm a obrigação moral de alertar claramente sobre os riscos de um “sofrimento humano incalculável”. Eles apresentam alternativas para mitigar a crise climática em seis áreas: energia, poluentes de vida curta, natureza, alimento, e economia e população.

Para os estudos populacionais, o cenário de uma *Terra inabitável* coloca um desafio novo que não estava presente, pelo menos com a urgência vigente, na CIPD do Cairo, de 1994. O eixo central da CIPD foi “crescimento econômico sustentado, no contexto de um desenvolvimento sustentável”. Foram apresentadas metas ambiciosas para reduzir a pobreza e as desigualdades sociais, as taxas de mortalidade e melhorar o bem-estar da população mundial. Estas metas foram reafirmadas na Agenda 2030 da ONU e na Cúpula CIPD25, de Nairóbi.

Contudo, as condições climáticas extremas estão causando desastres em cascata e o que tem prevalecido na ordem internacional não são ganhos relevantes e avanços civilizatórios, mas “perdas, devastação e ameaças”, como já havia previsto, no final do século passado, o sociólogo Ulrich Beck no livro *Sociedade de Risco*. Neste mesmo sentido, Relatório do Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (ipcc), de agosto de 2019, constata que o crescimento da população e da economia mundial está apresentando retornos decrescentes, pois têm gerado taxas sem precedentes de uso de terra e água doce e aumentado as emissões de gases de efeito estufa.

A humanidade já ultrapassou os limites da resiliência do planeta e a dinâmica demográfica global, com certeza, será afetada pela crise climática e ambiental com possível aumento das taxas de mortalidade, aumento das migrações e dos refugiados do clima e alteração nos regimes de reprodução (Alves, 2019).

Caberá a todas e todos os demógrafos ficarem atentos para a nova conjuntura socioambiental, avaliando as alternativas para melhorar a vida de todos os habitantes (humanos e não humanos) do planeta em um preocupante e ameaçador cenário de uma Terra inóspita e inabitável.

Referências

- Alves, J. (2019). Os 25 anos da CIPD: Terra inabitável e o grito da juventude. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, 36. doi: 0000-0001-6095-9668
- IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) (2019). *Climate change and land. An IPCC Special Report on climate change, desertification, land degradation, sustainable land management, food security, and greenhouse gas fluxes in terrestrial ecosystems. Summary for Policymakers*. WMO, UNEP, 7 de agosto de 2019. Recuperado de https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2019/08/Edited-SPM_Approved_Microsite_FINAL.pdf
- Ripple, W. J., Wolf, C., Newsome, T. M., Barnard, P. e Moomaw, W. R. (2019). World scientists' warning of a climate emergency. *BioScience*, biz088. doi: 10.1093/biosci/biz088
- Wallace-Wells, D. (2019a). *A Terra inabitável: uma história do future*. São Paulo: Companhia das Letras.
- Wallace-Wells, D. (2019b). *The uninhabitable Earth: Life after warming*. New York: Tim Duggan Books. Recuperado de <https://www.crisrieder.org/thejourney/wp-content/uploads/2019/05/The-Uninhabitable-Earth-David-Wallace-Wells.pdf>